



CIRANO

Allier savoir et décision

LES EFFETS DU CRÉDIT D'IMPÔT POUR LA PROLONGATION DE CARRIÈRE SUR L'EMPLOI ET LES REVENUS

SAMY GALLIENNE
GUY LACROIX



RP

2024RP-13
RAPPORT DE PROJET

Les rapports de projet sont destinés plus spécifiquement aux partenaires et à un public informé. Ils ne sont ni écrits à des fins de publication dans des revues scientifiques ni destinés à un public spécialisé, mais constituent un médium d'échange entre le monde de la recherche et le monde de la pratique.

Project Reports are specifically targeted to our partners and an informed readership. They are not destined for publication in academic journals nor aimed at a specialized readership, but are rather conceived as a medium of exchange between the research and practice worlds.

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du gouvernement du Québec, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Quebec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the government of Quebec, and grants and research mandates obtained by its research teams.

Les partenaires du CIRANO – CIRANO Partners

Partenaires corporatifs – Corporate Partners

*Autorité des marchés financiers
Banque de développement du Canada
Banque du Canada
Banque nationale du Canada
Bell Canada
BMO Groupe financier
Caisse de dépôt et placement du Québec
Énergir
Hydro-Québec
Innovation, Sciences et Développement économique Canada
Intact Corporation Financière
Investissements PSP
Manuvie Canada
Ministère de l'Économie, de l'Innovation et de l'Énergie
Ministère des finances du Québec
Mouvement Desjardins
Power Corporation du Canada
Ville de Montréal*

Partenaires universitaires – Academic Partners

*École de technologie supérieure
École nationale d'administration publique
HEC Montréal
Institut national de la recherche scientifique
Polytechnique Montréal
Université Concordia
Université de Montréal
Université de Sherbrooke
Université du Québec
Université du Québec à Montréal
Université Laval
Université McGill*

Le CIRANO collabore avec de nombreux centres et chaires de recherche universitaires dont on peut consulter la liste sur son site web. CIRANO collaborates with many centers and university research chairs; list available on its website.

© Juin 2024. Samy Gallienne, Guy Lacroix. Tous droits réservés. *All rights reserved. Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©. Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source.*

Les idées et les opinions émises dans cette publication sont sous l'unique responsabilité des auteurs et ne représentent pas les positions du CIRANO ou de ses partenaires. The observations and viewpoints expressed in this publication are the sole responsibility of the authors; they do not represent the positions of CIRANO or its partners.

ISSN 1499-8629 (version en ligne)

Les effets du crédit d'impôt pour la prolongation de carrière sur l'emploi et les revenus

Samy Gallienne *, *Guy Lacroix* †

Résumé/Abstract

En 2012, le gouvernement du Québec a introduit le Crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (CIPC), une mesure fiscale touchant les travailleurs de 65 ans et plus (60 ans et plus depuis 2019). Le crédit vise à éliminer l'impôt à payer sur une partie du revenu de travail des travailleurs expérimentés afin de les inciter à demeurer ou à retourner sur le marché du travail. Cette mesure a été bonifiée chaque année depuis 2015 de sorte que le coût de la mesure est passé d'un modeste 46 M\$ en 2012 à plus de 342 M\$ en 2019.

En utilisant les microdonnées de panel de l'Étude longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA) de 2012 à 2020, les auteurs proposent une série d'approches méthodologiques pour évaluer l'impact du crédit sur les comportements d'offre de travail. Les estimations fondées sur la méthode la plus efficiente d'un point de vue statistique suggèrent que le CIPC a eu un impact significatif sur les revenus d'emploi, en particulier pour les femmes. Toutefois, les effets ne surviennent qu'à partir de la quatrième ou cinquième année suivant de l'implantation du crédit, soit les années de forte bonification du crédit. Les auteurs soulignent qu'au-delà de son efficacité avérée, la question de l'efficacité du crédit — soit l'impact réel d'une possible participation accrue au marché du travail sur les revenus imposables, et conséquemment sur les recettes fiscales du gouvernement — reste toutefois à démontrer.

In 2012, the Quebec government introduced the Career Extension Tax Credit (CIPC), a tax measure affecting workers aged 65 and over (60 and over as of 2019). The purpose of the credit is to eliminate the tax due on a portion of the working income of experienced workers, in order to encourage them to remain in or return to the labour market. This measure has been improved every year since 2015 so that the cost of the measure has increased from a modest \$46 million in 2012 to over \$342 million in 2019.

Using panel microdata from the Longitudinal and International Adult Study (LIA) from 2012 to 2020, the authors propose a series of methodological approaches to assess the impact of the credit on labor supply behavior. Estimates based on the most statistically efficient method suggest that the CPTC has had a significant impact on employment earnings, particularly for women. However, the effects do not appear until the fourth or fifth year after credit implementation, i.e. the years of high credit subsidies. The authors point out that, beyond its

* Université Laval

† Université Laval, CIRANO

proven effectiveness, the question of the credit's efficiency - i.e. the real impact of possible increased participation in the labour market on taxable income, and consequently on government tax revenues - remains to be demonstrated.

Mots-clés/Keywords : Crédit d'impôt, CIPC, Prolongation de carrière, Marché du travail, Revenus imposables, Impôts / Tax credit, CIPC, Career extension, Labour market, Taxable income, Taxes

Pour citer ce document / To quote this document

Gallienne, S., & Lacroix, G. (2024). Les effets du crédit d'impôt pour la prolongation de carrière sur l'emploi et les revenus (2024RP-13, Rapports de projets, CIRANO.)

