

**HEC MONTRÉAL**

**Les effets de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le  
RRQ sur la participation au marché du travail et les décisions de retraite des  
travailleurs expérimentés**

**par**

**Jeiel Onel Mézil**

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

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

Septembre 2019  
© Jeiel Onel Mézil, 2019



# Résumé

La présence des conditions d'accès à la prestation de retraite dans les régimes publics de retraite est scrutée à la loupe depuis quelques années à cause de leurs effets négatifs présumés sur l'emploi chez les travailleurs expérimentés. Sous l'hypothèse du cycle de vie, la théorie microéconomique prédit que l'abolition de ces conditions ne devraient avoir aucun impact sur les décisions de travail. Cependant, dans un modèle économique défini sur une seule période, la théorie prédit que l'abolition des conditions, telles que structurées dans le RRQ, provoquera une diminution du nombre d'heures travaillées. Quant à l'évidence empirique, elle ne fournit pas de réponse claire sur les effets de ces conditions sur l'emploi. Dans ce mémoire, nous exploitons l'abolition de ces conditions dans le RRQ en 2014 pour estimer ses effets sur les heures travaillées et sur la participation sur le marché du travail. À l'aide des données de l'Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR) et utilisant un modèle de double différence, nous avons estimé (par moindres carrés ordinaires) que cette abolition n'a eu aucun effet significatif sur les heures travaillées et sur la participation au marché du travail des travailleurs expérimentés au Québec, mais a plutôt causé une augmentation de la probabilité de recevoir la rente d'environ 13% durant chacune des trois années qui l'ont suivie. Les résultats indiquent également que l'abolition des conditions a provoqué une augmentation de la probabilité de travailler et de recevoir la rente, ce qui suggère qu'elle a poussé des travailleurs expérimentés à réclamer la rente de retraite bien avant la date prévue, diminuant du même coup le montant de rente que ces travailleurs recevront au moment de partir définitivement à la retraite. Nous avons également estimé un modèle de triple différence qui confirme ces résultats.

# Table des matières

<b>Résumé</b>	<b>v</b>
<b>Liste des tableaux</b>	<b>ix</b>
<b>Liste des figures</b>	<b>xi</b>
<b>Avant-propos</b>	<b>xiii</b>
<b>Remerciements</b>	<b>xv</b>
<b>Introduction</b>	<b>1</b>
<b>1 Revue de littérature</b>	<b>5</b>
1.1 Les conditions d'accès à la prestation de retraite en vigueur dans le RRQ avant 2014 . . . . .	5
1.2 Littérature existante - Partie théorique . . . . .	8
1.2.1 Analyse de la distribution du revenu ou du nombre d'heures de travail autour du seuil d'exemption . . . . .	11
1.2.2 Critique des modèles du regroupement . . . . .	13
1.2.3 Modèles structurels . . . . .	14
1.2.4 Les études basées sur des expériences naturelles . . . . .	16
1.2.5 Hétérogénéité dans les réponses des cohortes . . . . .	17
1.2.6 L'énigme de la taxe dans les réponses aux conditions d'accès à la prestations de retraite . . . . .	18

1.2.7	Effet du taux d'escompte sur la prestation des rentes . . . . .	20
<b>2</b>	<b>Théorie microéconomique</b>	<b>23</b>
2.1	Hypothèse d'un horizon temporel d'une seule période . . . . .	23
2.1.1	Effet de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de re- traite sur les heures travaillées . . . . .	24
2.1.2	Effet sur la participation au marché du travail . . . . .	26
2.2	Hypothèse du cycle de vie . . . . .	27
<b>3</b>	<b>Données</b>	<b>29</b>
3.1	Source de données . . . . .	29
3.2	Construction de l'échantillon . . . . .	30
3.2.1	Participation sur le marché du travail . . . . .	30
3.2.2	Prestation de la rente . . . . .	32
3.2.3	Autres variables d'intérêt . . . . .	34
<b>4</b>	<b>Méthodologie empirique</b>	<b>39</b>
4.1	Stratégie d'identification . . . . .	39
4.1.1	Identification de l'effet causal avec des données en coupes trans- versales répétées . . . . .	42
4.1.2	Hypothèses d'identification . . . . .	43
4.1.3	Endogénéité des régresseurs . . . . .	44
4.1.4	Tests placebos . . . . .	45
4.1.5	Problèmes d'inférence dans les modèles d'expériences naturelles .	45
4.2	Modèle économétrique . . . . .	48
4.2.1	Modèle de double différence . . . . .	48
4.2.2	Modèle de triple différence . . . . .	53
<b>5</b>	<b>Résultats et discussion</b>	<b>57</b>
5.1	Modèle de double différence . . . . .	57

5.1.1	Réponses du montant de la rente et de la probabilité de travailler et de recevoir la rente . . . . .	60
5.1.2	Robustesse des écarts types . . . . .	64
5.2	Modèle de triple différence . . . . .	65
	<b>Conclusion</b>	<b>69</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>73</b>
	<b>Annexe</b>	<b>i</b>

# Liste des tableaux

1.1	Règles d'admissibilité à la rente du RRQ . . . . .	6
3.1	Statistiques échantillonales . . . . .	32
3.2	Moyennes échantillonales des autres variables d'intérêt dans la cohorte des 60 à 64 ans . . . . .	37
5.1	Effets de l'abolition des conditions d'accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur la participation sur le marché du travail et sur la prestation de la rente (DD) . .	58
5.2	Effets de l'abolition de la condition d'accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur le fait de recevoir la rente et de travailler et sur le montant de la rente (DD) . .	62
5.3	Effets de l'abolition de la condition d'accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur la participation au marché du travail, les heures travaillées, le revenu d'emploi et le revenu total (DDD) . . . . .	66
1	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	ii
2	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	iv
3	Résultats des régressions de triple-différence . . . . .	vi
4	Test de tendances parallèles des doubles-différences . . . . .	ix
5	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	x
6	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xii
7	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xiv
8	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xvi
9	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xviii

10	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xx
11	Résultats des régressions de double-différence . . . . .	xxii

# Liste des figures

2.1	Représentation de la condition d'accès à la rente à 60 ans. . . . .	25
3.1	Évolution du taux de participation sur le marché du travail . . . . .	33
3.2	Évolution du taux de prestation de retraite. . . . .	34
4.1	Hypothèse des tendances parallèles . . . . .	44
4.2	Évolution du nombre de prestataires débutant les prestations de retraite du RPC : 1998-2018. . . . .	50
4.3	Croissance du nombre de prestataires débutant les prestations de retraite du RPC : 1998-2018. . . . .	50
5.1	Évolution du montant de rente reçu. . . . .	63
5.2	Évolution du revenu d'emploi annuel. . . . .	68



# Avant-propos

Les résultats présentés dans ce mémoire sont basés sur des données confidentielles de Statistiques Canada. L'accès à ces données a eu lieu au Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS). Cependant, les commentaires et conclusions formulés dans ce mémoire sont ceux de l'auteur et n'impliquent en aucun cas les organismes susmentionnés.



# Remerciements

Alors que le temps de conclure cette rigoureuse et merveilleuse aventure qu'est celle de rédiger un mémoire arrive, j'ai une pensée spéciale pour tous ceux qui m'ont accompagné dans mon cursus universitaire. J'adresse mes sincères remerciements à mon directeur de mémoire, Pierre-Carl Michaud, sans qui cela n'aurait pas été possible. Je lui dis merci pour son support durant ces derniers mois, ses conseils, sa patience et pour toute l'énergie qu'il a mise dans la tâche de me superviser dans la réalisation de ce travail.

Travailler sur un mémoire est aussi une occasion de rencontre et d'apprentissage. Je veux remercier dans ce sens les professionnels de la Chaire Industrielle Alliance, particulièrement David Boisclair et Yann Décarie pour leurs disponibilités. Je suis reconnaissant pour les discussions qu'on a eues et pour leurs conseils. Merci à mes camarades de maîtrise Simon Dagenais pour son aide dans l'apprentissage de la programmation, à Maxime J. Mellinger et à Jean Garry Roc pour le temps qu'ils ont consacré à relire mon travail.

Je remercie mes parents, Marie-Pluvette et Onel, qui m'ont toujours encouragé dans ma soif d'apprendre et dans mon désir de poursuivre des études en économie.

Un merci spécial à Marie Yola François. Marie, tu as cru en moi, as apporté ton sourire chaque fois que le ciel sombrait et la force m'était revenue. Merci à ma famille et à mes amis, particulièrement Johnny, Thélyson, Brignol, Paola et Eddison pour leur inconditionnel support.

J'aimerais finalement remercier l'Institut sur la retraite et l'épargne (IRE) ainsi que le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales pour leur soutien financier.

*À Victoria, avec toute mon affection.*



# Introduction

*Si l'emploi aux âges plus avancés n'augmente pas davantage, le vieillissement de la population [...] générera des pensions moins élevées, ce qui réduira le bien-être des personnes à la retraite. Il est donc essentiel de mettre en place des politiques efficaces et complémentaires sur les marchés du travail afin de maximiser l'utilisation de la capacité de travail des travailleurs expérimentés. (OCDE (2017))*

Depuis la fin de la décennie 1990, une chute a été observée dans le nombre total de travailleurs dans les principaux pays de l'OCDE. Cette chute, en partie expliquée par le vieillissement de la population, a suscité beaucoup de débats dans les milieux économiques à cause des conséquences négatives qu'elle peut avoir sur la croissance économique à moyen et à long-terme. Ainsi, ces préoccupations ont fait de l'augmentation de la participation au marché du travail des travailleurs expérimentés l'un des principaux objectifs poursuivis par les principaux pays de l'OCDE dans les politiques publiques qu'ils ont implémentées.

L'un des moyens privilégiés par plusieurs de ces pays pour s'attaquer à ce problème consiste à enlever les facteurs des régimes de pension qui découragent le travail dans les cohortes plus âgées, principalement les conditions d'accès aux prestations de retraite<sup>1</sup> qui affectent les personnes qui n'ont pas encore atteint l'âge normal de la retraite. Ces conditions consistent en des seuils de revenu d'emploi à partir desquels les montants des prestations de retraite diminuent ou ne sont plus versés. Puisque le revenu d'emploi est

---

1. Les conditions d'accès aux prestations de retraite sont plus connues dans la littérature économique sous l'anglicisme « *earning test* ».

linéairement lié aux nombres d'heures travaillées, la personne qui veut recevoir la prestation de retraite aurait intérêt à limiter ses heures de travail de sorte que son revenu ne dépasse pas le seuil en vigueur. Ainsi, plusieurs études, dont celles de Vroman (1971) et Friedberg (2000), ont démontré ce comportement d'évitement et ont documenté le regroupement observé dans le revenu de travail juste au-dessous du seuil en vigueur. Cependant, en dépit de ces résultats sur le regroupement, il n'y a pas de consensus sur les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite dans la littérature économique. Des auteurs comme Baker et Benjamin (1999) ainsi que Gruber et Orszag (2003) ont trouvé que l'abolition de ces conditions n'a pas eu d'effet significatif sur l'emploi alors que d'autres études comme celles de Bremmer et Kesselring (2018) et de Haider et Loughran (2008) ont trouvé que l'abolition des conditions a eu des effets importants sur l'emploi.

Ces divergences dans les résultats ne sont pas étonnantes pour deux raisons. Premièrement, les tests de cessation d'emploi sont parfois différents et affectent des cohortes d'âge différentes, entraînant des réponses hétérogènes lors de leurs abolitions (Haider et Loughran (2008)). Deuxièmement, les prédictions économiques, en cas d'abolition des conditions, ne concordent pas selon qu'elles sont faites sous l'hypothèse d'un horizon temporel d'une seule période ou sous l'hypothèse du cycle de vie. Sous cette dernière hypothèse, la présence des facteurs d'ajustement permet aux travailleurs expérimentés de récupérer à l'avenir tout montant perdu, ce qui n'est pas le cas sous un horizon temporel d'une seule période.

Par conséquent, il est tout-à-fait plausible que les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite dépendent de la façon dont les gens qui sont sur la partie affectée de la contrainte budgétaire comprennent le fonctionnement des facteurs d'ajustement. Ainsi, la question devient une question empirique à laquelle les expériences naturelles peuvent tenter de répondre.

Peu d'études ont été menées au Canada sur les effets des conditions d'accès à la rente de retraite hormis celle de Baker et Benjamin (1999). Pourtant, l'existence de deux régimes publics de pension au Canada, le Régime de pension du Canada (RPC) et le Régime de retraite du Québec (RRQ), offre un contexte propice aux analyses empiriques sur

les effets des paramètres de chacun de ces régimes. En effet, même si ces paramètres sont presque similaires d'un régime à l'autre, les différences de calendrier dans leurs introductions offrent une opportunité unique de mener des expériences naturelles.

Ce mémoire intervient sur la question en se basant sur les précédentes études sur le sujet et sur l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le RPC le 1er janvier 2012 et dans le RRQ le 1er janvier 2014. L'analyse est poussée plus loin que celle menée dans les précédentes études en intégrant des variables importantes comme les réponses des différents types de revenus des individus. La littérature existante s'est concentrée seulement sur les réponses de l'emploi et du taux de réclamation de la prestation de retraite. On a également étudié une variable importante qui est la réponse de la probabilité de travailler et de recevoir en même temps la prestation de retraite. Cette démarche nous a permis de comprendre les caractéristiques des individus qui ont répondu à l'abolition des conditions et l'importance des préférences des travailleurs vis-à-vis du marché de l'emploi sur leurs réponses à l'abolition. L'étude des interactions des revenus avec les décisions de travail et de retraite a été surtout facilitée par les données utilisées qui viennent de l'Enquête Canadienne sur le Revenu (2012-2016). Cette riche base données combine des informations sur l'activité sur le marché du travail des Canadiens ainsi que sur l'évolution de leurs différents types de revenus durant la période que couvre l'échantillon. Utilisant d'abord un modèle de double différence dans lequel nous avons comparé l'évolution de l'emploi entre les périodes d'avant et d'après l'abolition entre le Québec et l'Ontario, nous avons trouvé que l'abolition des conditions au Québec n'a pas eu d'effet sur les heures travaillées et sur la participation au marché du travail dans la province, mais a plutôt causé une augmentation du taux de réclamation des rentes, du montant de la rente et de la probabilité de recevoir la rente et de travailler en même temps. Dans le but d'avoir des effets plus robustes, nous avons poussé notre analyse plus loin en différenciant pour les cohortes d'âge à travers un modèle de triple différence. Nous n'avons trouvé aucun résultat qui suggère un effet sur les heures travaillées et sur la participation au marché du travail. Les résultats de notre mémoire sont cohérents avec ceux de Baker et Benjamin (1999) et de Gruber et Orszag (2003). De plus, l'augmentation de la probabilité de rece-

voir la rente et de travailler nous a permis de comprendre que l'abolition des conditions a suscité une réponse seulement chez les travailleurs qui ont un attachement au marché du travail ou qui ont un effet revenu faible. Les résultats suggèrent également que l'augmentation de la probabilité de recevoir la rente est plus forte chez les femmes au Québec que chez les hommes.

Le reste du document est structuré comme suit : le chapitre 1 présente la revue de littérature, les chapitres 2, 3 et 4 présentent respectivement le cadre théorique, les données et la méthodologie empirique. Les résultats sont présentés, analysés et discutés au chapitre 5, puis le mémoire se termine avec la conclusion.

# Chapitre 1

## Revue de littérature

### 1.1 Les conditions d'accès à la prestation de retraite en vigueur dans le RRQ avant 2014

Quand le gouvernement du Québec a mis en place le Régime des Rentes du Québec (RRQ) en 1966, l'objectif était de fournir aux retraités un revenu de base qui leur permettrait de maintenir un niveau de vie décent. Ainsi, tous les travailleurs gagnant un revenu annuel supérieur à l'exemption générale (fixée à 3,500\$ depuis 1966) devraient contribuer au RRQ sur leurs revenus d'emploi qui ne dépassent pas le maximum de gains admissibles (MGA). L'âge normal de la retraite était fixé à 68 ans en 1967, 67 ans en 1968, 66 ans en 1969 avant de passer définitivement à 65 ans en 1970. Cet âge correspondait également à l'âge d'admissibilité à la rente de retraite du RRQ. Ainsi, les prestataires dont l'âge était inférieur à 70 ans devaient avoir arrêté de travailler régulièrement pour avoir droit à la rente<sup>1</sup>.

Depuis, le RRQ a évolué au rythme des réalités de son temps particulièrement à celles du marché du travail. En 1984, voulant faire place aux jeunes sur le marché du travail, le

---

1. Les détails sur les paramètres d'ajustement, le MGA et la définition de la condition de cessation du travail peuvent être trouvés dans la publication intitulée « Statistiques de l'année 2014 » publiée par le Régime des rentes du Québec (voir l'historique du Régime à la page 13).

TABLE 1.1 – Règles d’admissibilité à la rente du RRQ

RRQ	Avant 2014	Après 2014
	Obligation de cessation du travail pour débiter les prestations de la rente du RRQ. Exception : en cas de retour sur le marché du travail et si le salaire de l’année précédant le début des prestations est inférieur à 25% du MGA.	Abolition de l’obligation de cessation du travail avant le début de la rente.
RPC	Avant 2012	Après 2012
	Obligation de cessation du travail pour débiter les prestations de retraite du RPC c’est-à-dire de diminuer significativement le salaire du mois précédent et du mois suivant le début des prestations.	Possibilité de recevoir la prestation de retraite tout en continuant à travailler.

Sources.- Retraite Québec, Gouvernement du Canada.

gouvernement du Québec a introduit la retraite anticipée dans le Régime. Cette mesure permettait aux travailleurs expérimentés âgés de moins de 65 ans de demander la rente de retraite à partir de 60 ans. Ainsi, la personne dont l’âge était compris entre 60 et 64 ans pouvait commencer à recevoir sa rente de retraite si elle respectait la condition de cessation du travail, c’est-à-dire si « ses gains calculés sur une période de 12 mois n’excédaient pas 25% du MGA de l’année », comme expliqué au tableau 1.1. Par exemple, une personne qui gagnait en 2011 plus que 12,075\$ (MGA de 48,300) et qui était âgée de moins de 65 ans ne pouvait pas demander sa rente cette année-là. Au cas où la personne pouvait la demander, le montant de la rente qu’elle recevait était réduit selon un facteur d’ajustement de 0.5% par mois, donc de 6% par année. De même, la personne qui choisissait de différer sa retraite au-delà de 65 ans voyait sa rente revalorisée selon un facteur d’ajustement de 0.5% par mois, donc de 6% par année jusqu’à un maximum de 130% (à l’âge de 70 ans ou plus).

Dans le reste du Canada, le Régime de pension du Canada (RPC) assumait les mêmes fonctions que celles du RRQ au Québec. La retraite anticipée y a été introduite en 1987, soit trois années après son entrée en vigueur dans le RRQ. Le RPC a presque les mêmes

caractéristiques que le RRQ au niveau des paramètres. Les seules différences sont des différences de calendrier dans leurs introductions dans chacun des Régimes.

La condition de cessation du travail a survécu aux changements qui ont été introduits dans le RRQ en 1998 quoique l'enjeu du vieillissement de la population se faisait déjà sentir dans la province. À l'époque, le gouvernement du Québec a préféré augmenter les taux de cotisation pour assurer la durabilité du financement du RRQ. Il a fallu attendre la publication du rapport de la consultation publique lancée par le gouvernement du Québec sur la pérennité du régime en 2008 pour que l'abolition de la condition de cessation de travail soit proposée.

La proposition faisait suite à un constat alarmant inscrit dans le document de consultation sur le Régime publié par le gouvernement du Québec en 2008 et intitulé « Vers un Régime de Rentes du Québec renforcé et plus équitable »<sup>2</sup>. On y lisait que « durant les dernières décennies, l'espérance de vie s'est allongée et jusqu'à récemment, les personnes se sont retirées de plus en plus tôt du marché du travail ». Cette dynamique a provoqué une baisse du ratio vie active/retraite qui est passé de 2.6 en 1980 à 1.9 en 2005 chez les hommes au Québec et de 1.9 à 1.6 chez les femmes sur la même période. Cette situation mettait une pression sur l'avenir et la pérennité du RRQ en rendant « les coûts de retraite de plus en plus difficiles à supporter si la durée de vie active n'augmente pas ». Ainsi, l'une des pistes de solution proposées dans le document de consultation était d'éliminer la condition de cessation du travail pour pouvoir demander la rente de retraite avant 65 ans.

L'annonce de l'abolition de la condition de cessation du travail pour les 60 à 64 ans dans le RRQ a été faite par le gouvernement du Québec dans le budget 2011-2012. Elle est rentrée en vigueur le 1er janvier 2014. Dans notre étude, nous supposons qu'il n'y a pas eu d'effet d'anticipation. Plusieurs faits supportent cette hypothèse. D'abord, durant les jours qui ont suivi le dépôt du budget, les grands journaux du Québec (LaPresse (2011), LesAffaires (2011), Radio-Canada (2011)) parlaient tous des réformes introduites dans

---

2. Document de consultation - Vers un Régime de Rentes du Québec renforcé et plus équitable. Régie des Rentes du Québec, 2008.

le RRQ. Cependant, un constat général s'imposait. Aucun de ces articles ne consacrait une ligne à l'abolition de la condition de cessation d'emploi qui a lieu trois années après. L'attention était plutôt accordée à l'augmentation des cotisations, à la bonification de la rente mensuelle et à la création des Régimes volontaires d'épargne-retraite (RVER). Dans les semaines suivantes, l'augmentation des droits de scolarité allait éclabousser les autres réformes du budget. Il a fallu attendre décembre 2013 pour que l'abolition des conditions d'accès soit mentionnée dans le journal *Les Affaires* (LesAffaires (2013)) qui est d'ailleurs un journal spécialisé. Ainsi, tout porte à croire qu'en 2011, le débat public autour des réformes introduites dans le RRQ portait plutôt sur les modifications entrées en vigueur en 2012.