<https://doi.org/10.54932/PPQX7706>

FAITS SAILLANTS

- Le crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (CIPC) a été instauré durant l'année fiscale 2012 dans le but d'encourager le maintien ou le retour en emploi des travailleurs âgés.
- Nous étudions l'effet du CIPC sur la participation au marché du travail et sur le revenu de la population cible.
- Des programmes similaires ont été implantés dans d'autres juridictions, notamment en Suède et en Australie.
- Les données utilisées sont tirées de l'Enquête longitudinale et internationale des adultes (ÉLIA) menée par Statistique Canada entre 2012 et 2020. L'ÉLIA collige des données auprès de personnes âgées de 15 ans et plus tous les deux ans.
- Nous adoptons un devis « quasi expérimental » qui exploite une série d'estimateurs fondés sur les doubles différences. Le comportement des résidents du Québec admissibles au CIPC (groupe traité) est ainsi comparé à celui des résidents de l'Ontario (groupes témoins) avant et après l'implantation du CIPC.
- L'évolution des taux de participation au marché du travail au Québec est semblable à celle de l'Ontario, aussi bien avant qu'après l'implantation du CIPC.
- De façon générale, l'analyse empirique indique que le CIPC a eu des effets significatifs sur l'emploi des femmes d'environ 7-8 points de pourcentage et de 3-4 points de pourcentage pour les hommes (à la marge de la significativité). Ces effets ne surviennent qu'à partir de la quatrième ou cinquième année suivant son implantation, soit les années de forte bonification du crédit.
- Les effets du CIPC sont davantage manifestes sur les revenus d'emploi. Ainsi, dès la 2^e ou 3^e année d'admissibilité, le revenu des femmes augmente sans cesse pour atteindre plus de 10 000 \$ en 2019. Du côté des hommes, l'effet sur le revenu est moindre, mais néanmoins statistiquement significatif seulement à partir des années 2018-2019, soit les années de forte bonification du CIPC.
- Les résultats empiriques sont conformes à la littérature scientifique ([Meghir and Phillips, 2010](#)) : 1) Les femmes réagissent davantage aux incitatifs fiscaux ; 2) Les femmes ajustent leur comportement à la fois à la marge intensive (heures de travail) et à la marge extensive (participation au marché du travail) ; 3) Les hommes ajustent davantage leur comportement à la marge intensive.

Table des matières

1	Introduction	1
2	Contexte institutionnel & revue de la littérature	3
3	Données et statistiques descriptives	10
3.1	Analyse descriptive	11
3.2	Comparaisons Québec/Ontario	12
4	Stratégie empirique	14
4.1	Modèle à effets fixes bidirectionnels standards	15
4.2	Estimateurs robustes à l'hétérogénéité	17
5	Résultats	23
5.1	Modèles statiques et TWFE standards	23
5.2	Modèles à effets hétérogènes	26
6	Conclusion	33

Liste des tableaux

1	Déduction maximale en fonction de l'âge et de l'année fiscale	5
2	Moyennes de certaines variables	12
3	Participation au marché du travail (Québec vs Ontario)	24
4	TWFE : Participation au marché du travail selon le genre	25
5	TWFE : Participation au marché du travail par quintile de contributions au RRQ/RPC	25

Table des figures

1	Crédit d'impôt pour la prolongation de la carrière	5
2	Évolution de la participation au CIPC	6
3	Taux de participation, Hommes-Femmes, par cohorte	7
4	Taux de participation selon la formation universitaire, par cohorte	8
5	Taux de participation selon la province de résidence, par cohorte	9
6	Évolution de la participation au marché du travail : 65-70 ans	13
7	Évolution du revenu de travail : 65-70 ans	13
8	Groupes témoins et traitements au CIPC	19
9	Effets du CIPC sur la participation au marché du travail	28
10	Effets du CIPC sur le revenu de travail	29
11	Effets du CIPC sur la participation, selon le sexe (Estimateur TWFE-DID2S)	31
12	Effets du CIPC sur le revenu de travail, selon le sexe (Estimateur TWFE-DID2S) .	32

1 Introduction

Le vieillissement de la population au Canada est un problème sociétal préoccupant. Selon l'OCDE, le rapport de dépendance démographique (RDD) au Canada était de plus de 20,4 % en 2000.¹ Ce rapport a augmenté depuis et devrait atteindre un sommet de 54 % au tournant de l'année 2080 (OCDE, 2016, 2020). Une telle augmentation peut avoir des conséquences économiques importantes. Ainsi, une population vieillissante peut freiner la croissance économique en raison de ses comportements d'épargne, d'investissement et de consommation (Baldwin and Teulings, 2014; Eggertsson et al., 2019), par une participation moindre au marché du travail (Burtless, 2013; National Research Council, 2012), ou par productivité plus faible (Feyrer, 2008; Maestas et al., 2016). Par ailleurs, le vieillissement de la population risque d'occasionner une augmentation importante des dépenses de l'État en matière de santé. La conjugaison de ces deux phénomènes risque alors de compromettre la capacité de l'État à prodiguer les services auxquels la population est en droit de s'attendre (Lu et al., 2005; Achou et al., 2021; St-Maurice et al., 2021; Clavet et al., 2021). La situation est davantage problématique au Québec du fait de sa population plus âgée qu'ailleurs au Canada et d'une attitude plus marquée pour la retraite anticipée (Cloutier and Dorion, 2010; Dorion, 2011). C'est dans ce contexte que le Gouvernement du Québec a introduit en 2012 le crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (CIPC) destiné spécifiquement aux travailleurs de 65 ans et plus, et connu initialement sous l'appellation « crédit d'impôt pour travailleurs d'expérience ». Cette mesure, d'abord modeste, a été bonifiée chaque année depuis 2015. Cette succession de bonifications a fait augmenter le coût de la mesure d'un modeste 46 M\$ en 2012 à plus de 342,4 M\$ en 2019 (Lecomte, 2021; Ministère des Finances, 2022).

S'il est vrai que le rapport de dépendance suit une tendance inquiétante au Québec, il importe de rappeler que ce concept est fondé sur des facteurs strictement démographiques et ignore les comportements eu égard à l'emploi. Il est en principe possible de retarder les effets délétères du vieillissement de la population en augmentant le taux d'activité des aînés. Dans le contexte du

1. Le rapport de dépendance démographique global est le rapport de la population combinée de jeunes (personnes âgées de 0 à 19 ans) et de personnes âgées (personnes âgées de 65 ans et plus) à la population en âge de travailler (personnes âgées de 20 à 64 ans).

CIPC, cela soulève deux questions : 1) Le crédit modifie-t-il le comportement de la population cible de façon notable? 2) Le cas échéant, l'activité accrue justifie-t-elle le coût du crédit? Autrement dit, le CIPC est-il efficient du point de vue économique?

Le but de la présente étude est de mesurer rigoureusement les effets du CIPC sur la participation au marché du travail de la population cible. L'analyse empirique repose sur les données de panel tirées de l'*Étude longitudinale et internationale des adultes* (ELIA). Nous adoptons une approche quasi expérimentale qui en exploite certaines particularités, notamment la réduction progressive de l'âge d'admissibilité au crédit et de la bonification de celui-ci. Pour ce faire, nous recourons à des méthodes récentes d'estimation en doubles différences en vertu desquelles les travailleurs âgés de l'Ontario agissent à titre de groupe témoin. La stratégie d'identification repose donc sur l'âge et la province de résidence des travailleurs. Nous effectuons également plusieurs tests de sensibilité afin de valider la robustesse des résultats.

De façon générale, nos résultats montrent que le CIPC n'a pas eu d'effets sur le maintien en emploi ou sur les revenus de travail dans les années qui ont suivi son implantation. L'absence d'effets est valable autant pour les femmes que pour les hommes. De tels résultats ne sont toutefois pas surprenants. Ils rejoignent en cela les conclusions de [Carter and Breunig \(2019\)](#) qui se sont intéressés au crédit « Mature Age Worker Tax Offset (MAWTO) » en Australie. Tout comme le CIPC, le MAWTO proposait un crédit relativement modeste aux travailleurs de plus de 65 ans. Et tout comme au Québec, aucun effet notable sur le marché du travail n'a pu être mesuré pour cette population cible. En revanche, nos résultats suggèrent que la bonification du programme qui a débuté en 2017-2018 a eu des effets notables sur l'emploi et les revenus, en particulier pour les femmes. Ainsi, on trouve que le CIPC a eu pour effet d'augmenter le taux d'emploi des femmes de l'ordre de 4%–6% à partir de l'année 2016. Les hommes, en contrepartie, n'ont pas augmenté leur participation au marché du travail malgré la bonification du crédit. Enfin, autant les hommes que les femmes ont connu une hausse appréciable de leur revenu de travail dans les années qui ont suivi l'implantation du CIPC. Cette hausse est manifeste dès 2015 pour les femmes, alors que celle des hommes correspond aux années de forte bonification du crédit, soit 2018 et 2019.

2 Contexte institutionnel & revue de la littérature

Notre étude s'inscrit dans le cadre de la vaste littérature portant sur les incitatifs économiques de la prise de la retraite. Cette thématique a été abordée sous de nombreuses facettes. Ainsi, les liens entre la structure des fonds de pension (Gruber et al., 1999; Baker and Benjamin, 1999; Baker, 2002; Baker et al., 2003) et la fiscalité (Meghir and Phillips, 2010; Keane, 2011; Saez et al., 2012) d'un côté, et la participation des travailleurs âgés de l'autre ont fait l'objet de nombreuses études. Toutefois, les études portant sur les incitatifs financiers au maintien en emploi sont moins nombreuses.² Cela découle vraisemblablement du fait que l'intérêt pour les conséquences éventuelles du vieillissement de la population, et l'étude des programmes pour les mitiger sont relativement récents. Comme mentionné précédemment, Laun (2017) a été l'une des premières à évaluer ce type de mesure fiscale ciblée. Elle s'est intéressée à l'introduction conjointe d'un crédit d'impôt et d'une réduction de la taxe sur la masse salariale pour les travailleurs de plus de 65 ans en Suède. Elle trouve une élasticité de participation au marché du travail de 0,22. Cet effet est principalement causé par les travailleurs à revenu faible ou moyen et est non significatif pour les travailleurs à revenu élevé. Carter and Breunig (2019) étudient les effets de l'introduction et de l'abolition du Mature Age Tax Worker Offset (MAWTO) en Australie, un crédit d'impôt pour les travailleurs de 55 ans et plus. Ils ne trouvent aucun effet statistiquement significatif aussi bien lors de l'instauration du crédit qu'à la suite de son abolition. Au Québec, Cousineau and Tircher (2021) sont les premiers à s'être intéressés au crédit d'impôt pour la prolongation de carrière. Leur analyse est fondée sur des données en coupe transversale tirées de l'*Enquête sur la population active*. Tout comme nous, ils font appel à un estimateur en doubles différences en comparant l'offre de travail des travailleurs du Québec et de l'Ontario avant et après l'introduction du CIPC. Ils trouvent des effets statistiquement significatifs sur la participation au marché du travail de plus de 2,77 % pour les 60-64 ans et de 1,44 % pour les 65-69 ans. Si de tels effets sont avérés, les bonifications récentes au CIPC sont susceptibles d'amoinrir les conséquences de la

2. Voir Berkman and Truesdale (2023) pour qui les politiques affectant le travail tout au long de la vie active et les politiques affectant la retraite sont les deux faces d'une même médaille et doivent être considérées ensemble.

hausse éventuelle du rapport de dépendance au Québec.

Le crédit d'impôt pour la prolongation de carrière

Initialement connu comme « crédit d'impôt pour les travailleurs d'expérience » lors de son introduction en 2012, le CIPC est un crédit dont le but avoué est d'augmenter l'offre de travail des travailleurs âgés en réduisant leur fardeau fiscal. Bonifié plusieurs fois depuis, le CIPC proposait initialement une déduction maximale de 451 \$ pour tous les travailleurs de plus de 65 ans (voir Tableau 1 ci-après). En 2015, la déduction maximale a été augmentée à 602 \$. En 2016, l'âge d'admissibilité a été abaissé à 64 ans et la déduction maximale a été bonifiée pour les 65 ans et plus. Autre nouveauté, le CIPC était pour la première fois assujéti à une condition de ressources (« means-tested »). Ainsi, passé un certain seuil, 5 % des revenus additionnels étaient retranchés de la déduction jusqu'à ce qu'elle soit nulle. Cependant, pour les travailleurs âgés de 65 ans et plus en 2015, une clause d'antériorité garantissait que le crédit d'impôt demeure le même que celui qui aurait prévalu alors. En 2017 tout comme en 2018, la déduction maximale a été augmentée et l'âge d'admissibilité abaissé. Enfin, en 2019, l'âge d'admissibilité a été abaissé à 60 ans et la déduction maximale a été augmentée à 1500 \$ pour les travailleurs âgés de 60 à 64 ans ([Ministère des Finances, 2022](#)). La déduction que pouvait réclamer un travailleur avant 2017 résultait d'un calcul complexe. Il correspondait à 16 % des 94 % du revenu de travail excédant 5000 \$ (qui eux sont exempts d'impôt) jusqu'à concurrence de la déduction maximale (voir Tableau 1). Heureusement, depuis 2017 ce calcul a été légèrement simplifié. La déduction correspond désormais à 15 % des revenus de travail excédant 5000 \$ jusqu'à concurrence de la déduction maximale.