L'objectif de l'abolition de la condition de cessation du travail dans le RRQ a été clairement défini par le ministre des Finances du Québec à l'époque, Raymond Bachand, dans son discours sur le budget<sup>3</sup>. « Les gens arrivent aujourd'hui à l'âge de la retraite plus en santé et plus en forme que les générations précédentes. Si les conditions s'y prêtaient, plusieurs souhaiteraient demeurer sur le marché du travail plus longtemps », a-t-il dit. Cela sous-entendait clairement l'objectif poursuivi par le gouvernement en abolissant les conditions : augmenter la participation sur le marché du travail des 60 à 64 ans.

## 1.2 Littérature existante - Partie théorique

Dans la littérature économique, les conditions d'accès à la prestation de retraite (*earnings test*) sont vues comme une taxe apparente subie par les travailleurs expérimentés affectés. Ainsi, les changements visant à les relâcher ou à les abolir dans les régimes de retraite des pays de l'OCDE ont souvent été apportés dans l'objectif de stimuler la participation au marché du travail au sein des cohortes de travailleurs plus âgés. Ce consensus s'étendait également au Québec. Ainsi, pour les détracteurs des conditions d'accès à la rente, en enlevant la totalité de la rente à ceux dont le revenu dépassait le seuil de 25% du

---

3. Budget 2011-2012 : Discours sur le budget. Prononcé à l'Assemblée nationale par M. Raymond Bachand, ministre des Finances, le 17 mars 2011. Gouvernement du Québec, 2011.

MGA, les conditions d'accès à la rente génèrerait une taxe marginale de 100% qui diminuerait le revenu disponible des individus affectés, découragerait le travail et « favoriserait plutôt la retraite anticipée » comme indiqué dans le document de consultation publié par le gouvernement du Québec en 2008 et cité dans les pages précédentes. Par conséquent, l'élimination de ces conditions devrait inciter les travailleurs expérimentés à demeurer à l'emploi plus longtemps.

Cependant, sous l'hypothèse du cycle de vie, même si l'individu qui dépasse le seuil d'éligibilité de 25% du MGA est privé de la totalité de la rente à une année donnée, le taux de taxation marginale générée devrait être plus faible que 100%. Cela est dû au fait qu'une partie du montant de la rente perdue (ou même la totalité, en présence de facteurs d'ajustement équitables du point de vue actuariel) est récupérée quelques années après grâce aux ajustements appliqués à la réclamation plus tardive de la rente. Néanmoins, les taux d'ajustement du RRQ ayant été égaux avant et après 65 ans (0.5% par mois avant 2013), la rente n'était pas équitable du point de vue actuariel à cause d'autres facteurs, principalement l'espérance de vie. Ainsi, l'espérance de vie étant plus faible à un âge plus avancé, le taux d'ajustement devait être plus élevé après 65 ans qu'avant pour compenser totalement la perte de rente provoquée par les conditions. Il resterait alors une partie de la taxation qui n'est pas annulée par les facteurs d'ajustement. C'est cette partie non compensée de la taxation qui aurait pu décourager le travail dans les cohortes affectées. Cependant, cette diminution de l'emploi ne survient pas à tout prix, car des préférences individuelles peuvent également avoir un effet positif et compenser totalement l'effet négatif généré par le taux de taxation restante.

Leonesio (1990) a critiqué l'idée que les conditions d'accès à la prestation de retraite constituent une taxe qui décourage tout simplement le travail. Jugeant le raisonnement simpliste, l'auteur soutient que ce dernier ignore divers facteurs qui influencent les décisions de retraite dont « la générosité du régime de pension en question, la détention de pension privée, l'état de santé, les salaires, les circonstances familiales et les préférences personnelles eu égard au travail et au loisir ». Selon Leonesio (1990), une analyse des effets de toute taxe induite par les conditions d'accès à la prestation de retraite sur l'emploi

devrait prendre en compte non seulement les paiements futurs liés aux ajustements actuariels qui font baisser le niveau de la taxe, mais également le niveau de contrôle limité des travailleurs sur le nombre d'heures travaillées. Ces facteurs sont tous susceptibles d'affecter positivement les décisions de travail et de retraite en présence des conditions d'accès à la prestation de retraite et compenser pour toute diminution du travail.

L'une des premières études menées sur les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le travail a été publiée par Lowell Gallaway en 1965. Après avoir comparé la distribution du revenu de travail de 1957 de plusieurs cohortes d'hommes âgés américains, Gallaway (1965) a observé un regroupement (*clustering*) autour du seuil d'exemption dans la distribution du revenu de travail des cohortes affectés par les conditions d'accès. Cela lui a permis de conclure que les conditions d'accès à la prestation de retraite dans le régime public de pension des États-Unis (*Social Security*) ont causé un déficit de 4 heures de travail en moyenne par semaine chez les groupes affectés.

Cette étude a été la première de toute une série d'analyse des effets des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le travail ainsi que de leurs abolitions, menées particulièrement aux États-Unis. Dans les deux décennies suivantes, la grande majorité de ces études se basaient sur la même stratégie d'identification, à savoir l'analyse de la distribution du revenu de travail ou du nombre d'heures de travail des cohortes de travailleurs âgés autour du seuil d'exemption.

Cette section est organisée ainsi : la section 1.2.1 présente les études basées sur l'analyse de la distribution du revenu ou du nombre d'heures de travail autour du seuil d'exemption, la section 1.2.2 présente les critiques adressées à ces méthodes d'estimation, la section 1.2.3 présente les analyses basées sur des modèles structurels, la section 1.2.4 présente les études plus récentes basées sur les expériences naturelles tandis la section 1.2.5 adresse la question de l'hétérogénéité dans les réponses des cohortes à l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite. Finalement, la section 1.2.6 traite de l'énigme de la taxe induite par les conditions dans les calculs des individus.

## 1.2.1 Analyse de la distribution du revenu ou du nombre d'heures de travail autour du seuil d'exemption

L'idée derrière l'analyse de la distribution du revenu de travail autour du seuil d'exemption était de vérifier si les gens affectés avaient tendance à éviter de dépasser ce seuil de revenu. Dans ce cas, on devrait observer un grand nombre d'observations dont les revenus de travail se situeraient juste au-dessous de ce seuil, donc à la limite inférieure. En comparant les distributions de revenu des groupes affectés et des groupes non-affectés, on pouvait estimer le revenu de travail perdu à cause du comportement d'évitement. Finalement, à l'aide du salaire horaire moyen, on estimait le nombre d'heures de travail perdues comme c'est fait dans Gallaway (1965). Le regroupement observé avait, pendant longtemps, permis à certains auteurs de conclure que les conditions d'accès à la rente poussaient les gens à limiter leurs heures de travail pour garder leurs revenus sous le seuil d'exemption. Toutefois, la littérature s'entendait sur le fait que l'effet était faible en magnitude.

Après Gallaway (1965), Sander (1968) a utilisé la même stratégie pour analyser la distribution du revenu de travail de 1963 des travailleurs expérimentés américains affectés par les conditions d'accès à la prestation de retraite. Il a observé que les revenus de travail d'une grande partie de l'échantillon étaient distribués exactement au-dessous du seuil d'exemption de 1,200\$ en vigueur durant cette année.

L'observation la plus intéressante a été peut être faite par Vroman (1971). Analysant les données de 1970 à 1980 sur les revenus de travail des hommes âgés américains affectés par les conditions d'accès à la prestation de retraite, Vroman (1971) a constaté que le regroupement autour du seuil d'exemption avait tendance à suivre ce seuil à mesure que ce dernier a été modifié par la *Social Security Administration (SSA)*<sup>4</sup>.

Burtless et Moffitt (1985) ont utilisé les données de 1969 à 1977 du « *Longitudinal*

---

4. La Sécurité Sociale, aux États-Unis, est l'équivalent du Régime public de retraite au Canada ou au Québec. Ainsi, dans ce mémoire, l'anglicisme « Social Security » fait uniquement référence au régime américain, tandis que l'anglicisme « Social Security Administration » fait référence aux autorités de ce Régime.

*Retirement History Survey* » pour analyser l'effet des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le nombre d'heures travaillées des hommes âgés américains. Ils ont d'abord capté le même regroupement dans la distribution du nombre d'heures de travail autour du seuil d'exemption. Puis, exploitant la discontinuité et la non-linéarité provoquées par les conditions dans la contrainte budgétaire des individus, ils ont construit et estimé par maximum de vraisemblance un modèle de cycle de vie au sein duquel l'individu prenait simultanément les décisions sur les heures de travail post-retraite et sur la date de retraite. Ce modèle leur a permis d'estimer un effet des conditions d'accès à la prestation de retraite de la *Social Security* sur les heures travaillées statistiquement significatif, mais très faible en magnitude. De plus, simulant les effets de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le nombre d'heures de travail à partir du même modèle, ils ont trouvé que ces derniers seraient très faibles.

Dans une étude très citée, Friedberg (2000) a utilisé les données du mois de Mars du « *Current Population Survey* » (CPS) de 1980 à 1987 pour étudier les effets de l'élimination des conditions d'accès à la prestation de retraite pour les 70-71 ans en 1983 dans la *Social Security* sur l'emploi chez les hommes âgés américains. Friedberg (2000) a construit des groupes de contrôle et de traitement et a utilisé une stratégie d'identification à deux étapes. D'abord, elle a observé que les revenus d'une grande partie des hommes âgés américains affectés par les conditions d'accès à la prestation de retraite étaient regroupés juste au-dessous du seuil d'exemption et que ce regroupement suivait les déplacements du seuil d'exemption dans le temps et disparaissait quand les conditions ont été abolies pour un groupe spécifique. Ensuite, elle a construit un modèle linéaire travail-loisir avec une contrainte de budget qui lui a permis de prédire que l'élimination complète des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le régime public de pension des États-Unis augmenterait la quantité d'heures travaillées de 5.3% chez les hommes âgés américains dont le revenu de travail est proche ou au-dessus du seuil d'exemption. Cette étude a été l'une des rares simulations à prédire que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite aurait un effet important sur l'emploi.

## 1.2.2 Critique des modèles du regroupement

Plusieurs critiques ont été adressées aux études qui se basaient sur l'approche de l'observation de la distribution du revenu de travail ou du nombre d'heures de travail autour du seuil d'exemption. Ainsi, Gruber et Orszag (2003) et Bremmer et Kesselring (2018) ont reproché à ces études d'avoir, pour la grande partie, utilisé des échantillons d'hommes, alors que les femmes représentaient déjà une grande partie des personnes qui participaient au marché du travail. Leonesio (1990) a également critiqué ces études. Selon lui, l'observation d'un regroupement autour du seuil d'exemption dans la distribution du revenu et des heures de travail n'est pas concluant car rien n'indique que toutes les personnes qui ont un salaire proche du seuil ne font que l'éviter à cause des conditions d'accès à la prestation de retraite. En fait, certaines personnes peuvent simplement se permettre financièrement de travailler moins alors que d'autres peuvent être limitées physiquement.

Les conclusions de Burtless et Moffitt (1985) ont été également critiquées à cause des données qui ont été utilisées, donc celles du « *Longitudinal Retirement History Survey* » de 1969 à 1977. Ainsi, selon Friedberg (2000), l'absence de changements majeurs dans les conditions d'accès à la prestation de retraite de la *Social Security* durant cette période pourrait avoir causé des biais car, dans ce cas, l'identification de l'effet recherché se fait grâce à d'autres variations dans la contrainte budgétaire des individus. De ce fait, des corrélations entre les salaires, les revenus venant de sources autres que l'emploi et les caractéristiques individuelles pouvaient avoir causé des biais dans les résultats obtenus.

Haider et Loughran (2008) suggèrent que la littérature basée sur le regroupement sous-estime l'effet des conditions d'accès aux prestations de retraite sur le marché du travail. Après avoir comparé les résultats d'analyse basée sur le regroupement à l'aide des revenus présents dans le CPS, le *New Beneficiary Data System* (NBDS) et le *Social Security Benefit and Earnings Public Use Files* (BEPUF), ils ont trouvé que les données du CPS sous-estiment l'ampleur du phénomène à cause de la présence d'erreurs de mesure présentes dans le revenu rapporté par les individus et parce qu'ils n'ont pas beaucoup de pouvoir sur le nombre d'heures qu'ils peuvent travailler. Citant Friedberg (2000), Haider et Loughran

(2008) indiquent que les individus rapportent habituellement des revenus arrondis à un ou deux chiffres près, d'où les erreurs de mesure dont il a parlé. Par ailleurs, selon Gruber et Orszag (2003), analyser le regroupement du salaire autour du seuil d'exemption ne suffit simplement pas car le regroupement peut venir d'en haut ou d'en bas, ce qui rend ambigu le signe du changement dans l'emploi. De plus, le même auteur souligne que le fait que cette littérature étudiait surtout les heures travaillées, cela ne permettait pas de savoir comment les conditions affectaient la participation sur le marché du travail en général, c'est à dire les décisions d'entrer sur le marché du travail ou d'en sortir. Gruber et Orszag (2003) critiquaient aussi qu'un aspect important dans les comportements des travailleurs expérimentés ait été négligé : le taux de réclamation des prestations de retraite<sup>5</sup>.

### 1.2.3 Modèles structurels

Au lieu d'analyser le regroupement autour du seuil d'exemption, d'autres auteurs ont élaboré des modèles structurels visant à déterminer l'importance des conditions d'accès à la prestation de retraite parmi les principaux déterminants de la retraite. Ainsi, à partir des données des hommes âgés et mariés américains issues des six (6) premières vagues de 1992 à 2002 de la « *Health and Retirement Study* » (HRS), Gustman et Steinmeier (2004) ont construit un modèle de retraite et de richesse dans lequel l'individu choisissait le moment de réclamer les prestations de retraite de la *Social Security*. Ils ont d'abord vérifié que le modèle reproduit la chute observée dans l'emploi à l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée (62 ans). Ensuite, ils ont simulé les effets de l'abolition des conditions ainsi que l'augmentation de l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée dans le système. Leur modèle a prédit que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite à partir de 65 ans provoquerait une augmentation moyenne de 4.2% dans la participation au marché du travail chez les travailleurs âgés et mariés aux États-Unis. Quant à l'augmentation de l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée de 62 à 64 ans, elle aurait pour effet d'augmenter la participation au marché du travail de seulement 0.4% par année. Les résultats suggèrent

---

5. Plus connu dans la littérature économique sous l'anglicisme « *claiming* ».

aussi que l'abolition des conditions entre 62 ans et l'âge normal de la retraite augmenterait les demandes de prestations de 10% et le montant des prestations d'environ 1,800\$ en moyenne.

French (2005) a élaboré un modèle dans lequel l'individu choisit la consommation et les heures travaillées. Il a utilisé les données des hommes âgés américains du « *Panel Study of Income Dynamics* » (PSID) de 1968 à 1997 pour générer des profils de consommation et de loisir avant de les *matcher* à des profils de « cycle de vie » générés par un modèle de programmation dynamique. À l'aide de ce modèle, il a simulé les effets de trois mesures de politiques publiques sur le départ des travailleurs expérimentés américains du marché du travail dans l'environnement économique de 1987 (cohorte affectée : 62 à 69 ans). Ces mesures sont la diminution du montant des prestations de retraite de 20%, l'augmentation de l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée de 62 à 63 ans et l'élimination du fardeau fiscal causé par les conditions d'accès à la prestation de retraite pour les 65 à 69 ans seulement. Il a trouvé que l'élimination des conditions d'accès à la prestation de retraite aurait comme effet de retarder le départ du marché du travail d'une année alors que la réduction des prestations de 20% retarderait le départ du marché du travail de seulement trois mois. Quant à l'augmentation de l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée de 62 à 63 ans, French (2005) a trouvé que cela n'aurait aucun impact sur la participation au marché du travail des hommes âgés américains.

Les résultats de Gustman et Steinmeier (2004) et de French (2005) suggèrent que les conditions d'accès à la prestation de retraite représentent un déterminant important de la participation au marché du travail et du départ à la retraite des travailleurs expérimentés affectés, du moins aux États-Unis. Ces résultats vont encore plus loin en suggérant que l'élimination de ces conditions serait plus efficace pour stimuler la participation au marché du travail des travailleurs expérimentés que l'augmentation de l'âge d'éligibilité à la retraite de 62 à 64 ans (Gustman et Steinmeier (2004)) ou de 62 à 63 ans (French (2005)).

## 1.2.4 Les études basées sur des expériences naturelles

L'une des premières analyses des effets des conditions d'accès à la rente de retraite menées à partir d'expériences naturelles est celle de Baker et Benjamin (1999). Ces derniers ont été aussi parmi les premiers à intégrer l'évolution du taux de réclamation des prestations dans leur étude. Ainsi, en utilisant la méthode de double différence, Baker et Benjamin (1999) ont exploité les différences de calendrier dans l'introduction de la retraite anticipée dans les Régimes de pension du Québec en 1984 et du Canada en 1987 pour estimer ses effets sur la participation sur le marché du travail et sur le taux de réclamation des prestations de retraite. Ils ont trouvé que ces changements ont provoqué une augmentation dans le taux de réclamation des prestations de retraite sans affecter la participation sur le marché du travail.

Ces résultats ont été différents de ceux de Disney et Smith (2002). Utilisant des données de la « *Family Expenditure Survey* » d'avril 1984 à mars 1994, ces deux auteurs ont utilisé la même stratégie de double différence pour étudier l'effet de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le régime public de pension de la Grande-Bretagne en 1989 sur les heures travaillées. En comparant des cohortes d'âge affectées et non affectées, ils ont trouvé que l'abolition des conditions d'accès a provoqué une augmentation des heures travaillées de trois (3) à quatre (4) heures pour les hommes et de deux (2) heures pour les femmes. Les résultats de Disney et Smith (2002) rappellent les premières études sur le sujet qui trouvaient un impact statistiquement significatif sur le travail, mais très faible en magnitude.

Utilisant des données du mois de mars du « *Current Population Survey* » de 1973 à 1998, Gruber et Orszag (2003) ont trouvé que les mesures de flexibilité introduites dans les conditions d'accès à la prestation de retraite dans la *Social Security* en 1978 et en 1996 ont provoqué une augmentation du taux de réclamation de la prestation de retraite sans provoquer de changement dans la participation sur le marché du travail pour les hommes. Toutefois, les changements ont des effets significatifs sur la participation au marché du travail pour les femmes quand les tendances linéaires par âge sont incluses dans les spéci-

fications des auteurs. Cette partie des résultats est presque similaire aux résultats de Bremmer et Kesselring (2018) qui ont analysé les effets de l'élimination partielle des conditions d'accès à la prestation dans la *Social Security* en 2000 sur les comportements de travail des femmes âgées américaines. Ils ont utilisé les données du « *Current Population Survey* » de 1971 à 2012 et un modèle de double différence et ont trouvé que ce changement a provoqué une augmentation dans la participation sur le marché du travail chez les femmes célibataires, divorcées, séparées ou veuves et une diminution de la participation chez les femmes mariées.

De son côté, utilisant la méthode de double différence et des données administratives de la *Social Security Administration* (SSA), Song (2003) a trouvé que l'abolition, en 2000, des conditions d'accès à la prestation de retraite affectant la cohorte des 65-69 ans a eu peu d'effet immédiat sur l'emploi des travailleurs expérimentés, mais a suggéré qu'il pouvait y avoir des effets à long-terme. Ses résultats suggèrent également que l'abolition des conditions a provoqué une légère augmentation de la proportion de personnes qui réclament la prestation.

### **1.2.5 Hétérogénéité dans les réponses des cohortes**

Si les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le comportement de travail des travailleurs expérimentés ne font pas encore consensus dans la littérature économique, les auteurs s'entendent sur le fait qu'il y a un regroupement qui se fait autour du seuil fixé. Vroman (1971), Friedberg (2000), Burtless et Moffitt (1985) ont tous trouvé que le regroupement continue d'années en années, évolue en harmonie avec les seuils et disparaît également avec eux. Pourtant, plusieurs auteurs ont trouvé ou prédit des effets sur le marché du travail différents pour les abolitions qui ont eu lieu en 1983 et en 2000 aux États-Unis. Gruber et Orszag (2003) ont trouvé que l'abolition des conditions d'accès à la prestation pour les 65 à 69 ans en 1983 n'a pas eu d'effets sur le marché du travail alors que Bremmer et Kesselring (2018) ainsi que Haider et Loughran (2008) ont trouvé que l'abolition de 2000 a eu des effets sur la participation au marché du travail. Michaud

et van Soest (2008) ont trouvé que l'abolition des conditions en 2000 a provoqué un changement important dans la probabilité prédite que les personnes de 51 à 61 ans travaillent à temps plein quand ils atteindront l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée ou l'âge normal de la retraite. Pourquoi les mêmes conditions appliquées à des cohortes d'âge différents auraient des effets différents ? Selon Haider et Loughran (2008), la réponse se trouverait dans l'hétérogénéité des réponses selon les groupes d'âge. Ainsi, les travailleurs les plus âgés peuvent moins facilement augmenter leur participation sur le marché du travail que les travailleurs les plus jeunes. Ce qui justifierait le fait que l'abolition des conditions affectant les 65 à 69 ans en 2000 auraient eu plus d'effets que l'abolition des conditions affectant les 70 et 71 ans en 1983.