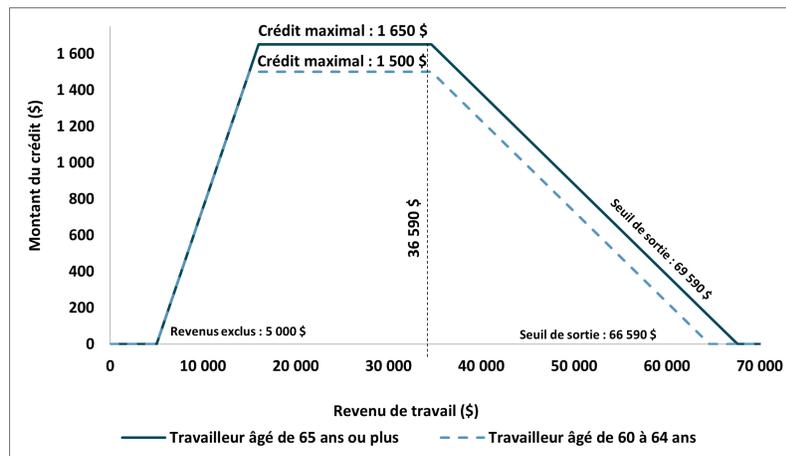
Tableau 1 – Déduction maximale en fonction de l’âge et de l’année fiscale

Âge	Année fiscale							
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
60	-	-	-	-	-	-	-	1 500 \$
61	-	-	-	-	-	-	450 \$	1 500 \$
62	-	-	-	-	-	-	750 \$	1 500 \$
63	-	-	-	-	-	600 \$	1 050 \$	1 500 \$
64	-	-	-	-	602 \$	900 \$	1 350 \$	1 500 \$
65+	451 \$	451 \$	451 \$	602 \$	902 \$	1 200 \$	1 650 \$	1 650 \$
Seuil de réduction	-	-	-	-	33 505 \$	33 755 \$	34 030 \$	34 610 \$

Source : [Ministère des Finances \(2022\)](#)

Comme mentionné ci-dessus, toutefois, depuis 2016 le crédit d’impôt est assujéti à condition de ressources : 5 % de tout revenu excédant le « seuil de réduction » est déduit du crédit d’impôt ([Ministère des Finances, 2022](#)). La Figure 1 ci-après illustre la valeur du crédit d’impôt selon les paramètres en vigueur en 2022. il augmente graduellement pour atteindre un maximum de 1 650 \$ (1 500 \$ si l’âge est inférieur à 65 ans). Au-delà d’un revenu de travail de 36 590 \$, le crédit est amputé linéairement jusqu’à devenir nul au seuil de 69 590 \$.

Figure 1 – Crédit d’impôt pour la prolongation de la carrière

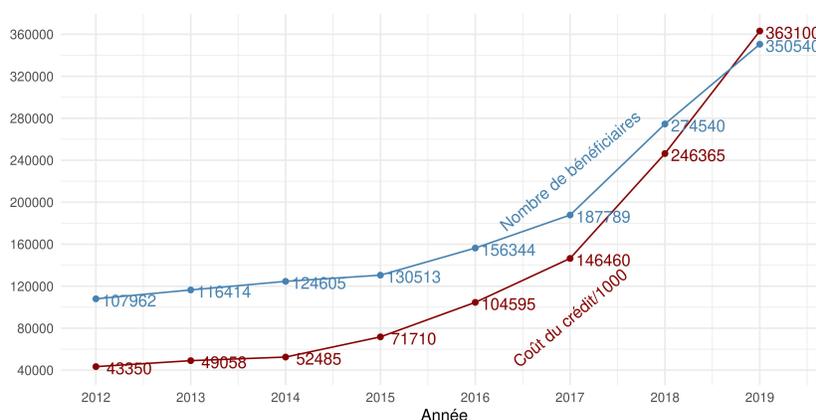


Source : [Le crédit d’impôt pour la prolongation de la carrière, CFFP, Université de Sherbrooke](#)

Dès son implantation en 2012, plus de 107 962 travailleurs se sont prévalus du CIPC comme

indiqué à la Figure 2. Le coût du crédit s’est élevé à plus de 43,3 M\$ cette même année. La Figure illustre l’évolution du « stock » de travailleurs bénéficiant du CIPC et non le flux d’entrées dans le programme. Ainsi, un travailleur bénéficiant du crédit en 2012 et 2013 contribuera au « stock » de 116 414 représenté dans le graphique. On remarque une hausse importante du « stock » à partir de l’année 2016, puis s’accroissant davantage avec les années subséquentes. Cela peut être dû à l’attractivité accrue du crédit ou plus simplement à la baisse de l’âge d’admissibilité.

Figure 2 – Évolution de la participation au CIPC



Source : Statistiques fiscales des particuliers
Années d’imposition 2012–2020

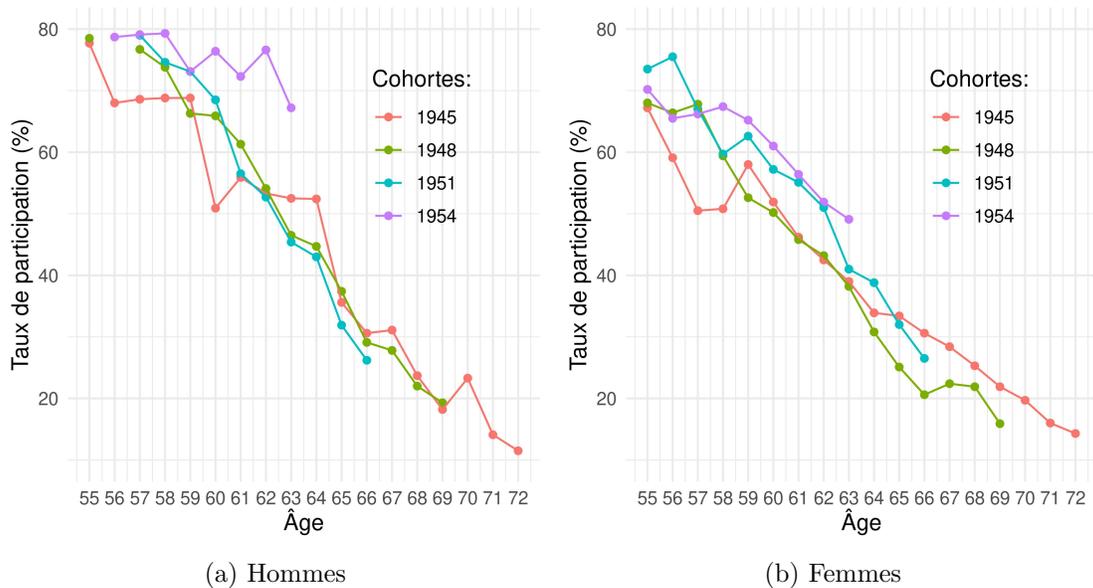
Quelques constats sur la dynamique de la participation au marché du travail

La population à laquelle s’adresse le CIPC est très hétérogène. On y retrouve des individus plus ou moins nantis, plus ou moins scolarisés et qui manifestent un attachement relatif au marché du travail. La Figure 3 illustre les taux d’activité de trois cohortes de femmes et d’hommes de notre échantillon entre les âges de 55 et 72 ans.³ Les cohortes regroupent des individus nés en 1945, 1948, 1951 et 1954. Au moment de la mise en place du CIPC, ces individus étaient âgés respectivement de 67, 64, 61 et 58 ans. Étonnement, ce sont les hommes et les femmes de la plus récente cohorte qui ont les taux d’activité les plus élevés. Or, ces personnes n’étaient pas admis-

3. Les Figures 3, 4 et 5 sont pondérées par les poids « bootstrap » de Statistique Canada.

sibles au CIPC puisqu'elles ont 63 ans au maximum dans la figure.⁴ Les taux de participation les plus faibles sont ceux des cohortes nées en 1945 ou 1948, deux cohortes admissibles au CIPC dans la fenêtre des figures. La Figure 4 montre cette fois-ci les taux de participation pour les quatre

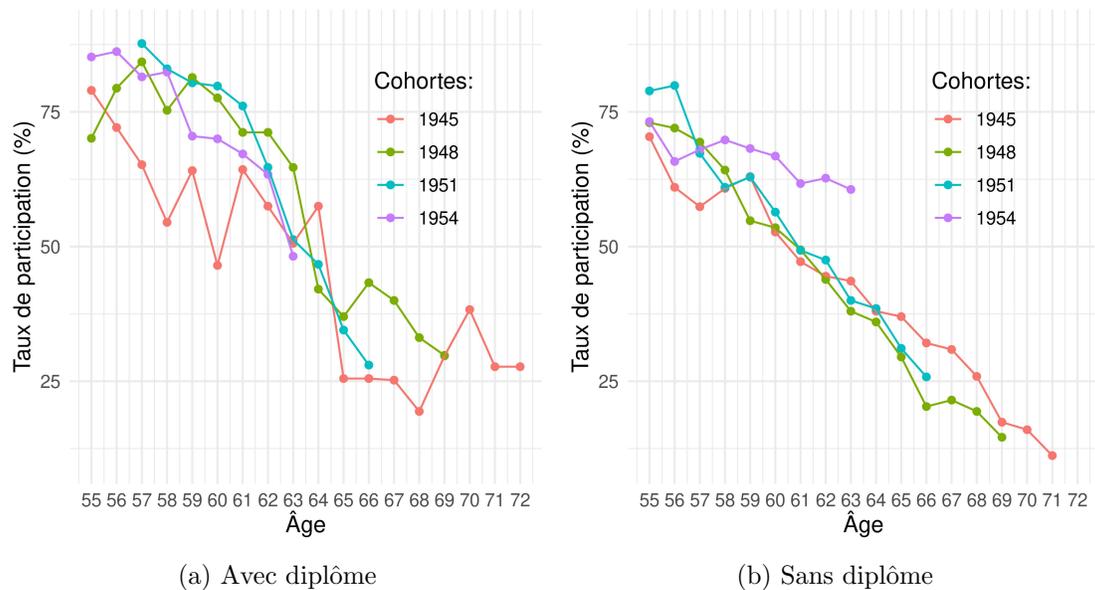
Figure 3 – Taux de participation, Hommes-Femmes, par cohorte



mêmes cohortes selon que les individus ont complété une formation universitaire ou non. Quel que soit l'âge considéré, les diplômés universitaires ont des taux de participation nettement plus élevés. On constate une coupure très nette dans les taux de participation de ces derniers autour de 63-64 ans, toutes cohortes confondues. On ne retrouve pas ce phénomène du côté des individus ne détenant pas de formation universitaire. Leur retrait du marché du travail est beaucoup plus graduel. Plusieurs facteurs peuvent être à l'origine du comportement des travailleurs universitaires : revenus plus élevés sur le cycle de vie, davantage accès à un régime privé de retraites, *etc.* Quoiqu'il en soit, on doit garder en tête l'existence d'une telle hétérogénéité dans l'interprétation de nos résultats. Enfin, la Figure 5 distingue les taux de participation des résidents du Québec de ceux de l'Ontario. Conformément aux nombreuses études descriptives portant sur des compa-

4. Nos données couvrent les années fiscales 2008–2019.

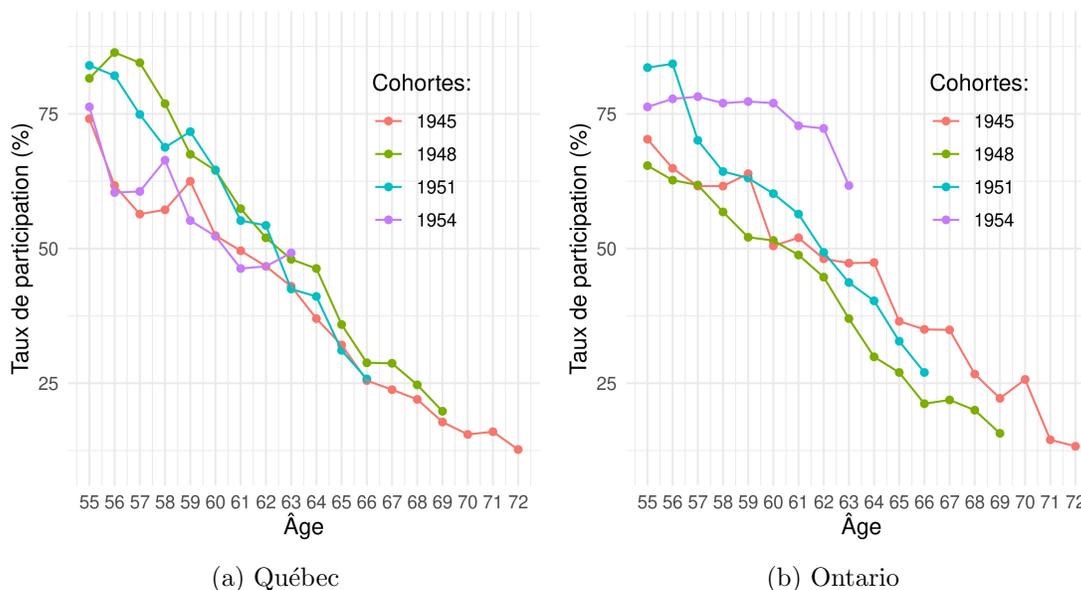
Figure 4 – Taux de participation selon la formation universitaire, par cohorte



raisons interprovinciales, on constate à nouveau que les taux de participation sont globalement inférieurs au Québec. L'écart se creuse dès l'âge de 56-57 ans et l'écart se maintient autour de dix points de pourcentage.