### **1.2.6 L'énigme de la taxe dans les réponses aux conditions d'accès à la prestations de retraite**

Les premières études sur les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite présentaient ces dernières comme une taxe. Cependant, aucune de ces études ne traitait vraiment de l'interaction de cette taxe avec les facteurs d'ajustement actuariel qui sont supposés remettre les montants perdus aux retraités. Le premier à aborder ce sujet fut Leonesio (1990). Cependant, son analyse était purement qualitative. La compensation des montants perdus suppose que, si les gens considèrent tout leur cycle de vie dans leurs analyses, ces conditions ne devraient pas affecter leurs décisions de travail et de retraite. Les études les plus récentes menées sur les effets de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite sur la participation sur le marché du travail pointent vers un effet significatif (à l'exception de Baker et Benjamin (1999) au Canada). Cet effet montre que les gens, loin de tenir compte des ajustements actuariels inclus dans les régimes de retraite, réagissent plutôt comme si les conditions représentaient une taxe appliquée sur une durée de vie d'une année.

Dans ce contexte, des recherches plus récentes ont tenté de comprendre pourquoi les gens traitent les conditions d'accès à la prestation de retraite comme une taxe malgré

la présence des facteurs d'ajustement actuariel. Ainsi, Michaud et van Soest (2008) ont trouvé que l'une des raisons est le fait que les gens ne réalisent pas que ces facteurs compensent complètement les montants perdus. Dans leur étude, Michaud et van Soest (2008) ont analysé le changement dans la probabilité que les personnes âgées de 51 à 61 ans (cohorte non affectée par les conditions) travaillent à temps plein quand ils atteindront 62 ans<sup>6</sup> ou quand ils atteindront 65 ans<sup>7</sup>, avant et après l'abolition des conditions de 2000, dépendamment de là où ils s'attendent à se trouver sur la contrainte budgétaire par rapport au seuil fixé. Pour cela, les auteurs ont utilisé principalement les données des hommes de la « *Health and Retirement Study* » (HRS) de 1992 à 2004. Après avoir prédit les revenus des individus quand ils seront sujets aux conditions d'accès aux prestations de retraite et quand ils atteindront l'âge normal de la retraite (NRA), ils ont créé des groupes de traitement et de contrôle dépendamment d'où le profil de l'individu se trouve sur la contrainte de budget. Étant donné que sur cette contrainte, il y a un profil de revenu qui n'est pas affecté par l'abolition des conditions, cela leur offre un groupe de contrôle pour comparer aux autres groupes de traitement, c'est-à-dire les profils de revenus affectés par l'abolition des conditions. Ils ont trouvé que l'abolition des conditions a eu des effets importants, quoique non statistiquement significatifs, sur la probabilité que les hommes âgés de 51 à 61 ans aux États-Unis travaillent à temps plein quand ils atteindront l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée ou l'âge normal de la retraite.

Ces résultats suggèrent que les gens ajustent leurs comportements futurs sur le marché du travail en tenant compte des conditions d'accès à la prestation de retraite. S'ils avaient considéré que les facteurs d'ajustement actuariel compensaient les montants perdus, ils n'auraient pas tenu compte de ces conditions dans leurs probabilités prédites de travailler à temps plein quand ils atteindront 62 ou 65 ans. Ainsi, selon Michaud et van Soest (2008), l'une des raisons pour lesquelles les conditions d'accès à la prestation de retraite a un effet négatif sur la participation au marché du travail est du au fait que les gens ne comprennent pas le fonctionnement des facteurs d'ajustement actuariel. Cette incompréhension serait,

---

6. 62 ans est l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée dans la *Social Security*.

7. 65 ans était l'âge normal de la retraite dans la *Social Security* au moment de l'étude.

selon les auteurs, due à un manque d'information sur l'existence et le fonctionnement des facteurs d'ajustement actuariel.

Cette interprétation est également avancée par Benítez-Silva et Heiland (2007) qui ont trouvé que la présence des facteurs d'ajustement actuariel n'est pas bien documentée dans les publications de la *Social Security Administration*. Utilisant des données de la « *Health and Retirement Study* » (HRS), ces deux auteurs ont utilisé un modèle de cycle de vie dans lequel l'individu tire de l'utilité de la consommation, du travail et du loisir ainsi que de son état de santé. À l'aide de ce modèle, ils ont prédit l'emploi sous deux scénarios. Le premier est que les travailleurs expérimentés affectés par les conditions sont seulement au courant de l'aspect de taxation des conditions d'accès à la prestation de retraite. Le deuxième scénario est que les travailleurs expérimentés détiennent toutes les informations sur les conditions d'accès à la prestation de retraite et sur le rôle des facteurs d'ajustement actuariel. Benítez-Silva et Heiland (2007) ont trouvé que l'emploi chez les travailleurs expérimentés serait plus élevé sous l'hypothèse que ces travailleurs détiennent toutes les informations sur les conditions ainsi que sur les ajustements actuariels futurs.

Ces résultats suggèrent que les gens ne sont pas vraiment au courant des impacts que peuvent avoir les ajustements actuariels sur leurs prestations de retraite durant leurs périodes de vie post-retraite et n'en tiennent pas compte dans leurs calculs.

### **1.2.7 Effet du taux d'escompte sur la prestation des rentes**

Si des facteurs d'ajustement équitables du point de vue actuariel garantissent la remise de la totalité des montants perdus aux prestataires sous l'hypothèse du cycle de vie, il est possible que ces derniers ne le voient pas du même oeil à cause du taux d'escompte. Ainsi, selon Gustman et Steinmeier (2004), « le remboursement des montants perdus est équitable du point de vue actuariel seulement si les individus utilisent le même taux d'intérêt que celui utilisé par le gouvernement dans ses calculs. »

Dans le modèle structurel et dynamique de retraite de Gustman et Steinmeier (2004) cité dans la section portant sur les modèles structurels, ces derniers ont également étudié le

rôle du taux de préférence temporelle et les effets du taux d'escompte sur le moment de la réclamation des prestations de retraite aux États-Unis. Dans leur modèle, l'individu tirait de l'utilité de la consommation et du loisir, sous une contrainte d'accumulation de richesse et de durée de vie incertaine, alors que la valeur actuelle de l'utilité des prestations de retraite futures dépendait du taux de préférence temporelle<sup>8</sup>. Les résultats de leur modèle suggèrent que la présence des conditions d'accès à la prestation de retraite cause une réduction de près 4% dans la proportion des travailleurs âgés et mariés aux États-Unis qui travaillent à temps plein. De plus, rappelons que la simulation du modèle leur a permis de prédire que l'abolition de ces conditions provoquerait une augmentation du taux de prestation de 10% et du montant des prestations de 1,800\$ en moyenne.

Étant donné que les facteurs d'ajustement dans la « *Social Security* » étaient équitables du point de vue actuariel au moment de l'étude, cela ne devrait pas se produire selon Gustman et Steinmeier (2004). Cependant, même sous l'hypothèse du cycle de vie, « le taux de préférence temporelle peut avoir une influence sur la décision de réclamer plus tôt la prestation chez les personnes ayant accumulé peu d'actifs durant les années précédant leur retraite », indiquent les auteurs. Ainsi, « même si les facteurs d'ajustement sont équitables du point de vue actuariel, certaines personnes peuvent ne pas les considérer comme tels ».

Ainsi, pour les personnes qui ne disposent pas d'assez d'actifs quand elles atteignent l'âge de la retraite anticipée, il y a un arbitrage entre la décision de réclamer la prestation de retraite à 62 ans et celle de continuer à travailler à temps plein. Pour ces personnes, « les conditions d'accès à la prestation de retraite créent un lien entre la récompense liée au fait de continuer à travailler à temps plein et le désir de réclamer la rente à 62 ans ». C'est ce lien qui pousserait certaines personnes, qui ont un taux d'escompte élevé, à réclamer les prestations de retraite plus tôt même en présence de facteurs d'ajustement équitables du point de vue actuariel selon Gustman et Steinmeier (2004). Cependant, pour les personnes qui disposent d'assez d'actifs au moment de décider d'opter ou non pour la retraite anticipée à 62 ans, il n'y a pas vraiment d'arbitrage car même si ces personnes sont impatientes, elles peuvent aller piger dans leurs épargnes. Dans ce cas, même en présence

---

8. Time preference rate.

d'un taux d'escompte élevé, la décision de travail et de retraite ne sera pas affectée par les conditions d'accès à la prestation de retraite.

# Chapitre 2

## Théorie microéconomique

### 2.1 Hypothèse d'un horizon temporel d'une seule période

Considérons un modèle de travail-loisir défini sur une seule période. Dans ce modèle, l'individu travaille et reçoit un salaire horaire pour chaque heure travaillée. L'individu est libre de choisir le nombre d'heures travaillées et notre modèle suppose qu'il a le plein pouvoir sur ce choix. En plus du revenu de travail, il peut également recevoir une prestation de retraite s'il y est éligible.

Dans cet environnement économique, tout individu dont l'âge est égal ou supérieur à 65 ans peut recevoir la prestation de retraite. Cependant, l'individu dont l'âge est compris entre 60 et 64 ans doit avoir un salaire inférieur à un seuil fixé pour pouvoir recevoir la prestation de retraite. C'est cette condition qu'on appelle condition d'accès à la prestation de retraite.

La figure 2.1 illustre son fonctionnement. Dans cette figure, nous utilisons les données de 2013, année où le MGA était de 51,100\$<sup>1</sup>. Ainsi, le seuil de salaire était de 12,775\$ qui correspond à 25% du MGA. À un salaire horaire moyen de 23.81\$ (salaire horaire

---

1. Voir l'évolution historique du MGA à la page 17 de la publication du Régime des rentes du Québec intitulée « Statistiques de l'année 2014 ».

moyen des 55 ans et plus au Québec en 2013 selon l'Institut de la Statistique du Québec<sup>2</sup>), l'individu devrait travailler un maximum de 10.32 heures par semaine pour ne pas dépasser le seuil d'éligibilité. Ce seuil est représenté dans la figure 2.1 par les points C et D. En 2013, la rente maximale pour une personne qui la réclamait à 60 ans était de 708.75\$<sup>3</sup>, équivalent à environ 164\$ par semaine.

Ainsi, dans la figure 2.1, AF représente le revenu de travail avec ou sans les conditions. Ce revenu dépend entièrement du nombre d'heures travaillées et du salaire horaire moyen qui est fixe dans notre modèle. AB représente la prestation de retraite. La présence des conditions d'accès à la prestation provoque une discontinuité dans le revenu total représentée par BCDF. Ainsi, BC est le revenu total pour les gens qui n'ont pas dépassé le seuil. Au point C, le revenu total baisse drastiquement et rejoint le revenu de travail au point D parce que la prestation de retraite n'est plus versée. Cette réduction représente la taxe induite par les conditions d'accès à la prestation de retraite. Ainsi, pour ceux qui ont dépassé le seuil, le revenu total, en présence des conditions, est représenté par le segment DF qui est également le revenu de travail.

Ainsi, l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite élimine la discontinuité dans le revenu total et provoque sa linéarisation. Sans les conditions, le revenu total est désormais représenté par BCG.

### **2.1.1 Effet de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite sur les heures travaillées**

La figure 2.1 montre que les conditions d'accès à la rente de retraite affectent deux groupes d'individus de façon différente. En premier lieu, ceux qui sont au-dessus du seuil fixé et en second lieu ceux qui sont au-dessous. Ainsi, pour ceux qui gagnaient un salaire inférieur au seuil de 25% du MGA, rien ne change. Leur revenu total demeure BC avec

---

2. Voir le tableau de la rémunération moyenne des employés de l'Institut de la statistique du Québec sous l'url : [http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/travail-remuneration/remuneration-horaire-hebdomadaire/remuneration\\_horaire.html](http://www.stat.gouv.qc.ca/statistiques/travail-remuneration/remuneration-horaire-hebdomadaire/remuneration_horaire.html).

3. Voir le montant maximal de la rente versée à chaque âge dans la publication du Régime des rentes du Québec intitulée « Montants mensuels maximums de prestations 2013 (pour les nouveaux bénéficiaires) ».

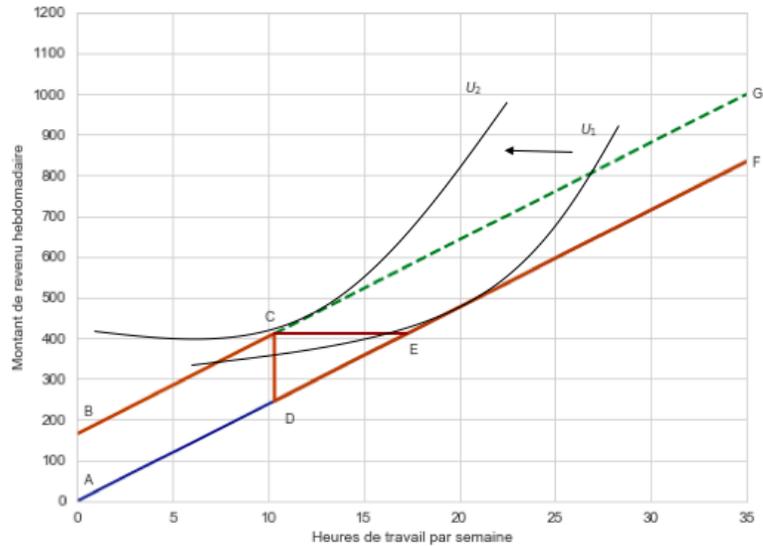


FIGURE 2.1 – Représentation de la condition d'accès à la rente à 60 ans.

ou sans les conditions car leur éligibilité à la prestation de retraite n'est affectée ni par la présence des conditions, ni par leur abolition. La situation est différente pour ceux qui gagnaient un salaire supérieur au seuil fixé de 25% du MGA. Avec l'abolition des conditions, ils sont désormais en mesure de recevoir la prestation de retraite. Ainsi, pour ces personnes, pour les mêmes heures travaillées, le revenu total augmente grâce à la possibilité d'ajouter la prestation. Cependant, le taux horaire du travail ne change pas. Par conséquent, la pente de la courbe du revenu total ne change pas non plus. Graphiquement, la droite du revenu total DF se déplace parallèlement vers le haut, de sorte que le revenu total est désormais représenté par CG.

Sous l'hypothèse que le loisir est un bien normal, l'augmentation du revenu total (revenu disponible) provoque une diminution du nombre d'heures travaillées à travers un effet revenu positif. Dans ce cas, le profil de travail-loisir de l'individu qui se trouvait à l'optimum initial, c'est-à-dire à la tangente de la droite de revenu total DF et de la courbe d'indifférence  $U_1$  se déplace vers le nouvel optimum qui se trouve, cette fois, à la tangente de la nouvelle droite de revenu total CG et de la courbe d'indifférence plus élevée  $U_2$ .

Notons la présence de la zone de « *no man's land* » CDE. En présence des conditions

d'accès à la prestation de retraite, il ne devrait y avoir personne dans cette zone. En effet, les individus qui devraient se trouver dans cette zone gagnent un salaire supérieur au seuil d'éligibilité à la rente de retraite. Cependant, la différence entre leur salaire et le seuil d'éligibilité est inférieure ou égale à la rente de base hebdomadaire de 165.20\$. En d'autres mots, sur le graphique, les 6.93 heures ou moins travaillées de plus qui leur permettent d'atteindre au maximum le point E ne peuvent leur rapporter que 165.02\$ ou moins.

Dans ce cas, il est plus intéressant pour les personnes qui se trouvent dans cette zone de réduire leurs heures de travail de façon à se trouver juste au-dessous du seuil. Par exemple, une personne qui travaille 15 heures par semaine dépasse le seuil de 4.69 heures, gagnant en moyenne 111.62\$ de plus que le seuil. Il a intérêt à réduire ses heures de travail à 10.32 heures pour devenir éligible à la rente qui lui rapportera 165.20\$.

### **2.1.2 Effet sur la participation au marché du travail**

Au lieu d'observer une diminution des heures travaillées comme démontré à la section précédente, il est possible qu'on observe plutôt une diminution de la participation au marché du travail. Cela est possible dans deux situations : premièrement en présence de coûts fixes liés au travail et deuxièmement au cas où les travailleurs n'ont pas le pouvoir de réduire le nombre d'heures travaillées.

Prenons un travailleur qui supporte un coût fixe hebdomadaire de 300\$ pour travailler 25 heures par semaine et qui gagne un salaire horaire égal au salaire moyen de 23.81\$. Toujours, sous l'hypothèse que le loisir est un bien normal, l'abolition des conditions devrait le pousser à réduire ses heures de travail comme démontré au paragraphe précédent. Cependant, si cette personne désire réduire ses heures jusqu'à 10 heures par semaine, au salaire horaire moyen de 23.81\$, cela lui rapporte seulement 238\$, ce qui est inférieur au coût fixe de 300\$. Dans une telle situation, l'individu peut choisir simplement de sortir du marché du travail, ce qui ferait diminuer le taux de participation.

La diminution du taux de participation sur le marché du travail peut survenir égale-

ment au cas où l'employé ne peut pas réduire ses heures de travail parce qu'il n'a pas de pouvoir sur ce choix. Dans ce cas, dans l'exemple mentionné plus haut, si on considère qu'il n'y a pas de coût fixe, l'individu pourrait vouloir diminuer ses heures de travail à 10 heures par semaine. Cependant, si son employeur ne lui offre pas cette flexibilité ou s'il n'a pas de pouvoir sur cette décision, cette diminution des heures travaillées sera impossible à réaliser. Dans ce cas, l'individu peut simplement décider de se retirer du marché du travail.

Ainsi, en présence de coût fixe ou d'absence de contrôle sur les heures travaillées, l'abolition des conditions provoquera une diminution de la participation au marché du travail.

## 2.2 Hypothèse du cycle de vie

Sous l'hypothèse du cycle de vie, les décisions de l'individu à l'année  $t$  affectent sa situation à l'année  $t+1$ . Ainsi, ces décisions doivent être influencées non seulement par sa situation aujourd'hui, mais également par sa situation espérée à l'avenir.

Cette hypothèse affecte directement les décisions de retraite dans un régime qui contient des facteurs d'ajustement. Ces facteurs pénalisent les personnes qui réclament leurs prestations de retraite avant l'âge normal de la retraite et revalorisent la prestation si elle est réclamée après.

Ainsi, avant 2014, la personne dont l'âge était compris entre 60 et 64 ans et dont le revenu de travail dépassait le seuil d'admissibilité au RRQ devrait renoncer à la prestation de retraite. Cependant, même si son revenu de travail était inférieur au seuil, donc si elle était admissible à la rente, elle n'aurait pas reçu la totalité de la rente de base. Elle aurait perdu 30% de la rente mensuelle si on suppose que la réclamation a été faite à 60 ans. En effet, avant 2014, la rente versée avant 65 ans était réduite de 0.5% pour chaque mois entre le début de la rente et le mois du 65e anniversaire du prestataire (RRQ (2017)). Cette diminution est permanente et affecte le montant de la rente mensuelle durant toute la durée de vie post-retraite de l'individu.

Ainsi, si la présence des conditions privait l'individu de la rente de retraite, elle lui évitait également la perte d'une partie de sa rente mensuelle durant toute la durée de vie post-retraite. Ainsi, une personne qui réclame à 65 ans avait droit à une rente supérieure de 43% à celle qu'elle aurait eu si elle avait pu réclamer à 60 ans. Pris sur tout son cycle de vie, sous l'hypothèse de facteurs d'ajustement équitables du point de vue actuariel, cette personne devrait être compensée pour la totalité de la rente perdue grâce à la présence de ces facteurs. De même, une personne qui réclamait, avant 2013, après 65 ans recevait une rente revalorisée de 0.5% par mois jusqu'à concurrence de 30%<sup>4</sup>. Ainsi, une personne qui réclamait sa rente à 70 ans recevrait 130% de la rente de base durant toute sa durée de vie post-retraite.

Par conséquent, sous l'hypothèse du cycle de vie, si l'individu considère que les facteurs d'ajustement sont équitables du point de vue actuariel, les conditions d'accès à la rente de retraite n'ont aucun impact sur son revenu total. Ceci est dû au fait que l'argent perdu aujourd'hui est récupéré totalement dans le futur. Dans ce cas, l'abolition des conditions ne devrait pas affecter ses décisions vis-à-vis du marché du travail.

Les facteurs de réduction et d'augmentation étant égaux avant 2013 (0.5% par mois) dans le RRQ, on peut considérer qu'ils n'étaient pas équitables du point de vue actuariel principalement à cause de l'espérance de vie qui diminue avec l'âge. Cependant, même dans cette situation, le facteur existant compensait une très grande partie de la rente perdue. Au niveau du cycle de vie, tout impact négatif sur le revenu serait très minime. Ainsi, l'individu ne devrait pas tenir compte des conditions d'accès à la prestation de retraite dans ses décisions de travail de sorte que leur abolition n'ait aucun impact sur la participation au marché du travail.