L'évaluation de l'effet d'un crédit d'impôt ciblé auprès des travailleurs âgés sur leur offre de travail se trouve à l'intersection de deux littératures distinctes : celle portant sur l'effet des politiques publiques sur la prise de la retraite et celle portant sur l'effet de la fiscalité sur l'offre de travail. La première se concentre généralement sur les différences dans les régimes de retraite. Les travaux de [Gruber et al. \(1999\)](#) concluent de façon convaincante que les variations dans les paramètres des régimes sont un facteur explicatif important des écarts de participation au marché du travail observés entre différents pays. Ceci est aussi vrai dans le contexte canadien ([Baker and Benjamin, 1999](#); [Baker, 2002](#); [Baker et al., 2003](#)). D'autres facteurs économiques tels l'accès à un régime privé de retraite, l'accès à la propriété, le revenu du ménage sont autant de facteurs devant être considérés dans la décision de retraite ([Poehl and Cunningham, 2011](#); [Chen et al., 2012](#); [Ondrich and Falevich, 2016](#)). Au-delà des facteurs purement économiques, la littérature

Figure 5 – Taux de participation selon la province de résidence, par cohorte



identifie de nombreux autres déterminants de la prise de la retraite ([Lumsdaine and Mitchell, 1999](#)). De toute évidence, l'état de santé est associé à une sortie plus ou moins hâtive du marché du travail ([Dwyer and Mitchell, 1999](#); [Datta Gupta and Larsen, 2007](#)). Également, les décisions relatives à la retraite sont généralement prises conjointement entre les membres du ménage dans la mesure où il existe une complémentarité dans le loisir ([Schirle, 2008](#); [Michaud and Vermeulen, 2011](#)). Enfin, le niveau de scolarité a été identifié comme un facteur pouvant influencer directement (salaire) et indirectement (santé) l'âge de retraite, les plus scolarisés ayant un âge plus avancé à la retraite que la moyenne des travailleurs ([Venti and Wise, 2015](#)). Finalement, différents aspects du travail tels la flexibilité des horaires, le niveau de stress, la pénibilité du travail, *etc.* sont autant de facteurs qui expliquent une prise plus ou moins tardive de la retraite ([Hurd and McGarry, 2002](#); [Browne et al., 2019](#)).

La littérature qui s'attarde aux effets de la fiscalité sur l'offre de travail, quant à elle, s'intéresse peu ou pas du tout aux travailleurs âgés. Par exemple, la recension de la littérature présentée par [Saez et al. \(2012\)](#) étudie principalement l'offre de travail des hommes d'âge mûr (« prime-

aged males »). De façon générale, le consensus de cette littérature veut que l’offre de travail des femmes et des travailleurs peu qualifiés soit sensible à la marge extensive (participation au marché du travail). La même littérature conclut que la fiscalité a peu d’effets sur les hommes à la marge intensive (heures de travail) mais que les femmes y sont plus sensibles (Fortin and Lacroix, 2002 ; Meghir and Phillips, 2010). Le consensus est toutefois plus large quant aux effets à la marge extensive qu’à la marge intensive (Keane, 2011 ; Engelhardt and Kumar, 2014). Ceci est également vrai pour les crédits d’impôt sur les revenus de travail (« earned income tax credits ») comme le CIPC (Fortin and Lacroix, 2002 ; Hotz, 2003 ; Nichols and Rothstein, 2015). On peut donc penser *a priori* que tout effet éventuel du CIPC se manifestera surtout à la marge extensive (augmentation du taux d’emploi) et que ses effets seront plus mitigés à la marge intensive. Selon ce que nous enseigne la littérature, on doit par ailleurs s’attendre à une réaction moins forte de la part des hommes.

3 Données et statistiques descriptives

Notre analyse est fondée sur les données de l’*Étude longitudinale et internationale des adultes* (ÉLIA) de Statistiques Canada. L’ÉLIA est une étude longitudinale bisannuelle qui est produite depuis 2012 et qui collige des informations sur l’éducation, la formation, la famille, la santé, le revenu et l’emploi. Il existe cinq vagues distinctes, soit celles de 2012, 2014, 2016, 2018 et 2020. Les données de chaque vague portent sur l’année d’imposition précédente. Les individus reçoivent un identifiant unique permettant l’assemblage d’un panel. Ainsi, il est possible d’adjoindre à chaque vague de l’ÉLIA des données administratives tirées des formulaires d’impôt T1 et T4 couvrant la période 1981–2019. Le panel contient de l’information fiscale antérieure et ultérieure à chaque vague.

Pour les fins de notre étude, nous devons restreindre l’échantillon de l’ÉLIA pour le faire correspondre fidèlement à notre population d’intérêt. Ainsi, puisque nous nous intéressons à la prise de retraite, nous limitons l’échantillon aux individus âgés entre 55 et 75 ans au cours de la période 2008–2020. En effet, trop peu d’individus en deçà de 55 ans sont susceptibles de

prendre une retraite définitive. À l'inverse, trop peu d'individus âgés de plus de 75 ans participent au marché du travail pour leur permettre de contribuer à la mesure des effets du CIPC. Par ailleurs, nous devons prendre en considération que notre stratégie empirique est fondée sur une comparaison de l'évolution de la situation sur le marché du travail avant et après l'implantation du CIPC. Après analyse minutieuse, il a été décidé de limiter la période pré-CIPC aux années 2008-2011. En procédant ainsi, on obtient une fenêtre pré-CIPC de quatre ans et une fenêtre post-CIPC de cinq ans. Notre échantillon se limite aux résidents du Québec et de l'Ontario, ces derniers figurant à titre de groupe témoin. La comparaison Québec-Ontario est une pratique commune dans l'analyse des politiques au Canada ([Lacroix, 2019](#)). Par ailleurs, la fiscalité ontarienne n'a pas été modifiée de façon notable au cours de la période étudiée ([Emploi et Développement social Canada, 2018](#)). La nature des données limite le nombre de variables pouvant être pris en compte dans l'analyse statistique. En effet, bien que l'ÉLIA soit une étude riche en variables de toute sorte, le fait de focaliser sur la période d'imposition 2008–2019 impose un certain nombre de contraintes. Naturellement, les variables tirées des fichiers administratifs, quoique peu nombreuses, sont disponibles sur l'ensemble de la période étudiée. En revanche, les variables issues de l'enquête ne sont disponibles qu'à chacune des vagues de l'ÉLIA.