---

4. Ce facteur d'ajustement était de 0.7% en 2013.

# Chapitre 3

## Données

### 3.1 Source de données

Dans le cadre de ce travail, nous utilisons les cinq premières vagues (2012 à 2016) de l'Enquête canadienne sur le Revenu (ECR). L'ECR est une enquête transversale et annuelle menée par Statistiques Canada. Les données recueillies sont associées aux données de l'Enquête sur la population active (EPA) pour donner une juste idée de la dynamique du marché du travail au Canada. Elles sont également couplées aux données fiscales des particuliers canadiens dans le but de fournir une idée précise du « bien-être économique des particuliers et familles canadiens ».

L'ECR est une enquête très riche en variables. Ses données fournissent une vue exhaustive sur les sources de revenus des Canadiens, dont les revenus d'emploi, les prestations de retraite et d'autres sources comme les pensions alimentaires. Elle fournit également des informations sur l'activité des Canadiens sur le marché du travail ainsi que les prestations issues de programmes sociaux comme les frais de garde, les prestations pour enfants et les prestations pour invalidité. Finalement, l'ECR contient des données sur des caractéristiques démographiques comme la fréquentation scolaire, le secteur d'emploi ou l'état matrimonial.

Pour mener l'enquête, Statistiques Canada recueille chaque année auprès d'un en-

semble de ménages sélectionnés les informations relatives à l'année précédente. Seules les personnes de 16 ans et plus appartenant à ces ménages participent volontairement à l'enquête. En février 2019, environ 58,000 ménages faisaient partie de l'échantillon choisi pour la collecte des données de la vague 2018 de l'ECR.

## **3.2 Construction de l'échantillon**

Notre analyse utilise les données individuelles de l'ECR. Nous avons associé les données des cinq enquêtes que nous voulons utiliser pour constituer un seul échantillon. Ensuite, nous avons enlevé les données sur les provinces autres que le Québec et l'Ontario qui sont les seules juridictions géographiques étudiées. L'abolition des conditions d'accès à la rente de retraite s'appliquant seulement à la cohorte des 60 à 64 ans, nous avons limité nos données aux 55 à 69 ans. La cohorte des 55 à 59 ans est très proche de l'âge d'éligibilité à la retraite anticipée et constitue un excellent groupe de contrôle pour comparer la participation au marché du travail avec celle des 60 à 64 ans. Quant à la cohorte des 65 à 69 ans, elle constitue un excellent groupe de contrôle pour comparer l'évolution de la prestation de retraite avant et après la réforme de 2014. Par conséquent, les individus dont l'âge est inférieur à 55 ans ou supérieur à 69 ans ont été exclus de l'échantillon.

Les principales variables d'intérêt du travail de recherche mené dans le cadre de ce mémoire sont la participation au marché du travail, la prestation de retraite et l'évolution des différentes catégories de revenus liés à ces enjeux. Dans les lignes qui suivent, nous expliquerons comment nous avons procédé pour construire chacune de ces variables d'intérêt dans le but de nous assurer d'identifier les bons effets.

### **3.2.1 Participation sur le marché du travail**

Pour construire la variable définissant la participation au marché du travail, nous nous sommes donnés pour objectif de trouver un évènement qui qualifie clairement un individu au groupe de ceux qui ont participé au marché du travail durant une année de référence.

Le sommaire annuel du temps travaillé présenté dans l'ECR pour chaque individu nous offre cette possibilité. Cette variable attribue un statut de participation à chaque individu pour une année de référence. Sous cette variable, un individu peut avoir cinq statuts. Il peut avoir travaillé à temps plein toute l'année ou à temps partiel. Il peut également avoir travaillé à temps plein durant une partie de l'année ou encore à temps partiel. Finalement il peut ne pas avoir du tout travaillé au cours de l'année. Il y a également la possibilité que le sommaire annuel du temps travaillé pendant l'année correspond à un enchaînement valide. Toutefois, aucune observation de cet échantillon n'y correspondait.

La structure du sommaire annuel du temps travaillé proposé dans l'ECR est celle que nous utilisons pour définir la participation au marché du travail pour un individu donné. Ainsi, toute personne ayant travaillé à temps plein ou à temps partiel au cours de l'année est considérée avoir participé au marché du travail durant cette année. La variable d'intérêt « *participation* » est une variable indicatrice égale à 1 si la personne a participé au marché du travail durant l'année de référence. Elle est égale à zéro sinon. La structure du sommaire annuel du temps travaillé proposé dans l'ECR peut également nous permettre d'approfondir notre analyse selon les effets obtenus en suivant l'évolution du travail à temps plein et à temps partiel. En effet, si on observe aucun effet sur la participation, cela pourrait suggérer que les conditions d'accès à la rente ont préalablement poussé les personnes qui voulaient rester sur le marché du travail à réduire significativement le nombre d'heures travaillées dans le but de demeurer éligible à la rente. Dans ce cas, l'abolition de ces conditions devrait provoquer une hausse du travail à temps plein. Cette hausse serait, dans tel cas, provoquée par une augmentation du nombre d'heures travaillées et une baisse du travail à temps partiel, sans affecter significativement la participation. Dans ce cas, cette dernière pourrait demeurer stable, alors que le nombre d'heures travaillées varient significativement.

Le tableau 3.1 présente la participation moyenne au marché du travail pour chaque cohorte d'âge d'intérêt et pour la province de traitement, le Québec et la province de contrôle, l'Ontario. Les moyennes de l'échantillon sont présentées pour trois périodes : 2012-2013, 2014 et 2015-2016. Cette configuration permet de détecter tout bond observé

TABLE 3.1 – Statistiques échantillonales

	Participation au marché du travail				Réclamation de la prestation			
	(1)	(2)	(3)	(3) - (1)	(1)	(2)	(3)	(3) - (1)
<b>Québec</b>								
55-59	72.30	73.54	73.84	1.54				
60-64	47.57	48.99	50.91	3.34	60.48	67.60	64.04	3.56
65-69	24.64	19.45	24.70	0.06	94.79	96.12	96.04	1.24
<b>Ontario</b>								
55-59	71.26	71.54	73.83	2.57				
60-64	54.04	55.76	54.93	0.89	45.16	41.25	37.70	-7.46*
65-69	29.44	29.77	29.75	0.30	93.14	89.41	90.18	-2.96*

Source : Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016. (\*) Significatif à un niveau de 5%. La colonne (1) correspond aux statistiques des années 2012-2013, tandis que la colonne (2) correspond à celles de 2014 et la colonne (3) à celles des années 2015-2016.

en 2014, l'année où l'abolition est entrée en vigueur. Les données de ce tableau nous indiquent qu'il semble y avoir une légère hausse dans la participation sur le marché du travail en 2014 par rapport aux deux années précédentes dans la cohorte des 60-64 ans au Québec. Elle est presque de la même magnitude que la hausse observée en Ontario durant cette année comme illustré dans la figure 3.1. Cette hausse s'est accentuée durant les deux années suivantes, mais n'est pas significative. Ces statistiques sont cohérentes avec la littérature économique portant sur les effets des changements des paramètres des régimes de pension sur la participation au marché du travail spécialement avec Baker et Benjamin (1999) qui avaient trouvé que l'introduction de la retraite anticipée dans le RPC et dans le RRQ a eu très peu d'effet immédiat sur la participation sur le marché du travail.

### 3.2.2 Prestation de la rente

L'ECR contient une variable indiquant le montant des prestations de RPC/RRQ reçues par une personne au cours d'une année. Ce montant inclut les prestations d'invalidité, d'époux(se) survivant(e) et pour enfant. Nous avons enlevé les prestations d'invalidité. Par contre, aucune variable ne permet de séparer les prestations d'époux(se) survivant(e) des

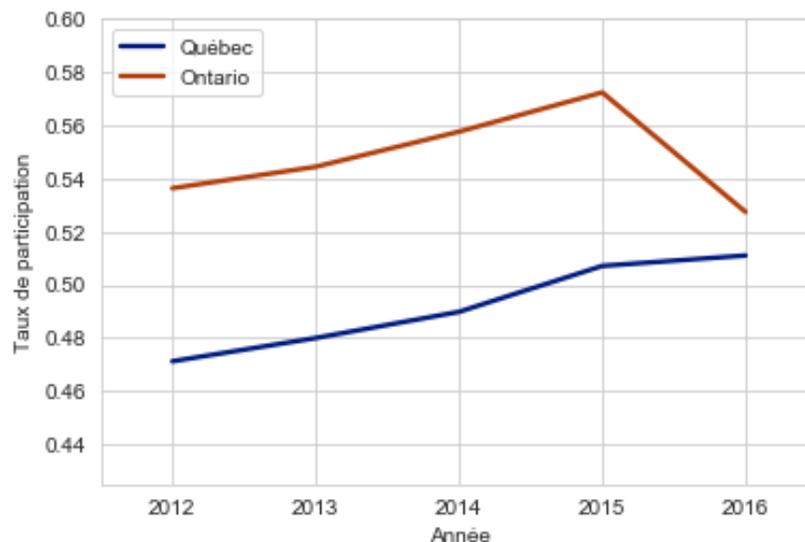


FIGURE 3.1 – Évolution du taux de participation sur le marché du travail

Source.- Enquête canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016, Cohorte des 60-64 ans.

prestations de retraite. Par ailleurs, contrairement à la définition de la variable contenant les prestations d'invalidité qui indique clairement que ces montants sont inclus dans ceux du RPC/RRQ, les variables contenant les prestations pour enfants n'indiquent pas qu'ils font partie du RPC/RRQ. De plus, l'analyse des prestations RPC/RRQ reçues par les 413 individus de notre échantillon ayant reçu des prestations fédérales ou provinciales pour enfants révèle que les prestations pour enfants n'y sont pas inclus. Par conséquent, nous avons déduit uniquement les prestations d'invalidité du montant original de prestations RPC/RRQ pour trouver le montant de prestations de retraite reçues par un individu.

La figure 3.2 présente l'évolution du taux de prestation du RPC/RRQ sur deux années précédant et deux années suivant la réforme et pour l'année de la réforme, 2014.

De même que pour la participation sur le marché du travail, le tableau 3.1 présente les moyennes des taux prestation du RPC/RRQ de 2012 à 2016. Cependant, contrairement à la participation sur le marché du travail, on observe un bond de plus de 7% dans la réception de la prestation de retraite au Québec en 2014 dans la cohorte des 60-64 ans, alors qu'en Ontario, on observe une baisse de près de 4% . Durant les deux années suivantes,

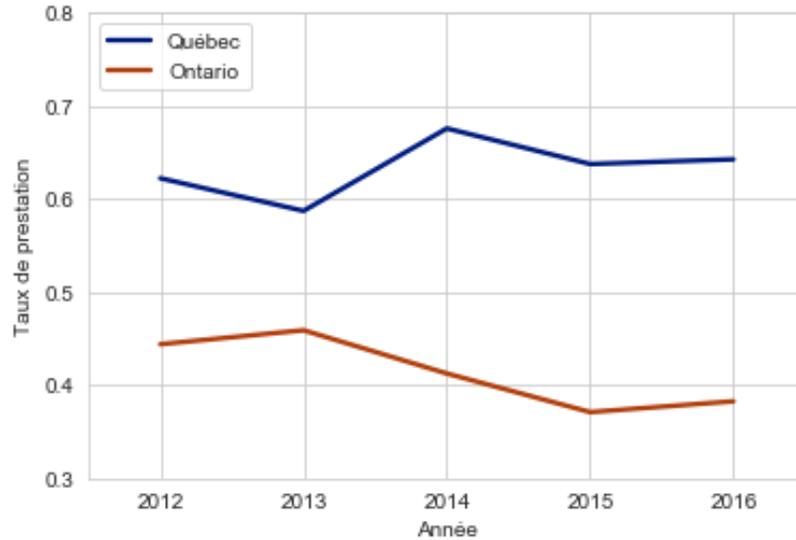


FIGURE 3.2 – Évolution du taux de prestation de retraite.

Source.- Enquête canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016, Cohorte des 60-64 ans.

la hausse dans la réception de la prestation de retraite au Québec a légèrement diminué à près de 4%, tandis que la baisse en Ontario s’est accentuée à près de 7%. Ces statistiques sont également en ligne avec la littérature particulièrement avec les résultats de Baker et Benjamin (1999) qui avaient trouvé que l’introduction de la retraite anticipée dans le RPC et dans le RRQ avait mené à une hausse dans la réception de la prestation de retraite.

### 3.2.3 Autres variables d’intérêt

Nous voudrions aussi mesurer l’évolution d’autres variables comme le montant de prestation de retraite reçue, le revenu d’emploi, le revenu total et le nombre d’heures travaillées. L’analyse de l’évolution de ces variables nous permettra d’approfondir notre étude et de mieux identifier les causes qui peuvent expliquer nos résultats.

Le revenu total et le revenu d’emploi sont donnés dans les données de l’ECR. Pour éviter l’effet des valeurs extrêmes sur les résultats, nous avons recodé à 100,000 les revenus totaux des 2,017 individus de notre échantillon dont le revenu total est supérieur à 100,000. Nous avons fait la même chose pour les 1,475 individus dont le revenu de travail

dépassait 100,000\$ durant une année. Nous avons aussi égalé à zéro les revenus d'emploi et les revenus totaux inférieurs à zéro. Par souci de normalité, nous utiliserons une forme fonctionnelle logarithmique dans les régressions impliquant ces variables. Cette forme implique toutefois certaines limitations en raison de la présence de nombreuses personnes dans notre échantillon qui n'ont reçu aucun revenu d'emploi et aucun montant de prestation de retraite. Dans ce cas, l'interprétation des effets que nous trouverons s'appliquera uniquement aux personnes ayant un revenu d'emploi ou des prestations de retraite reçues supérieurs à zéro.

Le tableau 3.2 présente l'évolution en moyenne de ces différentes variables dans notre groupe de traitement et dans notre groupe de contrôle durant toutes les années faisant partie de notre échantillon. On y observe que le montant annuel de prestation de retraite reçue a fait un bond de près de 600\$ au Québec en 2014 par rapport à 2012 alors qu'il est demeuré stable en Ontario. Le revenu de travail annuel est demeuré particulièrement stable au Québec avec de légères hausses, alors qu'on observe des hausses plus importantes en Ontario en 2014 et 2015, suivie par une forte baisse en 2016. Durant cette période, le revenu total a légèrement augmenté en 2014 au Québec par rapport à 2012. Cette augmentation est observée également en Ontario. Cependant, elle est persistante sur les trois années qui suivent 2014 au Québec alors que ce n'est pas le cas pour l'Ontario.

On peut également observer dans le tableau 3.2 que le nombre d'heures travaillées par semaine est demeuré stable durant la période étudiée dans les deux provinces. Les variations observées sont très faibles. On constate aussi qu'il y a eu une légère augmentation dans le nombre d'heures travaillées par année au Québec en 2014 par rapport aux deux années précédentes relativement à l'Ontario. Ce constat s'applique également au nombre de semaines travaillées par année. Ces statistiques s'approchent des résultats de la littérature, particulièrement de ceux de Gruber et Orszag (2003) et Baker et Benjamin (1999) qui ont trouvé que l'abolition des conditions a des effets très faibles en magnitude sur l'emploi. Par ailleurs, ces statistiques pourraient également suggérer que l'abolition des conditions a offert aux travailleurs expérimentés l'opportunité d'avoir un supplément de revenu (augmentation du revenu total), sans pour autant les pousser à modifier leur

comportement de travail.

TABLE 3.2 – Moyennes échantillonales des autres variables d'intérêt dans la cohorte des 60 à 64 ans

	Québec					Ontario				
	2012	2013	2014	2015	2016	2012	2013	2014	2015	2016
Montant annuel de rente reçu	3376	3146	3937	3836	3831	2587	2684	2567	2303	2361
Heures travaillées par semaine	35.18	34.33	34.87	35.51	35.54	35.96	34.97	35.39	34.84	34.80
Heures travaillées par année	1563.06	1500.68	1601.87	1595.34	1620.32	1674.24	1645.39	1681.26	1654.43	1656.97
Nombre de semaines travaillées par année	20.65	20.87	22.07	22.29	22.91	24.43	25.21	25.93	26.26	24.64
Revenu de travail annuel	16567	17357	17171	18449	18947	22855	22495	25168	24788	22329
Revenu total annuel	28937	27914	30146	30468	31804	34403	34468	36395	35315	33437

Source.- Enquête canadienne sur le revenu (ECR), 2012-2016.



# Chapitre 4

## Méthodologie empirique

Dans ce chapitre, nous présentons la méthodologie empirique utilisée pour analyser l'impact de l'abolition des conditions d'accès à la rente de retraite dès 60 ans dans le RRQ sur l'emploi et l'évolution du taux de réclamation de la rente au Québec.

Notre analyse empirique se base d'abord sur un modèle de double différence où nous comparons l'évolution de l'emploi et de la prestation de la rente dans la cohorte des 60-64 ans au Québec et Ontario, avant et après 2014. Ensuite, nous utilisons un modèle de triple différence pour différencier pour deux autres cohortes d'âge, les 55-59 ans et les 65-69 ans. Notre méthodologie est similaire à celle utilisée par Disney et Smith (2002) et Bremmer et Kesselring (2018).

### 4.1 Stratégie d'identification

Pour analyser les effets de l'abolition des conditions d'accès à la retraite anticipée du RRQ sur la dynamique du marché du travail et les décisions de retraite au Québec, nous utilisons dans un premier temps un modèle de double différence et dans un second temps un modèle de triple différence. La méthode de double différence est particulièrement utile pour estimer les effets d'un changement qui affecte un groupe, mais qui n'affecte pas un autre (Cameron et Trivedi (2005)) .

L'intuition derrière un modèle de double différence est de faire des comparaisons et de

répondre à des questions contrefactuelles sur les effets du changement de politique étudié sur la variable d'intérêt (Angrist et Krueger (1999)). Cette démarche empirique permet de répondre à la question « quelle serait l'évolution de la variable d'intérêt si le changement de politique n'avait pas eu lieu ? »

Pour illustrer cette approche, considérons qu'on analyse les effets d'un changement qui affecte un groupe de traitement et qui n'affecte pas un groupe de contrôle. La période d'avant le changement est notée  $b$  (before) et celle d'après est notée  $a$  (after). De même, chaque individu est notée  $i$ .

Dans un cadre idéal où on a des observations répétées sur les individus avant et après le traitement, si on définit l'assignation au traitement par une variable indicatrice  $d_{ia}$  tel que  $d_{ia} = 1$  si un individu est sujet au changement et  $d_{ia} = 0$  sinon, le changement observé dans le groupe de traitement est donné par  $E[y_{ia} - y_{ib} | d_{ia} = 1]$  alors que le changement dans le groupe de contrôle est donné par  $E[y_{ia} - y_{ib} | d_{ia} = 0]$  (Cameron et Trivedi (2005)). Ainsi,  $E[y_{ia} - y_{ib} | d_{ia} = 1] - E[y_{ia} - y_{ib} | d_{ia} = 0]$  mesure l'effet causal du changement de politique publique.  $E$  est un opérateur d'espérance.

Pour identifier théoriquement l'effet causal de la méthode de double différence, on peut supposer que  $y$  est donné par le modèle linéaire avec un effet fixe  $\phi_i$  et un terme « dérive »  $\delta_t$  tel que :

$$y_{it,0} = \phi_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (4.1)$$

$$y_{it,1} = y_{it,0} + \gamma, \quad (4.2)$$

Ainsi, l'équation 4.1 est l'équation linéaire qui détermine  $y$  si l'individu fait partie du groupe de contrôle, alors que l'équation 4.2 s'applique aux individus faisant partie du groupe de traitement. Dans une telle situation, on fait face au problème d'inférence causale dû à la présence d'inobservables. On est en mesure d'observer  $y_{it,1}$  seulement si  $d_{it} = 1$  et  $y_{it,0}$  sinon. Ici,  $d_{it}$  est une variable indicatrice qui représente l'assignation au

traitement. Ainsi, une analyse en double différence nous permet d'estimer des moyennes contrefactuelles dans le but d'extraire l'effet causal.

Ainsi, on peut déterminer le processus  $y$  d'un individu  $i$  faisant partie du groupe de traitement ou de contrôle avant ou après l'introduction du changement à partir de l'équation suivante :

$$y_{it} = (1 - d_{it})y_{it,0} + d_{it}y_{it,1} \quad (4.3)$$

$$y_{it} = \phi_i + \delta_t + \gamma d_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

En présence de données de panel et en supposant que  $\phi_i$  est un effet fixe, on peut obtenir l'effet de traitement en prenant la première différence. Ainsi, on a :

$$\Delta y_{it} = \delta_t + \gamma \Delta d_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4.5)$$

L'estimation et la convergence de ce modèle linéaire par MCO nécessitent que  $\Delta d_{it}$  et  $\Delta \varepsilon_{it}$  soient orthogonaux, donc que l'erreur soit indépendante du traitement. Ainsi, le coefficient estimé  $\hat{\gamma}$  correspond à l'effet de traitement recherché.

Pour s'en convaincre, considérons un scénario à deux périodes avant ( $b$ ) et après ( $a$ ), tel que le changement affecte seulement le groupe de traitement à la période  $a$ . On peut écrire le modèle en première différence de l'équation 4.5 comme :

$$y_{ia} - y_{ib} = \delta_a + \gamma d_{ia} + (\varepsilon_{ia} - \varepsilon_{ib}) \quad (4.6)$$

Ainsi, l'effet de traitement peut s'écrire comme :

$$\hat{\gamma} = E[(y_{ia} - y_{ib}) | d_{ia} = 1] - E[(y_{ia} - y_{ib}) | d_{ia} = 0] \quad (4.7)$$

$$\hat{\gamma} = (\delta_a + \gamma) - (\delta_a) \quad (4.8)$$

### 4.1.1 Identification de l'effet causal avec des données en coupes transversales répétées

Considérons qu'au lieu d'avoir des observations répétées sur les individus avant et après le traitement, on dispose plutôt de données en coupes transversales répétées. Avec deux périodes dont une avant (notée  $b$ ) et une après le traitement (notée  $a$ ), on peut y appliquer le modèle donné par les équations 4.1 et 4.2.

Pour contextualiser, considérons un modèle plus général dérivé des équations susmentionnées, dans lequel « les observations traitées peuvent avoir des effets-temps différents » tels que :

$$y_{it,0} = \phi_i + \delta_{t,0} + \varepsilon_{it} \quad (4.9)$$

$$y_{it,1} = \phi_i + \delta_{t,1} + \gamma + \varepsilon_{it} \quad (4.10)$$

Pour identifier l'effet causal, on peut prendre les moyennes  $E[y_{ia}|d_{ia} = 1]$  dans le groupe de traitement et  $E[y_{ia}|d_{ia} = 0]$  dans le groupe de contrôle dans la période post-traitement. De même, les moyennes avant le traitement dans le groupe de traitement est donné par  $E[y_{ib}|d_{ia} = 1]$  et par  $E[y_{ib}|d_{ia} = 0]$  dans le groupe de contrôle. Ici, l'assignation au traitement est toujours désignée par  $d_{ia}$  tel que  $d_{ia} = 1$  si un individu est sujet au changement et  $d_{ia} = 0$  sinon (Cameron et Trivedi (2005)).

Ainsi, l'estimateur de double différence de ce modèle est donné par :

$$\hat{\gamma} = [E(y_{ia}|d_{ia} = 1) - E(y_{ib}|d_{ia} = 1)] - [E(y_{ia}|d_{ia} = 0) - E(y_{ib}|d_{ia} = 0)] \quad (4.11)$$

$$\hat{\gamma} = \gamma + [(\delta_{a,1} - \delta_{a,0}) - (\delta_{b,1} - \delta_{b,0})] \quad (4.12)$$

### 4.1.2 Hypothèses d'identification

L'équation 4.11 implique qu'on peut identifier si l'individu est éligible au traitement durant la période prétraitement (Cameron et Trivedi (2005)). Le coefficient estimé de  $\gamma$  qui est  $\hat{\gamma}$  va converger si l'assignation au groupe de traitement et au groupe de contrôle est aléatoire. De plus, l'identification de l'effet causal requiert la vérification d'une hypothèse majeure qui est l'hypothèse des tendances parallèles. Cette hypothèse sous-entend qu'en absence du changement de politique, la tendance d'évolution de la variable d'intérêt dans les groupes de contrôle et de traitement aurait été similaire. Ainsi, dans l'équation 4.12, l'effet causal du changement n'a pas été identifié. Le respect de l'hypothèse des tendances parallèles ferait en sorte que les différences  $(\delta_{a,1} - \delta_{a,0})$  et  $(\delta_{b,1} - \delta_{b,0})$  soient égales à zéro. Ainsi, l'hypothèse des tendances parallèles implique que  $\delta_{t,1} = \delta_{t,0}$ .

La figure 4.1 illustre l'hypothèse des tendances parallèles. Avant le changement (à la période  $b$ ), l'écart dans les moyennes de  $y$  dans les groupes affecté et non affecté correspond au segment [AB]. Les tendances parallèles impliquent que cet écart resterait le même en absence de changement à la période  $a$ , tel que [DE] est égal à [AB]. En présence du changement et à la période  $a$  (après), la moyenne observée dans  $y$  ( $\bar{y}$ ) se déplace de D à C dans le groupe de traitement. L'écart entre les deux groupes correspond désormais au segment [CE]. Ainsi, le segment [CD] correspond au mouvement dans l'écart entre les  $\bar{y}$  des deux groupes entre les périodes  $b$  et  $a$  (avant et après le changement) qui est dû au changement étudié. Par conséquent, [CD] correspond à l'effet de traitement  $\hat{\gamma}$ , ce qui serait faux en l'absence des tendances parallèles.

On peut vérifier cette hypothèse en testant que les tendances d'évolution de la variable d'intérêt dans les groupes de traitement et de contrôle étaient parallèles durant la période précédant le changement. Dans ce cas, l'hypothèse des tendances parallèles impliquerait que les segments [FA] et [GB] sont parallèles.

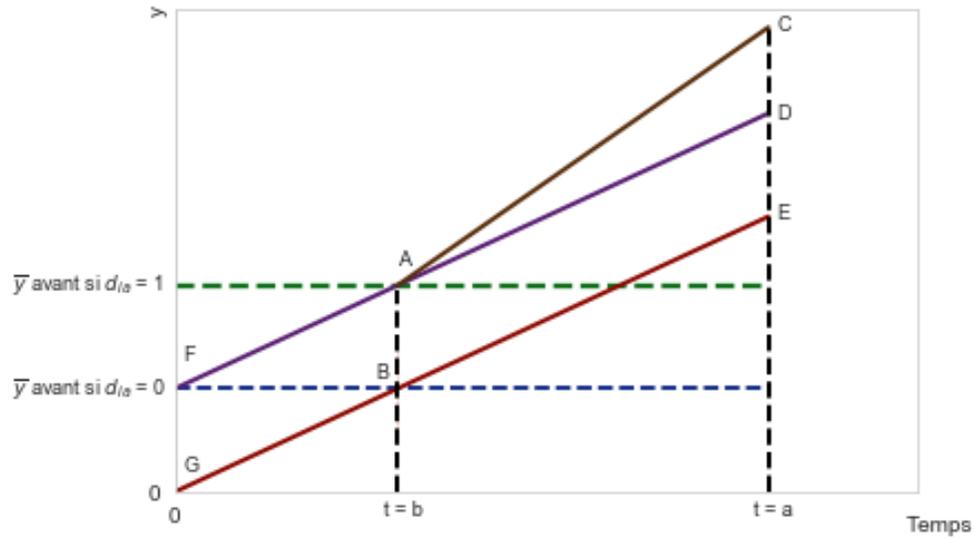


FIGURE 4.1 – Hypothèse des tendances parallèles

### 4.1.3 Endogénéité des régresseurs

Dans le modèle linéaire décrite dans l'équation 4.5, l'hypothèse d'orthogonalité entre  $\Delta d_{it}$  et  $\Delta \varepsilon_{it}$  est violée dans le cas où il y a endogénéité des régresseurs. L'estimateur MCO  $\hat{\gamma}$  est biaisé dans ce cas.

Cette endogénéité peut être provoquée par l'absence d'éléments contrôlant pour les caractéristiques qui diffèrent les individus dans chaque groupe.

Pour résoudre ce problème, on peut ajouter des variables permettant de contrôler pour ces caractéristiques. L'avantage d'une telle démarche est de pouvoir contrôler pour les différences systématiques entre les groupes de contrôle et de traitement sur les différentes périodes  $a$  et  $b$ . Ainsi, on a le modèle suivant :

$$\Delta y_{it} = \Delta x_{it}\beta + \delta_t + \gamma\Delta d_{it} + \Delta \varepsilon_{it} \quad (4.13)$$

Dans l'équation 4.13,  $\beta$  est un vecteur de coefficients qui inclut une constante, alors que  $\Delta X_{it}$  est le vecteur des caractéristiques personnelles. L'ajout de  $\Delta X_{it}\beta$  change la

forme fonctionnelle du modèle, mais l'interprétation de l'effet de traitement reste la même.

#### **4.1.4 Tests placebos**

Pour renforcer la validité de notre modèle et vérifier l'hypothèse des tendances parallèles, nous procéderons à des tests placebos.

Dans un premier temps, nous vérifions l'hypothèse des tendances parallèles sur la période précédant le traitement. Un tel exercice nécessite plusieurs périodes avant le traitement, ce qui est possible dans notre cas, car nous en avons deux dans notre échantillon.

Les modèles représentés par les équations 4.14 et 4.15 nous permettent de vérifier les tendances parallèles entre le Québec et l'Ontario pour les années 2012 et 2013. Pour cela, nous effectuons un test-t sur le coefficient estimé de la variable d'interaction entre l'année et la province (2012 x QC). Si on ne peut rejeter l'hypothèse nulle que le coefficient de cette variable, qui est la différence de tendance entre le Québec et l'Ontario en 2012, est égale à zéro, l'hypothèse des tendances parallèles est vérifiée. Les résultats présentés dans les tableaux 5.1 et 5.2 nous montrent que les tendances parallèles sont vérifiées à partir de ce test.

#### **4.1.5 Problèmes d'inférence dans les modèles d'expériences naturelles**

Les expériences naturelles sont très utiles pour étudier les effets d'une intervention ou d'un changement de politique publique. En utilisant les comparaisons de périodes post-traitement et prétraitement ou entre un groupe de contrôle et de traitement, elles permettent de surmonter certains problèmes de comparaison de contrefactuels. Ainsi, pour un même individu, on est en mesure de comparer son comportement en présence d'un changement de politique et le comportement qu'il aurait adopté si ce changement n'avait pas eu lieu.

Cependant, malgré ces avantages, les expériences naturelles ne sont pas à l'abri de potentiels problèmes qui peuvent causer des biais dans les effets obtenus. Ainsi, il est important que l'expérience soit bien conçue pour qu'on soit en mesure d'obtenir des effets causaux non biaisés. Les principaux problèmes d'inférence que l'on peut rencontrer dans les expériences naturelles sont liés au choix des groupes de contrôle et de traitement, au biais de sélection, à la durée de l'implémentation de la politique dont on mesure les effets, aux différences entre les caractéristiques des individus composant les cohortes de données dans le cas de données transversales, à la forme fonctionnelle utilisée pour les variables d'intérêt lors l'estimation du modèle et aux chocs macroéconomiques qui peuvent affecter l'un des deux groupes.

L'une des façons utilisées pour mesurer l'effet causal d'une politique est de comparer la variable d'intérêt entre les groupes de contrôle et de traitement. Cependant, la difficulté majeure de l'utilisation de cette méthode est la présence de biais de sélection qui altère l'effet de traitement obtenu en absence d'assignation aléatoire. Puisque la réalisation d'expériences avec assignation aléatoire peut se révéler difficile et coûteuse, on peut utiliser des expériences naturelles pour répliquer l'expérience randomisée en « faisant varier la variable d'intérêt tout en gardant d'autres facteurs fixes » (Angrist et Pischke (2009)). Ainsi, une expérience réalisée à partir d'un modèle de double-différence nous permet de contrôler les différences non-observées à travers les groupes de traitement et de contrôle et de mieux gérer la problématique du biais de sélection. Dans notre modèle représenté par les équations 4.14, les variables captant les effets fixes des deux provinces permettent de contrôler pour les différences propres à chacune d'elle. Pour renforcer la validité de nos résultats, nous estimons également un modèle de triple-différence. Dans ce modèle, nous différencions les principaux groupes d'âge comparables en vue de faire face à un potentiel problème de biais de sélection dû aux facteurs et aux différences propres aux groupes d'âge de notre échantillon.

Les expériences naturelles basées sur des politiques ayant une durée d'implémentation très longue peuvent également être problématiques dans la mesure où les individus peuvent modifier leurs comportements en préparation au changement annoncé. Ainsi, les

réponses observées ne seront pas endogènes, ce qui introduirait un biais dans les effets observés. Dans le cas de notre étude, même si le changement étudié a été annoncé au printemps 2011 et est rentré en application en 2014, il y a peu de chance qu'il y ait un effet d'anticipation dû à la faible médiatisation de la mesure au Québec avant décembre 2013. Par ailleurs, puisque nous avons plusieurs périodes prétraitement et post-traitement, nous avons spécifié notre modèle de façon à avoir un effet de traitement pour chaque année suivant le traitement et pour une année le précédant. Cette spécification nous permet de comprendre la dynamique de réponse à chacune des variables d'intérêt, particulièrement l'intensité de la réponse à court-terme ainsi que sa persistance dans le temps.

Les changements dans la composition de l'échantillon peuvent aussi affecter les résultats, principalement quand où on utilise des coupes transversales répétées comme dans le cas du présent mémoire (Yamamoto (2016)). Ainsi, la présence de plus ou moins d'individus avec des caractéristiques variant dans le temps peut être source de biais. Pour atténuer l'effet de ces caractéristiques, on peut contrôler pour ces variables, comme c'est fait dans le modèle présenté dans l'équation 4.16, en ajoutant un vecteur de variables de contrôle contenant des variables pouvant être source de biais de variables omises dans notre modèle.

Enfin, le choix des groupes de traitement et de contrôle est également crucial dans la conception d'une expérience naturelle. En effet, il est important que ces groupes soient comparables tout au long de l'expérience pour éviter que les effets de traitement estimés soient générés par des facteurs externes comme des chocs macroéconomiques qui affectent l'un ou l'autre des deux groupes. Dans notre cas, l'Ontario a très souvent été utilisé comme groupe de contrôle dans des expériences naturelles impliquant des politiques publiques au Québec. En outre, à notre connaissance, aucun choc macroéconomique spécifique n'a frappé l'une ou l'autre des provinces durant la période que couvre notre étude.

## 4.2 Modèle économétrique

### 4.2.1 Modèle de double différence

Pour mener notre analyse, nous exploitons la cohabitation de deux régimes publics de pension au Québec (RRQ) et dans le reste du Canada (RPC). Cette situation nous offre un cadre structurel propice à l'analyse des effets de tout changement apporté dans l'un des régimes, tant que ce changement n'est pas en vigueur dans l'autre ou a été introduit à un moment différent. Puisque l'abolition des conditions d'accès à la rente de retraite à 60 ans dans le RRQ affecte spécifiquement les 60-64 ans au Québec, notre stratégie empirique consistera à comparer l'évolution de la participation sur le marché du travail et celle de la réception de la rente de retraite chez les 60 à 64 ans au Québec avant et après 2014 aux 60-64 ans en Ontario avant 2014 et après 2014.

Dans un premier temps, nous utiliserons le modèle de double différence. Cette méthode a été utilisée par Disney et Smith (2002) dans leur analyse des effets de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le régime public de pension de la Grande-Bretagne en 1989, sur l'offre de travail. Le modèle de double différence nous permettra de déterminer l'effet causal de l'abolition des conditions d'accès à la rente de retraite dès l'âge de 60 ans dans le RRQ sous deux conditions. La première est que l'évolution de la tendance dans la participation sur le marché du travail dans le groupe de traitement, la cohorte des 60-64 ans au Québec, et dans le groupe de contrôle, la cohorte des 60-64 ans en Ontario, soit similaire en absence de l'abolition du test (hypothèse des tendances parallèles). Le respect de cette hypothèse sera testé dans notre modèle.

La deuxième condition est qu'aucune autre politique susceptible d'influencer les variables d'intérêt n'ait été introduite durant la période étudiée dans l'une ou l'autre des deux provinces. À notre connaissance, un seul changement de politique publique aurait pu affecter la validité de notre choix de méthode : c'est l'abolition du test de cessation d'emploi du RPC le 1er janvier 2012. Toutefois, ce test de cessation d'emploi était différent des conditions d'accès à la rente du RRQ dans sa structure. Dans le RRQ, la personne

de moins de 65 ans (60-64 ans) qui voulait débiter la prestation de retraite devrait soit arrêter de travailler complètement, soit diminuer son revenu de travail calculé sur une base annuelle à moins de 25% du MGA. Le test de cessation de travail du RPC s'appliquait plutôt sur une base mensuelle. Ainsi, la personne dont l'âge était compris entre 60 et 64 ans qui voulait débiter la prestation de retraite devait diminuer ses revenus le mois précédant le début des prestations ainsi que celui suivant ce dernier ou arrêter de travailler durant ces mois. Aucune disposition ne forçait le prestataire à garder son revenu de travail au-dessous d'un certain seuil par la suite. Ainsi, l'aspirant prestataire du RPC n'avait qu'à diminuer son revenu ou arrêter de travailler durant une courte période pour devenir éligible aux prestations. Il pouvait ensuite recommencer à travailler, sans réduction des prestations de retraite. Aucun autre test n'a lieu après.

Par conséquent, la structure du test en vigueur dans le RPC le rendait complètement moins contraignant que le test en vigueur dans le RRQ, ce qui pourrait être la cause de l'absence de persistance observée dans les réponses aux changements introduits dans le RPC en 2012 au niveau du nombre de prestataires débutant les prestations dans ce régime (figure 4.2). Quand au bond observé durant cette année, il pourrait être attribué à un effet de médiatisation. En effet, l'abolition de la condition de cessation d'emploi dans le RPC a été très commentée dans les médias du reste du Canada à l'époque. Donc, une grande partie des nouveaux prestataires pouvait avoir décidé de réclamer la prestation de retraite en 2012 non parce que la condition de cessation du travail les empêchait de le faire avant 2012, mais parce qu'elle ignorait comment ça fonctionnait. Par conséquent, ceux qui ont compris les dispositions du test de cessation d'emploi du RPC ont pu facilement le contourner pour réclamer la rente et travailler, alors que ceux qui ne le comprenaient pas l'ont fait en 2012, et tout est revenu à la normale par la suite. Ainsi, la magnitude de ce bond n'a pas suffi pour créer une tendance d'évolution différente de celle du Québec durant cette année comme le suggèrent les résultats du test des tendances parallèles présentés au chapitre des résultats.

Notre modèle de double différence sera estimé par moindres carrés ordinaires (MCO). Ainsi, en se basant sur les choix des groupes de traitement et de contrôle mentionnés plus

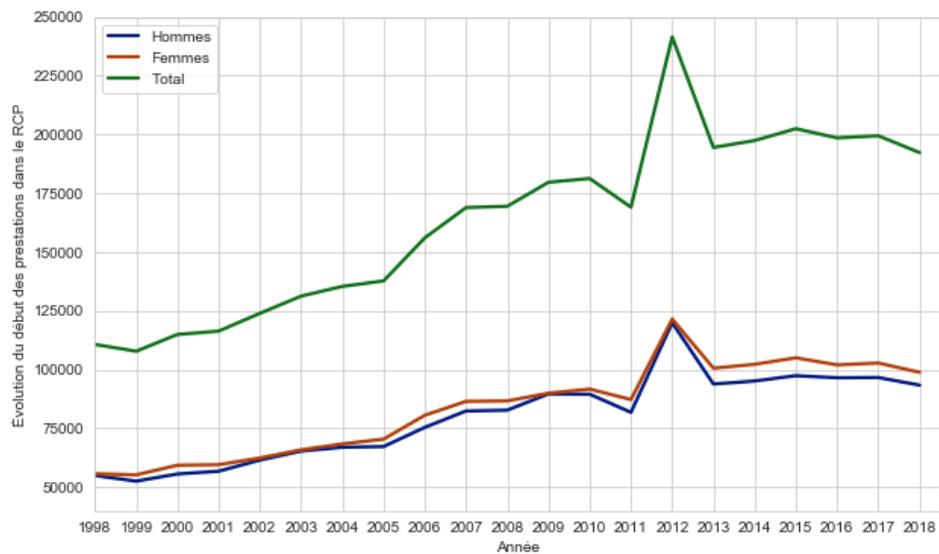


FIGURE 4.2 – Évolution du nombre de prestataires débutant les prestations de retraite du RPC : 1998-2018.

Source.- Emploi et Développement social Canada.

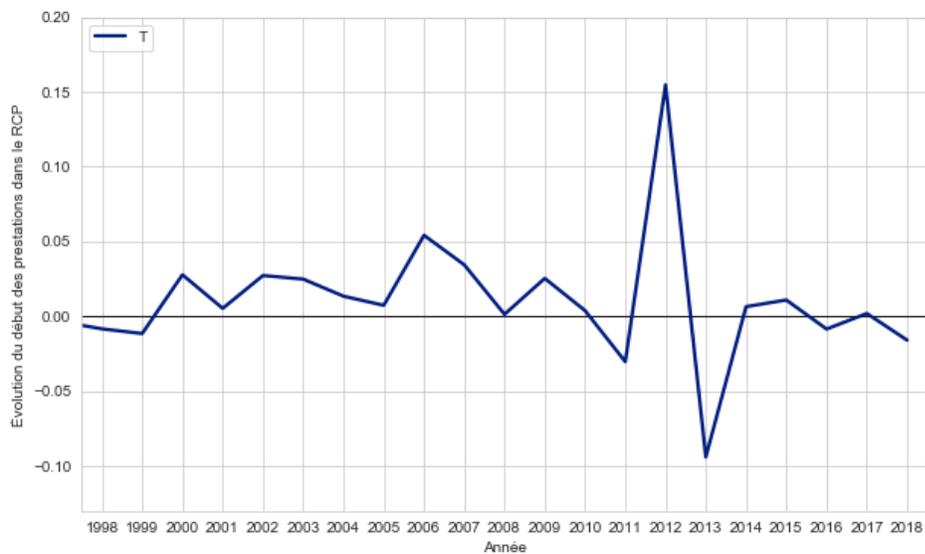


FIGURE 4.3 – Croissance du nombre de prestataires débutant les prestations de retraite du RPC : 1998-2018.