3.1 Analyse descriptive

Le Tableau 2 présente quelques statistiques portant sur les échantillons des deux provinces. Outre le fait que l'âge moyen est le même, on constate que les caractéristiques individuelles présentent de nombreuses différences. Sans grande surprise, la population se trouve être nettement plus hétérogène en Ontario : On y retrouve proportionnellement davantage d'autochtones, d'immigrants et d'allophones qu'au Québec. Par ailleurs, les couples y sont davantage représentés et les individus y sont davantage scolarisés. Enfin, au cours de la période 2008-2019 le taux de chômage était légèrement inférieur en Ontario.

Tableau 2 – Moyennes de certaines variables

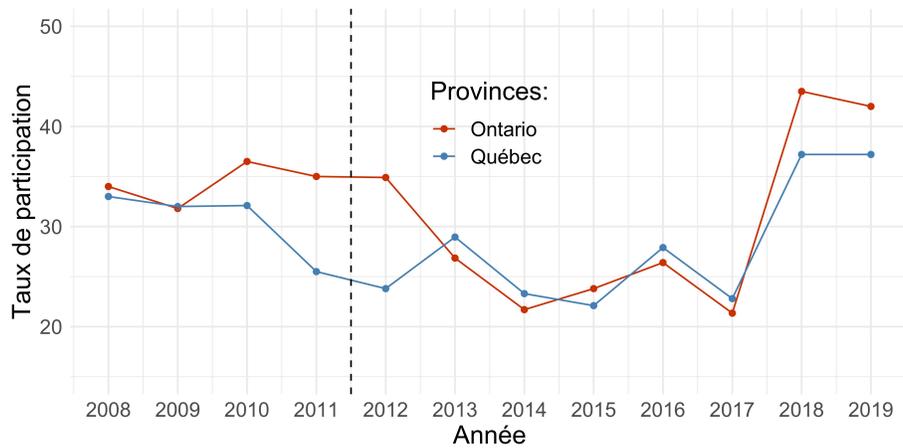
Variable	Ontario \bar{X}	Québec \bar{X}
Âge	65,6	65,8
Autochtone (%)	2,4	0,7
Immigrants (%)	38,9	13,1
Anglophones (%)	70,6	11,1
Allophones (%)	31,1	10,5
Francophones (%)	5,9	83,9
Couples (%)	74,0	68,2
Scolarité (années)	13,6	12,3
Taux de chômage (%)	6,4	7,3

Les variables sont pondérées à l'aide des poids contenus dans l'ÉLIA, comme requis par Statistique Canada.

3.2 Comparaisons Québec/Ontario

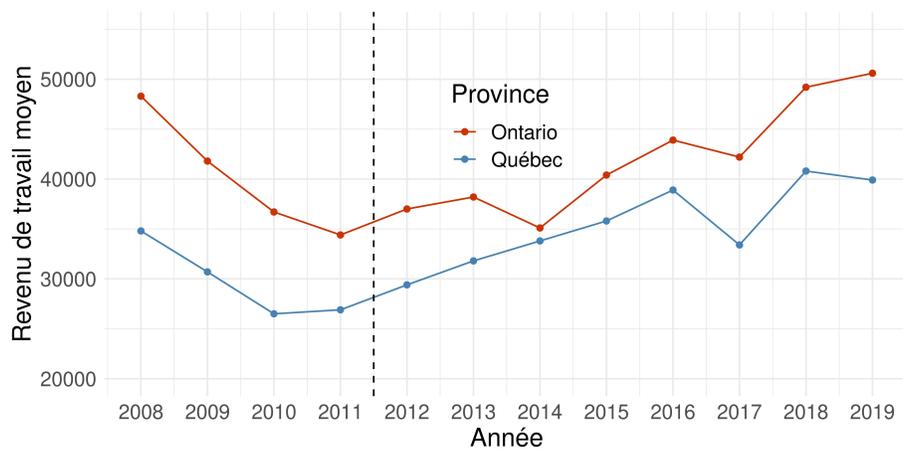
L'étude du CIPC repose sur une comparaison temporelle et spatiale des marchés du travail. Avant de procéder à une analyse statistique rigoureuse, il importe de dresser un portrait sommaire de l'évolution du marché du travail selon ces deux dimensions. La Figure 6 montre l'évolution de la participation au marché du travail des individus âgés entre 65 et 70 ans. Durant la période pré-CIPC, les taux de participation des travailleurs québécois déclinent quelque peu alors que ceux de l'Ontario sont relativement constants (Figure 6). En revanche, on observe une baisse importante de la participation au marché du travail en Ontario entre 2012 et 2014. Durant cette même période, les taux sont relativement égaux dans les deux provinces. Enfin, on observe une importante augmentation entre 2017 et 2019, de sorte que les taux sont désormais légèrement plus élevés que ce qu'ils étaient dans la période pré-CIPC.

Figure 6 – Évolution de la participation au marché du travail : 65-70 ans



La Figure 7 montre l'évolution du revenu de travail des mêmes individus au cours de la même période. Aussi bien au Québec qu'en Ontario, on constate une baisse du revenu moyen dans la période pré-CIPC. En revanche, les revenus suivent une tendance haussière dans la période post-CIPC. Les évolutions post et pré-CIPC sont pratiquement parallèles dans les deux provinces. Les tendances parallèles illustrées dans les Figures 6 et 7 apportent une certaine validité empirique à notre choix d'utiliser l'Ontario comme groupe témoin. Le parallélisme des tendances post-CIPC suggère toutefois que si le CIPC a eu un effet sur la participation ou le revenu de travail, celui-ci risque d'être relativement faible. Cela reste toutefois à valider de façon rigoureuse.

Figure 7 – Évolution du revenu de travail : 65-70 ans



4 Stratégie empirique

À l’instar d’autres études portant sur le comportement des travailleurs âgés, nous utilisons un devis quasi-expérimental en doubles différences pour estimer les effets du CIPC. Nous comparons les résidents du Québec (groupe expérimental) à ceux de l’Ontario (groupe témoin). Deux variables d’intérêt sont retenues à cette fin : 1) La participation au marché du travail mesure l’effet à la marge extensive, soit de travailler ou non ; 2) Le revenu de travail est utilisé comme mesure de l’effet à la marge intensive, c’est-à-dire la décision de travailler plus. Cette mesure est imparfaite, mais représente le seul choix possible étant donné que les heures travaillées ne sont pas colligées dans l’ÉLIA.