Source.- Emploi et Développement social Canada.

haut, on a :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 QC_i + \sum_{t=1}^4 \delta_t A_t + \sum_{t=1}^4 \gamma_t (A_t \cdot QC_i) + \mu_{it} \quad (4.14)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Dans l'équation 4.14,  $i$  est un indicateur qui représente l'individu et  $t$  représente une unité temporelle. Ainsi, nous avons cinq périodes dans nos données (5 années s'étendant de 2012 à 2016) dont deux périodes avant l'entrée en vigueur de l'abolition des conditions (2012 et 2013) et trois périodes après. L'année 2013 est l'année omise dans la régression pour éviter de la colinéarité, de sorte que la période 1 dans la régression correspond à l'année 2012, la période 2 à l'année 2014, ainsi de suite.  $y_{it}$  est la variable d'intérêt. C'est une variable indicatrice qui, dans un premier temps, est égale à 1 si l'individu  $i$  a participé au marché du travail durant la période de référence  $t$ . Dans un deuxième temps, la même équation est estimée, mais  $y_{it}$  est une variable indicatrice qui prend la valeur de 1 si l'individu  $i$  a reçu les prestations de rente de retraite durant la période  $t$  de référence. Les  $A_t$  sont des effets fixes d'années permettant de sortir les tendances temporelles spécifiques à chaque période selon l'année en question, soit 2012, 2014, 2015 et 2016 respectivement. Chaque  $A_t$  est une variable indicatrice égale à 2 si  $t$  correspond à la période en question et égale à zéro sinon. Par exemple,  $A_2$  est égale à 1 si c'est la période 2, c'est-à-dire l'année 2014 et est égale à zéro sinon, tandis que  $A_3$  est égale à 1 si c'est la période 3 (2015), et est égale à zéro sinon. Ces variables d'années nous permettent de déterminer la tendance de la variable d'intérêt propre à chaque année séparément de l'effet de la politique en question ou des variables de contrôle s'il y en a dans le modèle (Wooldridge (2006)).  $QC_i$  est une variable indicatrice égale à 1 pour les individus résidant au Québec et égale à zéro sinon. Cette variable correspond à l'effet fixe de la province du Québec.

Dans cette régression, on a choisi de décomposer l'effet de traitement pour chaque année faisant partie de la période post-réforme. Ainsi, les éléments de la somme  $\sum_t (A_t \cdot QC_i)$  correspondent aux trois effets de traitement si l'indicateur de la période est supérieur ou

égal à 2 (l'année est supérieure ou égale à 2014) de sorte que le coefficient de  $A_2 \cdot QC_i$  corresponde à l'effet de traitement pour l'année 2014, tandis que ceux de la variable  $A_3 \cdot QC_i$  et de la variable  $A_4 \cdot QC_i$  captent les effets de traitement pour 2015 et 2016 respectivement. En effet, à partir de 2014, les personnes faisant partie de la cohorte des 60-64 ans n'étaient plus soumises aux conditions d'accès à la rente dès 60 ans. Donc, elles étaient directement affectées par ce changement de politique. Dans notre modèle, nous permettons à l'effet de traitement de différer pour chaque année qui suit l'introduction de l'abolition. Cette configuration du modèle nous permet de déterminer l'intensité de la réponse au changement du programme à court-terme et à moyen-terme. L'intuition derrière ce choix est que les travailleurs expérimentés Québécois âgés de 60-64 ans ayant répondu vivement au changement de règles en 2014 (nous observons un pic dans les taux de réclamation de la rente en 2014), nous voudrions savoir si cette réponse a persisté dans le temps.

Du point de vue de théorie de microéconomie, les conditions d'accès à la rente pouvaient être considérées comme une taxe appliquée sur le revenu de travail de tous ceux qui dépassent le seuil permis de 25% du MGA. Ainsi, si la personne dépasse ce seuil, on lui enlève la totalité de la rente qui équivaut dans ce cas à la taxe. Donc, l'abolition de ces conditions a pour effet d'augmenter le revenu disponible en ajoutant la rente au revenu de travail. Cela provoque un effet-revenu. Ainsi, sous l'hypothèse que le loisir est un bien normal, on s'attendra à ce qu'il y ait une diminution des heures travaillées et de la participation au marché du travail. Dans ce cas,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  et  $\gamma_4$  estimés seront négatifs et statistiquement significatifs. Par ailleurs, si les gens tiennent compte des facteurs d'ajustement dans leurs calculs et considèrent que ces derniers sont équitables du point de vue actuariel ou même presque, on ne devrait pas avoir de changements significatifs dans la participation au marché du travail conformément à l'hypothèse du cycle de vie expliqué au chapitre sur la théorie microéconomique. Dans ce cas,  $\gamma_2$ ,  $\gamma_3$  et  $\gamma_4$  estimés ne seront pas statistiquement significatifs.

Par ailleurs, la variable  $A_1 \cdot QC_i$  nous permet de vérifier l'hypothèses des tendances parallèles, nécessaire à la validité du modèle. Pour y procéder, nous effectuons un test-t sur l'estimé de  $\gamma_1$ . Si nous ne pouvons rejeter l'hypothèse nulle que  $\gamma_1$  estimé est égal à

zéro, cela suggérerait qu'en 2012 (avant l'introduction des modifications), il n'y avait pas de différence significative entre la tendance de la participation sur le marché du travail ou de la réception des rentes dans les cohortes de 60-64 ans au Québec et en Ontario. Comme indiqué au tableau 5.1, le test-t effectué ne nous permet pas de rejeter l'hypothèse nulle, ce qui soutient notre hypothèse de l'existence des tendances parallèles avant le changement de 2014.

Puisque les caractéristiques individuelles peuvent influencer les décisions de participer au marché du travail et de partir à la retraite des travailleurs expérimentés, nous estimerons également par MCO le modèle suivant :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 QC_i + \sum_{t=1}^4 \delta_t A_t + x_{it} \beta + \sum_{t=1}^4 \gamma_t (A_t \cdot QC_i) + \mu_{it} \quad (4.15)$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

Dans l'équation 4.15,  $x_{it}$  est un vecteur de variables de caractéristiques démographiques de contrôle dont certaines sont constantes dans le temps (sexe) alors que d'autres varient (détenition de revenus de placement, enfant à charge).

## 4.2.2 Modèle de triple différence

Le non-rejet de l'hypothèse des tendances parallèles nous a permis de valider les résultats de notre modèle de double différence. Cependant, dans ce modèle, nous avons fait des comparaisons exclusivement entre les cohortes de 60-64 ans des deux provinces. Cependant, des caractéristiques propres à la cohorte des 60-64 ans au Québec peuvent influencer l'effet trouvé relativement à l'Ontario. Ainsi, nous voudrions contrôler pour les différences dans les cohortes d'âge qui peuvent affecter les décisions de participer ou non au marché du travail pour avoir des résultats plus robustes.

Dans cet objectif, nous estimons l'effet de l'abolition des conditions d'accès à la rente de retraite dès 60 ans sur la participation au marché du travail par un modèle de triple différence. L'intuition économique est de profiter du fait qu'il existe des sous-groupes d'âge

proches de celles des 60-64 ans (55-59 ans et 65-69 ans) qui ont presque les mêmes comportements de travail, mais qui ne sont pas exposées au changement de règle de 2014. Les membres de la cohorte des 55-59 ans sont proches de la retraite, mais ne sont pas encore éligibles à la retraite anticipée, alors que les membres de la cohorte des 65-69 ans étaient déjà éligibles à la rente sans égard aux conditions d'accès puisqu'ils avaient déjà atteint l'âge normal de la retraite. Ces deux cohortes constituent des sous-groupes de contrôle. Ainsi, nous avons comparé le changement dans l'emploi dans la cohorte des 60-64 ans avant et après 2014 au changement dans l'emploi dans les cohortes des 55-59 ans et 65-69 ans au Québec. Ceci correspond à une première double différence. Nous avons, ensuite, fait la même comparaison en double différence en Ontario. Finalement, nous avons comparé les changements observés dans les deux double différences précédents. Les coefficients estimés de cette dernière comparaison sont les coefficients de triple différence.

Ainsi, pour estimer notre modèle de triple différence, nous considérons trois sous-groupes d'âge  $g_c$  ( $c = 1,2,3$ ). Chacune de ces variables indicatrices est égale à 1 si l'individu appartient à la cohorte en question. Ainsi, le modèle de triple différence est estimé par MCO selon la régression suivante :

$$\begin{aligned}
y_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 g_{i1} + \alpha_2 g_{i2} + \rho_1 QC_i + \sum_{t=1}^4 \delta_t A_t + \sum_{c=1}^2 \xi_c (QC_i \cdot g_{ic}) \\
& + \sum_{t=1}^4 \lambda_t (QC_i \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \zeta_t (g_{i1} \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \sigma_t (g_{i2} \cdot A_t) \\
& + \sum_{t=1}^4 \gamma_t (QC_i \cdot g_{i1} \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \psi_t (QC_i \cdot g_{i2} \cdot A_t) + \mu_{it}
\end{aligned} \tag{4.16}$$

Dans l'équation 4.16,  $c$  indique le sous-groupe d'âge. Ainsi,  $g_1$  représente la cohorte traitée qui est celle des 60-64 ans, affectée par le changement de 2014. La cohorte des 55-59 ans est la cohorte de base qui est omise alors que la cohorte des 65-69 ans est représentée par  $g_2$ . Le terme  $\sum_{t=1}^4 \delta_t A_t$  est une somme de 4 éléments qui sont les quatre

périodes qui font partie de la régression (2013 est l'année omise), où  $t$  est un indicateur de périodes prenant des valeurs allant de 1 à 4. Nos paramètres d'intérêt sont les éléments de  $\sum_{t=1}^4 \gamma_t(QC_i \cdot g_{i1} \cdot A_t)$  quand la période de référence est plus grande ou égale à 2. Notez que le sous-groupe dans la variable d'interaction est la cohorte des 60-64 ans ( $g_{i1}$ ) résidant au Québec. Les éléments en question sont les trois (3) effets de traitement, un pour chaque année égale ou supérieure à 2014 (donc quand  $t = 2,3,4$ ).

Comme dans le modèle de double différence, contrôler pour certaines caractéristiques personnelles nous permet d'écrire le modèle de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 y_{it} = & \alpha_0 + \alpha_1 g_{i1} + \alpha_2 g_{i2} + \rho_1 QC_i + \sum_{t=1}^4 \delta_t A_t + \sum_{c=1}^2 \xi_c(QC_i \cdot g_{ic}) \\
 & + \sum_{t=1}^4 \lambda_t(QC_i \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \zeta_t(g_{i1} \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \sigma_t(g_{i2} \cdot A_t) \\
 & + x_{it} \beta + \sum_{t=1}^4 \gamma_t(QC_i \cdot g_{i1} \cdot A_t) + \sum_{t=1}^4 \psi_t(QC_i \cdot g_{i2} \cdot A_t) + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{4.17}$$

où  $x_{it}$  est un vecteur de variables de contrôle qui contient les mêmes variables de caractéristiques démographiques incluses dans le modèle de double différence.



# Chapitre 5

## Résultats et discussion

### 5.1 Modèle de double différence

Les tableaux 5.1 et 5.2 présentent les coefficients estimés des effets de traitement des équations 4.14 et 4.15, c'est-à-dire des variables  $A_2 \cdot QC_i$ ,  $A_3 \cdot QC_i$  et  $A_4 \cdot QC_i$ . Les colonnes (1) présentent les résultats du modèle estimé sans variables caractéristiques alors que les colonnes (2) présentent les résultats du modèle avec variables caractéristiques. Ces résultats suggèrent une forte augmentation dans la probabilité de recevoir la prestation de retraite au Québec relativement à l'Ontario après l'introduction de la réforme le 1er janvier 2014 dans le RRQ. Ainsi, la probabilité qu'une personne résidant au Québec reçoive la rente de retraite suite à la réforme a augmenté de 13.5% en 2014 par rapport à la période d'avant 2014 et par rapport à l'Ontario. Elle a augmenté de 13.8% en 2015 et de 13.2% en 2016. Ces augmentations sont toutes statistiquement significatives. Les résultats indiquent aussi que l'augmentation de la probabilité de recevoir la rente au Québec relativement en Ontario suite à la réforme est persistante dans le temps.

TABLE 5.1 – Effets de l’abolition des conditions d’accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur la participation sur le marché du travail et sur la prestation de la rente (DD)

Variables indépendantes	Prestation de la rente		Participation au marché du travail	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Test de tendances parallèles</i>				
2012 x QC	0.050 (0.043)	0.046 (0.039)	-0.001 (0.043)	-0.002 (0.040)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.135* (0.043)	0.121* (0.040)	-0.003 (0.044)	0.008 (0.040)
2015 x QC	0.138* (0.043)	0.133* (0.040)	-0.001 (0.044)	-0.009 (0.040)
2016 x QC	0.132* (0.041)	0.127* (0.039)	0.048 (0.042)	0.039 (0.038)
N	9,862	9,862	9,862	9,862
R carré	0.052	0.1569	0.0039	0.1690
<i>Variables de contrôle</i>	NON	OUI	NON	OUI

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations de double-différence 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l’hétéroscédasticité en utilisant l’option robust de Stata. \* est significatif à un niveau de 5%.

Ces résultats confirment les tendances observées dans les données présentées dans les statistiques descriptives du tableau 3.1. Ainsi, ces dernières indiquaient qu’en 2014, la probabilité de recevoir la prestation de retraite au Québec a augmenté de près de 7% alors qu’elle avait diminué de plus de 4% en Ontario. Pour la période post-réforme qui inclut les années 2015 et 2016 dans ce tableau, la probabilité de recevoir la rente avait augmenté de 3.56% pour les 60-64 ans au Québec alors qu’elle avait diminué de plus de 7% en Ontario.

Pour éviter qu’une forte réponse à l’abolition en 2014 n’influence notre analyse, nous avons présenté les moyennes séparément pour 2014 dans le tableau 3.1. Ainsi, la période post-réforme du tableau 3.1 ne contient que les années 2015 et 2016.

Les résultats des régressions suggèrent que l’abolition des conditions d’accès à la

prestation de retraite dans le RRQ a déclenché un momentum au Québec au niveau de la réception de la rente en 2014, contrairement à l'Ontario. Ils sont en accord avec ceux de Baker et Benjamin (1999) et suggèrent que les personnes résidant au Québec ont répondu fortement à l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite entrée en vigueur dans le RRQ le 1er janvier 2014. Quoique l'Ontario a connu pareille abolition en 2012, le test des tendances parallèles nous indique que les tendances d'emploi et de réception de la rente entre les provinces étaient parallèles dans les deux provinces en 2012, ce qui valide les effets de traitement.

Par ailleurs, les résultats des tableaux 7 et 9 de l'annexe montrent qu'en général, les femmes ont répondu plus fortement à l'abolition des conditions que les hommes. La probabilité de recevoir la rente a augmenté significativement chez les femmes de 17% en 2014, de 14.3% en 2015 et de 16.72% en 2016 au Québec relativement à l'Ontario dans le modèle sans variables de contrôle. Par contre, l'augmentation chez les hommes n'a été significative qu'en 2015 et se chiffrait à 12.97%.

Nous avons également estimé les mêmes régressions avec la participation au marché du travail et les heures travaillées comme variables d'intérêt. Les résultats de régression présentés au tableau 5.1 suggèrent que les réponses immédiates au niveau de la participation au marché du travail sont très faibles et non statistiquement significatives. Par contre, le coefficient augmente en magnitude en 2016. Cette augmentation en magnitude deux années après l'entrée en vigueur de l'abolition semble suggérer que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite pourrait avoir des effets sur la participation au marché du travail à long-terme comme le suggérait Song (2003). Ces résultats sont également en accord avec les statistiques descriptives présentées au tableau 3.1. Les tests menés au niveau de ce tableau indiquaient que le changement dans la participation au marché du travail pour les 60-64 ans entre les périodes d'avant et d'après l'introduction du changement n'était pas significatif. Le changement n'était pas significatif pour 2014 également.

Les résultats obtenus suggèrent également qu'il n'y a pas eu de changement significatif dans le nombre d'heures travaillées par semaine ou par année au Québec par rapport

à l'Ontario. Le tableau 11 de l'annexe montrent les résultats obtenus avec le nombre d'heures travaillées par semaine, le nombre d'heures travaillées par année et le nombre de semaines travaillées par année comme variables d'intérêt. On n'y observe aucun effet significatif sur ces variables. Cela suggère que les travailleurs expérimentés québécois n'ont pas modifié d'une façon ou d'une autre leur comportement de travail suite à l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le RRQ.

### **5.1.1 Réponses du montant de la rente et de la probabilité de travailler et de recevoir la rente**

Les résultats du tableau 5.2 montrent que l'augmentation de la probabilité de recevoir la rente est accompagnée d'une augmentation du montant de rente reçue. Ainsi, le montant de rente reçu a subi une augmentation moyenne de 907\$ en 2014, de 1,071\$ et de 1,008\$ en 2015 et 2016 respectivement au Québec relativement à l'Ontario. Ces résultats sont cohérents avec les prédictions du modèle de Gustman et Steinmeier (2004) qui suggéraient que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite augmenterait substantiellement le montant des prestations de la « *Social Security* » aux États-Unis. La hausse est reflétée dans la figure 5.1 où on remarque un bond dans le montant moyen de rente reçue en 2014. Elle est cohérente avec les données du tableau 3.2 où on remarque que le montant de rente reçue augmente au Québec à partir de 2014 alors qu'il diminue légèrement en Ontario.

Le même tableau suggère aussi que la probabilité de travailler et de recevoir la prestation de retraite simultanément a augmenté de façon significative au Québec relativement à l'Ontario durant les trois années qui ont suivi l'entrée en vigueur de l'abolition des conditions. Ainsi, cette probabilité a augmenté de 10.7% en 2014, de 10% en 2015 et de 10.8% en 2016 au Québec relativement à l'Ontario. Ces coefficients sont tous statistiquement significatifs.

Les résultats des tableaux 8 et 10 suggèrent que la probabilité de travailler et de recevoir la rente a augmenté de presque la même magnitude chez les hommes que chez les

femmes après l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite au Québec.

TABLE 5.2 – Effets de l’abolition de la condition d’accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur le fait de recevoir la rente et de travailler et sur le montant de la rente (DD)

Variables indépendantes	Probabilité de travailler et de recevoir la rente		Montant de rente reçue	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Test de tendances parallèles</i>				
2012 x QC	0.032 (0.034)	0.024 (0.034)	326.516 (302.672)	360.261 (259.496)
<i>Effets de traitement</i>				
2014 x QC	0.107* (0.034)	0.106* (0.034)	906.907* (310.815)	741.041* (268.409)
2015 x QC	0.100* (0.035)	0.095* (0.035)	1071.060* (316.319)	989.188* (279.271)
2016 x QC	0.108* (0.033)	0.101* (0.033)	1008.296* (297.969)	888.177* (262.104)
N	9,862	9,862	9,862	9,862
R carré	0.0097	0.0260	0.028	0.222
<i>Variables de contrôle</i>	NON	OUI	NON	OUI

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés sont pour l’hétéroscédasticité en utilisant l’option robust de Stata. \* est significatif à un niveau de 5%.

L’une des explications à l’augmentation de la probabilité de travailler et de recevoir la rente observée dans le tableau 5.2 en même temps que l’augmentation de la rente est que la rente de retraite constitue désormais un supplément de revenu pour les travailleurs qui valorisent le fait de rester sur le marché du travail. Cependant, avec ou sans abolition des conditions, ces travailleurs seraient restés sur le marché du travail. Ainsi, ils n’ont pas modifié leurs comportements de travail, mais ont sauté sur l’opportunité de recevoir la rente. Par conséquent, l’abolition des conditions d’accès à la prestation de retraite aurait poussé des travailleurs qui valorisent peu le loisir à réclamer plus tôt la rente de retraite, diminuant du coup le montant qu’ils recevront lors de leur départ définitif à la retraite.

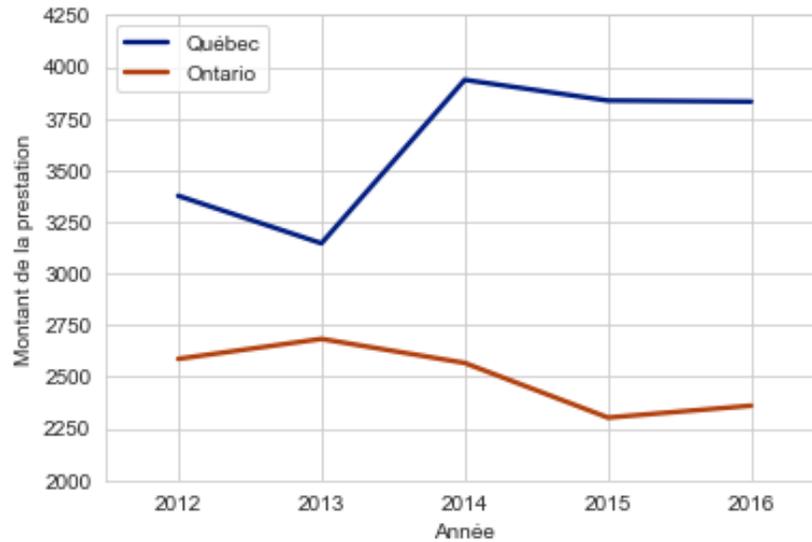


FIGURE 5.1 – Évolution du montant de rente reçu.

Source.- Enquête canadienne sur le revenu (ECR), 2012-2016, Cohorte des 60-64 ans.

Cette réponse est totalement contraire à celle recherchée par les autorités des régimes publics de pension où on veut plutôt pousser les gens à retarder le début de leurs rentes de façon à recevoir une rente plus élevée une fois à la retraite.

Les résultats suggèrent aussi que les travailleurs dont le salaire se trouve au-dessus du seuil de revenu et de la zone du *no man's land* sur la contrainte budgétaire sont en majorité des travailleurs qui valorisent le travail et qui ont un effet revenu très faible. Ainsi, leurs réponses influencent fortement la réponse totale à l'abolition des conditions. Dans ce cas, les travailleurs qui valorisent le loisir et dont les réponses auraient pu provoquer un effet négatif sur la participation seraient peu nombreux sur la partie supérieure de la contrainte budgétaire.

Pour éviter que des variables omises ne biaisent les résultats, nous avons ajouté des variables de caractéristiques démographiques au modèle et estimé l'équation 4.15. Parmi ces variables, on peut citer l'état matrimonial, le sexe, le dernier diplôme obtenu et la présence d'un enfant à charge à la maison ainsi que des variables liées à la situation économique des individus comme la participation à un régime privé de pension et la réception

de revenus de placements. Ces variables sont toutes susceptibles d'affecter les décisions de travail et de retraite des travailleurs expérimentés. Les résultats des régressions avec ces variables sont présentées dans les colonnes 2 des tableaux 5.1 et 5.2. Ces résultats sont similaires à ceux obtenus à partir du modèle sans variables caractéristiques.

Pour consolider nos résultats et parce que les conditions ont été abolies dans le RPC en 2012, nous avons mené un test de robustesse en enlevant l'année 2012 de l'échantillon, de sorte que l'année 2013 soit la seule année qui fait partie de notre période pré-réforme. Les tableaux 5 et 6 de l'annexe montrent que les résultats sont demeurés similaires pour toutes les variables d'intérêt.

### **5.1.2 Robustesse des écarts types**

Il faut noter que les écarts types qui supportent les résultats de ce mémoire sont seulement corrigés pour la robustesse à l'hétéroscédasticité avec l'option robuste de Stata. Nous aurions aimé également y appliquer le clustering comme proposé par Bertrand et collab. (2004). Cependant, cet exercice s'est avéré difficile étant donné le faible nombre de clusters dont nous disposons, car nos comparaisons sont basées sur seulement deux provinces et cinq années. En effet, selon Cameron et Miller (2015), un faible nombre de clusters<sup>1</sup> peut introduire des biais dans les écarts types. Bien que ces auteurs ne précisent pas un nombre minimal de clusters nécessaires pour une bonne inférence, ils indiquent qu'un « faible nombre de clusters » peut correspondre à moins de 20 clusters ou à moins de 50 selon la situation.

Par ailleurs, il y a de faibles chances que les clusters aient changé les résultats de notre mémoire étant donné que les résultats sont déjà fortement non significatifs dans le cas des heures travaillées, des revenus, du nombre de semaines travaillées par année et de la participation au marché du travail. Quant aux effets de l'abolition sur la probabilité de réclamer la rente, le montant de la rente et la probabilité de travailler et de recevoir la rente en même temps, les résultats sont très fortement significatifs, ce qui représente une forte

---

1. Ce problème est connu dans la littérature sous l'expression anglaise « few clusters ».

garantie sur leur robustesse. De plus, des études très influentes menées sur la question des conditions d'accès à la prestation de retraite comme celle présentée dans Disney et Smith (2002) n'ont pas utilisé des écarts types corrigés avec l'option *cluster*.

## 5.2 Modèle de triple différence

Nous avons également estimé les équations 4.16 et 4.17. Ces équations correspondent à notre modèle de triple différence. Comme indiqué dans le chapitre précédent, ces équations nous permettent de contrôler pour les tendances propres aux groupes d'âge. Les résultats présentés sont ceux du modèle qui ne contient pas de variables caractéristiques. Le modèle contenant des variables caractéristiques fournit des résultats similaires.

Par contre, les régressions de triple différence n'ont pas été estimées pour évaluer le changement dans la probabilité de réclamer la rente de retraite et dans la probabilité de réclamer la rente et de travailler en même temps. La raison est que le groupe d'âge de base (55-59 ans) ne peut constituer un groupe de contrôle pour ces variables car cette cohorte n'a jamais été admissible à la prestation de retraite ni dans le RRQ, ni dans le RPC.

Le tableau 5.3 présente les résultats des régressions. Ces résultats suggèrent que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite n'a pas eu d'effet significatif sur la participation au marché du travail. Comme dans la régression en double différence, on remarque que l'effet de traitement recherché pour la cohorte des 60-64 ans ( $g_1$ ) a tendance à augmenter avec les années, particulièrement en 2016. Mais, encore une fois, cette augmentation qui pourrait suggérer un effet à long-terme, n'est pas significative. Ces résultats sont également cohérents avec les statistiques du tableau 3.1 qui suggéraient qu'il n'y avait de changement significatif dans la participation au marché du travail pour aucun groupe d'âge et dans aucune des deux provinces après l'abolition des conditions dans le RRQ. Les résultats montrent également que l'abolition n'a pas eu d'effet significatif sur les heures travaillées par année.

TABLE 5.3 – Effets de l’abolition de la condition d’accès à la rente du RRQ dès 60 ans sur la participation au marché du travail, les heures travaillées, le revenu d’emploi et le revenu total (DDD)

Variabiles indépendantes	Participation au marché du travail	Revenu total (en log)	Heures travaillées par année	Revenu d’emploi (en log)
<i>Triple interaction</i>				
2012 x QC X $g_1$	-0.061 (0.057)	0.153 (0.187)	-133.527 (111.488)	0.050 (0.260)
2012 x QC X $g_2$	-0.043 (0.055)	-0.155 (0.204)	-3.584 (166.663)	-0.359 (0.383)
<i>Changement chez les 65-69</i>				
2014 x QC X $g_2$	-0.086 (0.056)	-0.052 (0.203)	-173.487 (163.379)	-0.504 (0.422)
2015 x QC X $g_2$	-0.014 (0.055)	-0.007 (0.199)	66.241 (149.748)	-0.311 (0.374)
2016 x QC X $g_2$	-0.013 (0.055)	-0.198 (0.197)	-98.059 (158.296)	-0.482 (0.357)
<i>Effet de traitement sur les 60-64</i>				
2014 x QC X $g_1$	-0.043 (0.058)	-0.072 (0.181)	46.628 (113.620)	-0.276 (0.251)
2015 x QC X $g_1$	-0.044 (0.058)	0.080 (0.177)	-13.141 (115.712)	-0.070 (0.252)
2016 x QC X $g_1$	0.052 (0.056)	0.091 (0.187)	-60.341 (105.463)	-0.111 (0.241)
N	29,806	25,581	16,250	18,210
R carré	0.138	0.046	0.050	0.111
Variabiles de contrôle	NON	NON	NON	NON

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations de triple-différence 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l’hétéroscédasticité en utilisant l’option robust de Stata. \* est significatif à un niveau de 5%.  $g_1$  est la cohorte des 60-64 ans, alors que  $g_2$  est celle des 65-69 ans.

Nous avons investigué pour savoir comment le revenu de travail et le revenu total ont réagi à l’abolition des conditions d’accès à la rente de retraite. Les résultats suggèrent que l’effet sur le revenu de travail n’est pas statistiquement significatif. On remarque que le coefficient est négatif de 2014 à 2016, ce qui suggère que comparativement à l’Ontario, le

revenu d'emploi a diminué au Québec après le 1er janvier 2014. Les résultats suggèrent aussi qu'il n'y a pas eu de changement significatif dans le revenu total au Québec après l'entrée en vigueur de l'abolition des conditions relativement à l'Ontario.

Les résultats présentés pour les revenus sont sous la forme fonctionnelle logarithmique. Cependant, les résultats de la forme « niveau » ne fournissent pas non plus d'effet significatif.

L'absence d'effet significatif sur le revenu total peut paraître surprenant étant donné la forte augmentation observée dans le montant de la rente et que ce dernier représente une grande partie du revenu total des travailleurs expérimentés. Cependant, elle peut être provoquée par une diminution dans d'autres sources de revenus, incluses dans la variable de revenu total de l'ECR, qui ne font pas l'objet de notre étude.

La figure 5.2 montre l'évolution du revenu d'emploi moyen sur toute la période couvrant notre échantillon alors que le tableau 3.2 fournit les statistiques descriptives. On remarque une certaine tendance à la hausse au Québec, mais très faible pour générer un effet important alors qu'on remarque une hausse importante en Ontario en 2014 et 2015 qui est suivie par une baisse en 2016.

Le même constat peut être fait dans les moyennes du revenu total présenté dans le tableau 3.2. On remarque que le revenu total se déplace dans un intervalle très serré et qu'il n'y a pas de grand saut dans les moyennes, ce qui est cohérent avec les résultats fournis par les régressions.

Les mêmes régressions ont été estimées avec les variables caractéristiques mentionnées à la section des résultats en double différence. Les résultats sont demeurés similaires.

En résumé, les résultats de notre modèle de triple différence corroborent ceux de notre modèle de double différence au niveau de la participation au marché du travail et des heures de travail. Ils suggèrent que l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le RRQ le 1er janvier 2014 n'a pas eu d'effet significatif sur la participation au marché du travail. Les résultats suggèrent également que l'abolition n'a pas eu d'effet sur le revenu de travail ainsi que sur le revenu total des travailleurs expérimentés.

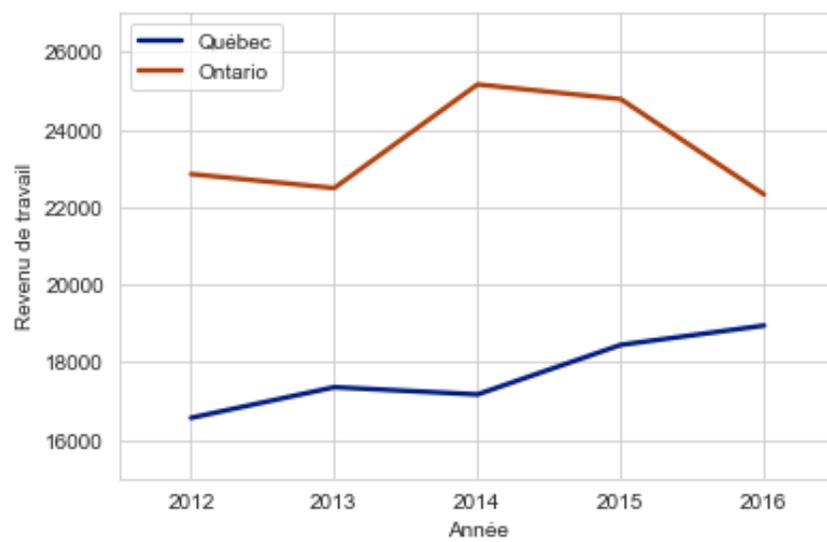


FIGURE 5.2 – Évolution du revenu d’emploi annuel.

Source.- Enquête canadienne sur le revenu (ECR), 2012-2016, Cohorte des 60-64 ans.

# Conclusion

La faible participation au marché du travail des travailleurs expérimentés affecte de nombreux pays de l'OCDE et demeure préoccupant particulièrement au Québec. Pour y faire face et encourager ces travailleurs à demeurer sur le marché du travail, le gouvernement du Québec a décidé de modifier les règles d'admissibilité au Régime de retraite du Québec et d'abolir le 1er janvier 2014 les conditions d'accès à la prestation de retraite du RRQ.

À l'aide des données de l'Enquête canadienne sur le revenu (2012 à 2016), nous avons analysé l'impact de cette décision sur la participation au marché du travail et les heures travaillées. Les résultats suggèrent que l'abolition des conditions d'accès aux prestations de retraite n'a pas eu d'effets significatifs sur ces variables d'intérêt chez les travailleurs expérimentés au Québec, mais a encouragé ces derniers à réclamer les prestations de retraite plus vite. L'augmentation de la probabilité de recevoir la rente a augmenté d'environ 13% à chacune des trois années qui ont suivi l'entrée en vigueur de l'abolition le 1er janvier 2014. On remarque également une forte augmentation dans le montant reçu de la rente après l'abolition. Les résultats suggèrent aussi que la probabilité de travailler et de recevoir la rente a augmenté d'environ 10% en 2014, 2015 et 2016 alors que les effets sur le revenu total et le revenu de travail ne sont pas significatifs. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Baker et Benjamin (1999) et de Gruber et Orszag (2003).

Alors que les principaux résultats de la littérature existante s'attardait sur les effets des conditions d'accès à la prestation de retraite sur le taux de réclamation de la prestation de retraite et le taux d'emploi des travailleurs expérimentés, les résultats de ce mémoire

ont permis de suivre l'évolution d'une autre variable importante qui est la probabilité de travailler et de recevoir la rente. Ainsi, l'augmentation observée dans cette variable nous a permis de comprendre que l'un des principaux effets de l'abolition des conditions dans le RRQ a été de pousser des travailleurs qui seraient restés sur le marché du travail, avec ou sans les conditions, à débiter la réception des prestations de retraite plus tôt, diminuant du même coup le montant des prestations que ces personnes recevront au moment de leur départ définitif à la retraite.

Au final, si l'objectif de l'abolition des conditions d'accès à la prestation de retraite dans le RRQ a été d'augmenter la participation au marché du travail dans la cohorte des 60-64 ans au Québec, les résultats suggèrent qu'il n'a non seulement pas été atteint, mais cette abolition a également poussé des gens à réclamer leurs prestations de retraite plus tôt que prévu. Or, cette réponse va à l'encontre des objectifs poursuivis par les autorités des régimes de retraite d'inciter les gens à retarder la réception de leurs prestations afin d'obtenir des prestations plus élevées quand ils seront définitivement à la retraite.

Ce mémoire souffre de quelques limitations. D'abord, l'enquête que nous avons utilisée a commencé en 2012. Par conséquent, nous n'avons pas été en mesure d'avoir des données des années précédentes qui nous auraient permis d'enrichir notre analyse et notre modèle et d'analyser l'impact de l'abolition des conditions dans le RPC. De plus, l'augmentation de la magnitude des réponses sur l'emploi en 2016 semble suggérer qu'il pourrait y avoir des réponses à plus long-terme. Or, nous ne disposons pas encore des données pour les années qui viennent après 2016 qui nous auraient permis d'aller plus loin dans notre analyse. Une autre limitation de l'étude vient du fait que l'enquête ne nous fournit pas les informations sur le moment où les personnes ont débuté les prestations de retraite. Cela nous aurait permis de comprendre l'impact de l'abolition des conditions sur l'évolution des débuts de prestation. La dernière limitation vient du fait que l'annonce de l'abolition des conditions d'accès à la rente du RRQ a été faite en mars 2011, alors qu'elle est entrée en vigueur le 1er janvier 2014. Ce délai entre l'annonce et l'entrée en vigueur expose nos estimateurs de différence en différence à de l'effet d'anticipation. Cependant, la faible médiatisation ayant entouré l'abolition des conditions au Québec dans les années

ayant précédé son entrée en vigueur rend la présence de ces effets très improbable. Étant donné qu'il est difficile de tester ces effets, cette faible médiatisation justifie l'hypothèse d'absence d'effet d'anticipation prise dans le cadre de ce mémoire.

Depuis 2014, le gouvernement du Québec n'a pas lésiné sur les moyens pour inciter les travailleurs expérimentés à rester sur le marché du travail. Les recherches futures pourront essayer de comprendre plus clairement les effets de la dernière décision du gouvernement du Québec en ce sens, qui est la bonification du crédit d'impôt pour travailleurs d'expérience, annoncée dans le budget 2019-2020<sup>2</sup>.

---

2. Budget 2019-2020 : Discours sur le budget. Prononcé à l'Assemblée nationale par M. Eric Girard, ministre des Finances, le 21 mars 2019. Gouvernement du Québec, 2019.



# Bibliographie

- Angrist, J. D. et A. B. Krueger. 1999, « Empirical strategies in labor economics », dans *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, édité par O. Ashenfelter et D. Card, Elsevier.
- Baker, M. et D. Benjamin. 1999, « Early Retirement Provisions and the Labor Force Behavior of Older Men : Evidence from Canada », *Journal of Labor Economics*, vol. 17, n° 4, p. 724–756.
- Benítez-Silva, H. et F. Heiland. 2007, « The social security earnings test and work incentives », *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 26, n° 3, p. 527–555.
- Bertrand, M., E. Duflo et S. Mullainathan. 2004, « How Much Should We Trust Differences-In-Differences Estimates? »\*, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 119, n° 1, p. 249–275, ISSN 0033-5533.
- Bremmer, D. S. et R. Kesselring. 2018, « How Social Security’s Earning Test, Age and Education Affect Female Labor Supply », *Atlantic Economic Journal*, vol. 46, n° 4, p. 357–377.
- Burtless, G. et R. A. Moffitt. 1985, « The Joint Choice of Retirement Age and Postretirement Hours of Work », *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 2, p. 209–236.
- Cameron, A. C. et D. L. Miller. 2015, « A Practitioner’s Guide to Cluster-Robust Inference », *Journal of Human Resources*, vol. 50, n° 2, p. 317–372.
- Cameron, A. C. et P. K. Trivedi. 2005, *Models for Panel Data*, Cambridge University Press, p. 695–696.

- Disney, R. et S. Smith. 2002, « The Labour Supply Effect of the Abolition of the Earnings Rule for Older Workers in the United Kingdom », *The Economic Journal*, vol. 112, n° 478, p. C136–C152.
- French, E. 2005, « The Effects of Health, Wealth, and Wages on Labour Supply and Retirement Behaviour », *Review of Economic Studies*, vol. 72, n° 2, p. 395–427.
- Friedberg, L. 2000, « The Labor Supply Effects of the Social Security Earnings Test », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 82, n° 1, p. 48–63.
- Gallaway, L. E. 1965, « The Retirement Decision : An exploratory Essay (Research Report No. 9) », cahier de recherche, Division of Research and Statistics, Social Security Administration.
- Gruber, J. et P. Orszag. 2003, « Does the Social Security Earnings Test Affect Labor Supply and Benefits Receipt? », *National Tax Journal*, vol. 56, n° 4, p. 755–773.
- Gustman, A. L. et T. L. Steinmeier. 2004, « The social Security Retirement Earnings Test, Retirement and Benefit Claiming », NBER Working Papers 10905, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Haider, S. J. et D. S. Loughran. 2008, « The Effect of the Social Security Earnings Test on Male Labor Supply : New Evidence from Survey and Administrative Data », *Journal of Human Resources*, vol. 43, n° 1.
- LaPresse. 2011, « Budget Bachand : douloureuse mise à jour du régime de rentes », (publié le 16 mars 2011 et consulté le 7 juin 2019).
- Leonesio, M. V. 1990, « The Effects of the Social Security Earnings Test on the Labor-Market Activity of Older Americans : A Review of the Evidence », *Social Security Bulletin*, vol. 53, n° 5, p. 2.
- LesAffaires. 2011, « La retraite au coeur du budget Bachand », (publié le 17 mars 2011 et consulté le 7 juin 2019).

- LesAffaires. 2013, « RRQ : hausse des prestations et des cotisations en 2014 », (publié le 17 mars 2013 et consulté le 7 juin 2019).
- Michaud, P.-C. et A. van Soest. 2008, « How Did the Elimination of the US Earnings Test above the Normal Retirement Age Affect Labour Supply Expectations ? », *Fiscal Studies*, vol. 29, n° 2, p. 197–231.
- OCDE. 2017, « Recent pension reforms », dans *Pension at a glance 2017 : OECD and G20 indicators*, OECD Publishing.
- Radio-Canada. 2011, « Budget du Québec : Retraite et Rentes », (publié le 17 mars 2011 et consulté le 7 juin 2019).
- RRQ. 2017, « Calcul de la rente de retraite », Retraite Québec.
- Sander, K. G. 1968, « The Retirement Test : Its Effect on Older Workers », *Social Security Bulletin*, p. 3–6.
- Song, J. G. 2003, « Evaluating the Effects of the Removal of the Retirement Earnings Test in 2000 », *Social Security Bulletin*.
- Vroman, W. 1971, « Older Worker Earnings and the 1965 Social Security Amendments (Research Report No. 38) », cahier de recherche, Office of Research and Statistics, Social Security Administration.
- Wooldridge, J. M. 2006, *Introductory Econometrics, Fourth Edition*.
- Yamamoto, T. 2016, « Keio university, introduction to causal inference, notes de cours : Difference-in-differences methods », URL : <http://web.mit.edu/teppeii/www/teaching/Keio2016/06dd.pdf>. Dernière visite le 29/08/2018.



# **Annexe**

TABLE 1 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Prestation de la rente		Participation au marché du travail	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	0.128*	0.100*	-0.064*	-0.025
	(0.030)	(0.029)	(0.031)	(0.029)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.015	-0.010	-0.008	-0.011
	(0.029)	(0.026)	(0.029)	(0.027)
2014	-0.046	-0.039	0.013	0.005
	(0.029)	(0.027)	(0.029)	(0.027)
2015	-0.088*	-0.075*	0.028	0.021
	(0.028)	(0.026)	(0.029)	(0.027)
2016	-0.076*	-0.069*	-0.017	-0.022
	(0.027)	(0.025)	(0.028)	(0.026)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	0.050	0.046	-0.001	-0.002
	(0.043)	(0.039)	(0.043)	(0.040)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.135*	0.121*	-0.003	0.008
	(0.043)	(0.040)	(0.044)	(0.040)
2015 x QC	0.138*	0.133*	-0.001	-0.009
	(0.043)	(0.040)	(0.044)	(0.040)
2016 x QC	0.132*	0.127*	0.048	0.039
	(0.041)	(0.039)	(0.042)	(0.038)

<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.121*		0.103*
		(0.015)		(0.015)
Homme		-0.046*		0.064*
		(0.013)		(0.013)
Marié		-0.018		0.121*
		(0.014)		(0.013)
Présence d'enfants à charge		0.003		0.028
		(0.078)		(0.069)
Revenus de placements		-0.016		0.026*
		(0.013)		(0.013)
Pension privée		0.358*		-0.375*
		(0.013)		(0.013)
Soutien principal du ménage		-0.045*		0.259*
		(0.014)		(0.013)
Constante	0.459*	0.463*	0.544*	0.345*
	(0.021)	(0.024)	(0.021)	(0.025)
N	9,862	9,862	9,862	9,862
R carré	0.052	0.1569	0.0039	0.1690

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 2 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Probabilité de travailler et de recevoir la rente		Montant de rente reçu	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	-0.004 0.024	-.0006 0.024	462.415* (215.503)	248.473 (180.602)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.013 (0.022)	-0.006 (0.022)	-96.420 (189.528)	-112.937 (161.182)
2014	-0.028 (0.021)	-0.028 (0.021)	-116.154 (192.854)	-51.879 (171.883)
2015	-0.037 (0.022)	0.034 (0.022)	-380.538* (187.672)	-260.761 (163.639)
2016	-0.027 (0.021)	-0.028 (0.021)	-322.861 (181.919)	-212.958 (156.628)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	0.032 (0.034)	0.024 (0.034)	326.516 (302.672)	360.261 (259.496)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.107* (0.034)	0.106* (0.034)	906.907* (310.815)	741.041* (268.409)
2015 x QC	0.100* (0.035)	0.095* (0.035)	1071.060* (316.319)	989.188* (279.271)
2016 x QC	0.108* (0.035)	0.101* (0.035)	1008.296* (316.319)	888.177* (279.271)

	(0.033)	(0.033)	(297.969)	(262.104)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.060*		-606.093*
		(0.013)		(104.176)
Homme		0.002		104.567
		(0.011)		(89.767)
Marié		0.018		-169.076
		(0.011)		(94.015)
Présence d'enfants à charge		-0.016		-72.012
		(0.061)		(461.465)
Revenus de placements		-0.025*		262.731*
		(0.011)		(89.523)
Pension privée		-0.033*		3543.472*
		(0.012)		(108.124)
Soutien principal du ménage		0.094*		204.047*
		(0.011)		(94.325)
Constante	0.213*	0.180*	2683.519*	1755.067*
	(0.016)	(0.019)	(136.493)	(147.574)
N	9,862	9,862	9,862	9,862
R carré	0.0097	0.0260	0.028	0.220

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 3 – Résultats des régressions de triple-différence

Variables indépendantes	Participation au marché du travail	Revenu total (en log)	Heures travaillées par année	Revenu d'emploi (en log)
<i>Dummy de province</i>				
QC	-0.019 (0.026)	-0.030 (0.094)	-170.723* (50.260)	-0.301* (0.101)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.020 (0.025)	-0.079 (0.092)	-97.536* (46.472)	-0.151 (0.097)
2014	-0.007 (0.025)	0.038 (0.090)	-40.474 (46.232)	-0.092 (0.092)
2015	0.004 (0.024)	0.082 (0.092)	-28.722 (46.386)	0.067 (0.089)
2016	0.028 (0.024)	-0.019 (0.093)	-89.785 (47.433)	-0.016 (0.091)
<i>Dummies de cohortes d'âge</i>				
g1	-0.178* (0.027)	-0.192* (0.096)	-226.805* (53.773)	-0.562* (0.110)
g2	-0.415* (0.027)	-0.787* (0.097)	-432.310* (75.994)	-1.697* (0.169)
<i>QC et cohortes d'âge :</i>				
g1 x QC	-0.045 (0.041)	-0.143 (0.133)	26.008 (77.621)	-0.084 (0.183)
g2 x QC	-0.037 (0.039)	-0.133 (0.143)	-78.389 (110.930)	0.351 (0.269)
<i>Années et cohorte des 60-64 :</i>				

2012 x $g_1$	0.012 (0.038)	-0.049 (0.135)	126.386 (74.910)	0.034 (0.167)
2014 x $g_1$	0.020 (0.038)	0.065 (0.128)	76.341 (73.674)	0.203 (0.153)
2015 x $g_1$	0.024 (0.038)	-0.038 (0.129)	37.763 (76.761)	0.004 (0.148)
2016 x $g_1$	-0.045 (0.037)	0.029 (0.129)	101.364 (72.743)	0.074 (0.149)
<i>Années et cohorte des 65-69 :</i>				
2012 x $g_2$	-0.007 (0.038)	0.151 (0.136)	26.939 (108.449)	-0.016 (0.238)
2014 x $g_2$	-0.003 (0.038)	0.094 (0.136)	49.201 (104.186)	-0.146 (0.253)
2015 x $g_2$	-0.027 (0.037)	0.062 (0.143)	-114.218 (98.450)	-0.088 (0.230)
2016 x $g_2$	-0.025 (0.037)	0.242 (0.135)	47.216 (103.521)	0.195 (0.232)
<i>Années et QC :</i>				
2012 x QC	0.061 (0.037)	0.022 (0.130)	167.066* (70.035)	0.122 (0.144)
2014 x QC	0.039 (0.038)	0.017 (0.127)	18.703 (70.359)	0.172 (0.135)
2015 x QC	0.043 (0.037)	0.022 (0.123)	98.763 (67.230)	0.109 (0.135)
2016 x QC	-0.004 (0.037)	0.082 (0.131)	168.402* (65.152)	0.243 (0.133)
<i>Triple interaction</i>				
2012 x QC X $g_1$	-0.061	0.153	-133.527	0.050

	(0.057)	(0.187)	(111.488)	(0.260)
2012 x QC X $g_2$	-0.043	-0.155	-3.584	-0.359
	(0.055)	(0.204)	(166.663)	(0.383)
2014 x QC X $g_2$	-0.086	-0.052	-173.487	-0.504
	(0.056)	(0.203)	(163.379)	(0.422)
2015 x QC X $g_2$	-0.014	-0.007	66.241	-0.311
	(0.055)	(0.199)	(149.748)	(0.374)
2016 x QC X $g_2$	-0.013	-0.198	-98.059	-0.482
	(0.055)	(0.197)	(158.296)	(0.357)
<i>Effets de traitement pour les 60-64</i>				
2014 x QC X $g_1$	-0.043	-0.072	46.628	-0.276
	(0.058)	(0.181)	(113.620)	(0.251)
2015 x QC X $g_1$	-0.044	0.080	-13.141	-0.070
	(0.058)	(0.177)	(115.712)	(0.252)
2016 x QC X $g_1$	0.052	0.091	-60.341	-0.111
	(0.056)	(0.187)	(105.463)	(0.241)
Constante	0.722*	10.321*	1872.195*	10.384*
	(0.017)	(0.067)	(34.993)	(0.067)
N	29,806	25,581	16,250	18,210
R carré	0.138	0.046	0.050	0.111

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.  $g_1$  est la cohorte des 60-64 ans, alors que  $g_2$  est celle des 65-69 ans.

TABLE 4 – Test de tendances parallèles des doubles-différences

Variables indépendantes	Participation au marché du travail	Revenu d'emploi (en log)	Heures travaillées par année	Revenu total (en log)
2012 x $g_1$	-0.049 (0.042)	0.084 (0.199)	-7.141 ( 82.589)	0.103 (0.129)
2012 x $g_2$	-0.049 (0.039)	-0.375 (0.299)	23.355 (126.579)	-0.004 (0.151)
N	12,741	7,424	6,593	10,730
R carré	0.161	0.106	0.060	0.066
<i>Variables de contrôle</i>	NON	NON	NON	NON
2012 x $g_1$	0.012 (0.038)	0.034 (0.167)	126.386 (74.899)	-0.049 (0.135)
2012 x $g_2$	-0.007 (0.038)	-0.016 (0.238)	26.939 (108.433)	0.151 (0.136)
N	17,065	10,786	9,657	14,851
R carré	0.120	0.109	0.039	0.035
<i>Variables de contrôle</i>	NON	NON	NON	NON

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations de triple-différence 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.  $g_1$  est la cohorte des 60-64 ans, alors que  $g_2$  est celle des 65-69 ans.

TABLE 5 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Prestation de la rente		Participation au marché du travail	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	0.128*	0.100*	-0.064*	-0.025
	(0.031)	(0.029)	(0.031)	(0.029)
<i>Dummies d'années</i>				
2014	-0.046	-0.039	0.013	0.005
	(0.029)	(0.027)	(0.029)	(0.027)
2015	-0.088*	-0.075*	0.028	0.020
	(0.028)	(0.026)	(0.029)	(0.027)
2016	-0.076*	-0.069*	-0.017	-0.023
	(0.027)	(0.025)	(0.028)	(0.026)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.135*	0.121*	-0.003	0.008
	(0.043)	(0.040)	(0.044)	(0.040)
2015 x QC	0.138*	0.133*	-0.001	-0.009
	(0.043)	(0.040)	(0.044)	(0.040)
2016 x QC	0.132*	0.127*	0.048	0.040
	(0.041)	(0.039)	(0.042)	(0.039)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.136*		0.104*
		(0.017)		(0.017)
Homme		-0.039*		0.068*
		(0.015)		(0.015)

Marié		-0.013		0.117*
		(0.015)		(0.015)
Présence d'enfants à charge		0.036		0.025
		(0.092)		(0.082)
Revenus de placements		-0.019		0.030*
		(0.014)		(0.014)
Pension privée		0.352*		-0.379*
		(0.015)		(0.015)
Soutien principal du ménage		-0.032*		0.256*
		(0.015)		(0.015)
Constante	0.459*	0.456*	0.544*	0.347*
	(0.021)	(0.025)	(0.021)	(0.026)
N	7,932	7,932	7,932	7,932
R carré	0.056	0.159	0.004	0.171

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats ne contient pas l'année 2012. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 6 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Probabilité de travailler et de recevoir la rente		Montant de rente reçu	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	-0.029 (0.022)	-0.032 (0.022)	462.415* (215.502)	234.986 (181.281)
<i>Dummies d'années</i>				
2014	-0.031 (0.019)	-0.032 (0.019)	-116.154 (192.854)	-50.068 (172.444)
2015	-0.049* (0.019)	-0.046* (0.019)	-380.538* (187.672)	-253.902 (164.021)
2016	-0.028 (0.019)	-0.031 (0.019)	-322.861 (181.919)	-216.502 (157.028)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.111* (0.031)	0.111* (0.030)	906.907* (310.814)	737.495* (268.758)
2015 x QC	0.120* (0.031)	0.116* (0.031)	1071.060* (316.318)	984.822* (279.192)
2016 x QC	0.113* (0.030)	0.107* (0.030)	1008.296* (297.969)	880.581* (262.795)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.076* (0.012)		-792.069* (115.067)
Homme		-0.001		127.873

		(0.011)		(100.266)
Marié		-0.009		-162.801
		(0.011)		(104.797)
Présence d'enfants à charge		-0.038		47.027
		(0.061)		(556.695)
Revenus de placements		-0.024*		230.884*
		(0.011)		(101.254)
Pension privée		-0.078*		3541.936*
		(0.011)		(121.757)
Soutien principal du ménage		0.093*		291.409*
		(0.011)		(104.240)
Constante	0.185*	0.180*	2683.519*	1748.740*
	(0.015)	(0.019)	(136.493)	(155.494)
N	7,932	7,932	7,932	7,932
R carré	0.011	0.041	0.031	0.222

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats ne contient pas l'année 2012. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 7 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Prestation de la rente chez les hommes		Participation au marché du travail chez les hommes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	0.135*	0.085*	-0.079	-0.005
	(0.044)	(0.039)	(0.045)	(0.042)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.021	-0.015	-0.005	-0.010
	(0.040)	(0.036)	(0.041)	(0.038)
2014	-0.050	-0.039	0.031	0.021
	(0.041)	(0.038)	(0.042)	(0.037)
2015	-0.097*	-0.068	0.022	0.005
	(0.040)	(0.036)	(0.041)	(0.039)
2016	-0.067	-0.050	0.003	-0.008
	(0.039)	(0.035)	(0.039)	(0.037)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	-0.011	0.006	0.027	0.004
	(0.061)	(0.054)	(0.062)	(0.056)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.099	0.106	0.017	0.018
	(0.063)	(0.055)	(0.062)	(0.056)
2015 x QC	0.129*	0.145*	0.074	0.033
	(0.062)	(0.056)	(0.063)	(0.056)
2016 x QC	0.097	0.117*	0.075	0.045

	(0.059)	(0.054)	(0.059)	(0.054)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.104*		0.096*
		(0.020)		(0.020)
Marié		-0.019		0.179*
		(0.018)		(0.018)
Présence d'enfants à charge		0.128		0.144
		(0.151)		(0.128)
Revenus de placements		-0.025		0.040*
		(0.018)		(0.018)
Pension privée		0.399*		-0.443*
		(0.019)		(0.018)
Soutien principal du ménage		-0.058*		0.223*
		(0.020)		(0.019)
Constante	0.446 *	0.420*	0.594*	0.396*
	(0.030)	(0.035)	(0.030)	(0.036)
N	4,807	4,807	4,807	4,807
R carré	0.043	0.178	0.004	0.212

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats contient seulement les hommes. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 8 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Probabilité de travailler et de recevoir la rente chez les hommes		Montant de rente reçu chez les hommes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	-0.031 0.030	-0.023 0.030	595.847 (326.356)	218.348 (266.926)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.007 (0.028)	0.0002 (0.028)	-184.148 (284.944)	-168.266 (237.578)
2014	-0.026 (0.028)	-0.028 (0.028)	-144.704 (298.182)	-38.220 (269.334)
2015	-0.056* (0.027)	-0.057* (0.027)	-578.165* (285.511)	-269.183 (240.017)
2016	-0.013 (0.027)	-0.019 (0.027)	-318.642 (281.225)	-119.244 (243.315)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	0.014 (0.041)	0.002 (0.041)	160.108 (461.167)	332.851 (382.809)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.107* (0.043)	0.107* (0.043)	632.030 (463.618)	714.274 (393.751)
2015 x QC	0.165* (0.045)	0.154* (0.044)	1095.734* (472.971)	1152.549* (409.042)

2016 x QC	0.124*	0.117*	792.269	924.363*
	(0.043)	(0.043)	(440.346)	(384.681)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.077*		-610.231*
		(0.015)		(145.112)
Marié		0.045*		157.642
		(0.014)		(135.049)
Présence d'enfants à charge		0.022		1186.993
		(0.095)		(1385.86)
Revenus de placements		-0.018		118.299
		(0.014)		(131.210)
Pension privée		-0.088*		3677.353*
		(0.013)		(151.761)
Soutien principal du ménage		0.059*		-26.116
		(0.015)		(140.323)
Constante	0.186*	0.167*	2886.821*	1817.916*
	(0.021)	(0.025)	(210.892)	(231.299)
N	4,807	4,807	4,807	4,807
R carré	0.014	0.039	0.026	0.226

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats ne contient que les hommes. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 9 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Prestation de la rente chez les femmes		Participation au marché du travail chez les femmes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	0.123*	0.111*	-0.053	-0.032
	(0.043)	(0.042)	(0.043)	(0.041)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.006	-0.006	-0.020	-0.005
	(0.041)	(0.038)	(0.041)	(0.038)
2014	-0.042	-0.037	-0.009	-0.009
	(0.039)	(0.039)	(0.041)	(0.037)
2015	-0.077	-0.079*	0.028	0.034
	(0.039)	(0.037)	(0.040)	(0.038)
2016	-0.084*	-0.084*	-0.039	-0.036
	(0.038)	(0.036)	(0.039)	(0.036)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	0.105	0.089	-0.016	-0.020
	(0.059)	(0.058)	(0.060)	(0.057)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.170*	0.139*	-0.020	-0.011
	(0.059)	(0.058)	(0.060)	(0.056)
2015 x QC	0.143*	0.128*	-0.062	-0.063
	(0.059)	(0.058)	(0.061)	(0.057)
2016 x QC	0.167*	0.144*	0.017	0.018

	(0.058)	(0.056)	(0.059)	(0.055)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.135*		0.097*
		(0.022)		(0.023)
Marié		-0.016		0.074*
		(0.021)		(0.020)
Présence d'enfants à charge		-0.019		0.015
		(0.088)		(0.076)
Revenus de placements		-0.004		0.005
		(0.018)		(0.018)
Pension privée		0.314*		-0.298*
		(0.019)		(0.019)
Soutien principal du ménage		-0.029		0.275*
		(0.020)		(0.019)
Constante	0.471*	0.458*	0.499*	0.371*
	(0.029)	(0.035)	(0.029)	(0.034)
N	5,055	5,055	5,055	5,055
R carré	0.063	0.138	0.006	0.119

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats ne contient que les femmes. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 10 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Probabilité de travailler et de recevoir la rente chez les femmes		Montant de rente reçu chez les femmes	
	(1)	(2)	(1)	(2)
<i>Dummy de province</i>				
QC	-0.028 0.031	-0.030 0.030	316.509 (281.815)	302.893 (246.526)
<i>Dummies d'années</i>				
2012	-0.045 (0.028)	-0.032 (0.028)	-36.119 (251.502)	-27.402 (220.732)
2014	-0.037 (0.027)	-0.035 (0.027)	-104.262 (247.201)	-49.259 (217.824)
2015	-0.042 (0.028)	-0.035 (0.027)	-199.895 (245.537)	-237.103 (223.530)
2016	-0.043 (0.027)	-0.040 (0.027)	-339.059 (233.762)	-278.371 (200.871)
<i>Variables d'interaction :</i>				
2012 x QC	0.077 (0.042)	0.065 (0.042)	519.998 (393.157)	388.732 (352.769)
<i>Effets de traitement :</i>				
2014 x QC	0.115* (0.043)	0.113* (0.042)	1194.061* (414.493)	769.503* (366.340)
2015 x QC	0.078 (0.044)	0.074 (0.043)	1072.261* (421.318)	834.973* (380.546)

2016 x QC	0.099*	0.091*	1223.12*	862.123*
	(0.042)	(0.042)	(402.209)	(358.819)
<i>Variables de contrôle :</i>				
Baccalauréat ou plus		-0.048*		-603.517*
		(0.016)		(151.169)
Marié		-0.014		-453.684*
		(0.014)		(133.514)
Présence d'enfants à charge		-0.037		-242.015
		(0.059)		(481.747)
Revenus de placements		-0.025		407.322*
		(0.013)		(121.239)
Pension privée		-0.058*		3376.761*
		(0.014)		(156.355)
Soutien principal du ménage		0.107*		323.668*
		(0.014)		(129.655)
Constante	0.184*	0.178*	2496.936*	1837.827*
	(0.022)	(0.026)	(176.934)	(196.241)
N	5,055	5,055	5,055	5,055
R carré	0.007	0.039	0.031	0.219

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- L'échantillon sur lequel sont basés ces résultats ne contient que les femmes. Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%.

TABLE 11 – Résultats des régressions de double-différence

Variables indépendantes	Heures tra- vaillées par semaine	Heures tra- vaillées par année	Nombre de semaines travaillées par année
<i>Dummy de province</i>			
QC	-0.642 (0.972)	-144.715* (59.153)	-4.332* (1.527)
<i>Dummies d'années</i>			
2012	0.982 (1.049)	28.850 (58.753)	-0.779 (1.446)
2014	0.413 (0.959)	35.867 (57.364)	0.724 (1.485)
2015	-0.137 (1.037)	9.041 (61.161)	1.054 (1.448)
2016	-0.173 (0.944)	11.579 (55.152)	-0.567 (1.402)
<i>Variables d'interaction :</i>			
2012 x QC	-0.135 (1.417)	33.539 (86.746)	0.555 (2.127)
<i>Effets de traitement :</i>			
2014 x QC	0.134 (1.459)	65.331 (89.215)	0.472 (2.167)
2015 x QC	1.319 (1.527)	85.622 (94.179)	0.359 (2.170)
2016 x QC	1.384	108.061	2.601

	(1.378)	(82.933)	(2.088)
Constante	34.974*	1645.39*	25.205*
	(0.702)	(40.830)	(1.048)
N	5,319	5,319	9,862
R carré	0.001	0.004	0.006

Source.- Enquête Canadienne sur le Revenu (ECR), 2012-2016.

Note.- Les écarts types sont entre parenthèses. La régression suit les équations 4.14 et 4.15. Les écarts types sont corrigés pour l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. (\*) est significatif à un niveau de 5%. Le modèle avec les variables de contrôle fournit des résultats similaires.