Nous commençons par reproduire l’approche privilégiée par [Cousineau and Tircher \(2021\)](#) afin de faciliter la comparaison entre nos études. Ensuite, nous exploitons la nature longitudinale des données en estimant l’impact de la politique à l’aide d’un modèle d’effets fixes bidirectionnels (two-way fixed effects, TWFE). Finalement, nous testons la robustesse de ce résultat à l’hypothèse d’homogénéité dynamique à l’aide de nouveaux estimateurs robustes à l’hétérogénéité.

Modèle des doubles différences standard

La méthode des doubles différences est très souvent utilisée dans les applications économétriques. Son principe est très simple. Il se déduit directement du cadre des modèles à effets fixes individuels et temporels utilisés en économétrie des données de panel. La forme générale du modèle est la suivante :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Québec}_i + \beta_2 \mathbb{1}(t > 2012)_i + \beta_3 [\text{Québec} \times \mathbb{1}(t > 2012)]_i + \varepsilon_i. \quad (\text{Statique I})$$

Cette version est dite « statique » (ou coupe transversale). Y_i représente la participation au marché du travail ou le revenu de travail de la personne i . La variable Québec_i indique s’il s’agit d’une personne habitant le Québec, la variable $\mathbb{1}(t > 2012)$ indique si l’année t est postérieure (=1) ou antérieure (=0) à l’implantation du CIPC. Enfin, la variable $[\text{Québec} \times (t > 2012)]$ est une

variable dichotomique qui vaut 1 si la personne réside au Québec au moment où le CIPC est en vigueur. Ainsi, la dimension temporelle n’est appréhendée que par l’entremise de la variable $\mathbb{1}(t > 2012)$. La prise en compte de l’hétérogénéité individuelle peut facilement être intégrée dans le modèle [Statique I](#) :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Québec}_i + \beta_2 \mathbb{1}(t > 2012)_i + \beta_3 [\text{Québec} \times \mathbb{1}(t > 2012)]_i + Z_i \beta_4 + \varepsilon_i, \quad (\text{Statique II})$$

où Z_i est un vecteur regroupant des caractéristiques individuelles. La version statique du modèle omet volontairement d’exploiter le fait qu’une même personne est observée à plusieurs reprises avant et/ou après l’introduction du CIPC. Le but de recourir à cette spécification est de comparer les résultats qui en découlent à ceux obtenus par [Cousineau and Tircher \(2021\)](#) qui se sont intéressés aux effets du CIPC, mais qui ne disposaient que de données en coupe transversale. Si les résultats issus de nos données et basés sur ces estimateurs sont semblables à ceux de [Cousineau and Tircher \(2021\)](#), mais que le recours à des méthodes qui exploitent la nature panel des données donne des résultats divergents, alors il sera possible de conclure que les différences sont dues aux estimateurs eux-mêmes et non aux données utilisées dans leur étude et la nôtre.

4.1 Modèle à effets fixes bidirectionnels standards

Comme il a été mentionné précédemment, les données de l’ÉLIA permettent de suivre un même individu pendant plusieurs périodes. Le modèle ci-dessus doit être modifié quelque peu pour exploiter les données à leur plein potentiel. De façon générale, les modèles à effets bidirectionnels s’écrivent de la façon suivante :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta T_{i,t} + \epsilon_{i,t}, \quad (1)$$

où α_i est un effet fixe individuel (supposé constant dans le temps), λ_t est un effet temporel *commun* à tous les agents et $T_{i,t}$ est une variable indicatrice du traitement pour l’agent i à la date t (qui vaut 1 s’il est traité, 0 sinon). Les termes $T_{i,t}$, α_i et λ_t sont potentiellement corrélés,

alors que $\varepsilon_{i,t}$ est un aléa centré et homoscédastique qui ne leur est pas corrélé. Dans le présent contexte, α_i regroupe des variables individuelles observables (et possiblement non observables) et λ_t est constituée d'une série de paramètres devant être estimés. Par ailleurs, seuls les agents appartenant à un groupe particulier sont traités à partir de la date $t = 2012$. Dans notre cas précis, seuls les résidents du Québec et étant admissibles au CIPC sont traités à partir de $t = 2012$. Ceci implique que :

$$T_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{si } i \in \text{Québec et } t \geq 2012 \text{ et âge admissible (Traitement)} \\ 0 & \text{si } i \in \text{Ontario (Témoin)} \\ 0 & \text{si } i \in \text{Québec et } t < 2012 \text{ (Témoin)} \\ 0 & \text{si } i \in \text{Québec et âge non admissible (Témoin)}. \end{cases}$$

L'équation (1) peut être estimée telle quelle si α_i est supposée être constituée uniquement de variables observables. Pour éviter d'omettre des variables inobservées importantes, il est préférable de recourir à la méthode des doubles différences. Celle-ci consiste à éliminer les effets fixes et temporels à l'aide de deux différences successives. La première différence permet d'éliminer les effets fixes individuels, la seconde élimine les effets temporels. La première différence s'écrit :

$$\Delta Y_{i,t} = \gamma \Delta T_{i,t} + \Delta \lambda_t + \Delta \varepsilon_{i,t},$$

où Δ est l'opérateur des différences premières, *i.e.* $\Delta Y_{i,t} = Y_{i,t} - Y_{i,t-1}$. La deuxième différence élimine les effets temporels communs :

$$\beta = E(\Delta Y_{i,t}^{\text{Tr}}) - E(\Delta Y_{i,t}^{\text{C}})$$

L'extension au cas avec covariables se fait en posant :

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \lambda_t + \beta T_{i,t} + Z_{i,t} \delta + \varepsilon_{i,t}. \quad (\text{TWFE})$$

Bien entendu, les variables incluses dans $Z_{i,t}$ qui ne varient pas dans le temps seront automatiquement éliminées par la double différenciation.

4.2 Estimateurs robustes à l'hétérogénéité

Notre compréhension de l'estimateur des doubles différences (DD) a beaucoup évolué depuis son utilisation par [Card and Krueger \(1994\)](#) en 1994 (Voir [Roth et al., 2022](#) ; [Miller, 2023](#)). Une approche de plus en plus répandue est la DD échelonnée (« staggered »). Celle-ci exploite le fait que le traitement n'est pas toujours offert qu'à une seule population, à un moment précis, mais est rendu disponible progressivement à différentes populations et à différents moments ([Baker et al., 2022](#)). Dans ce cas de figure, on retrouve potentiellement trois groupes distincts : les « jamais traités » qui agissent toujours comme groupe témoin, les « pas encore traités » qui agissent temporairement comme groupe témoin mais destinés à être traités, et les traités. Il s'agit d'une variation non sans conséquence du design standard explicité ci-dessus. En effet, dans le cas standard le groupe « pas encore traités » n'existe pas.

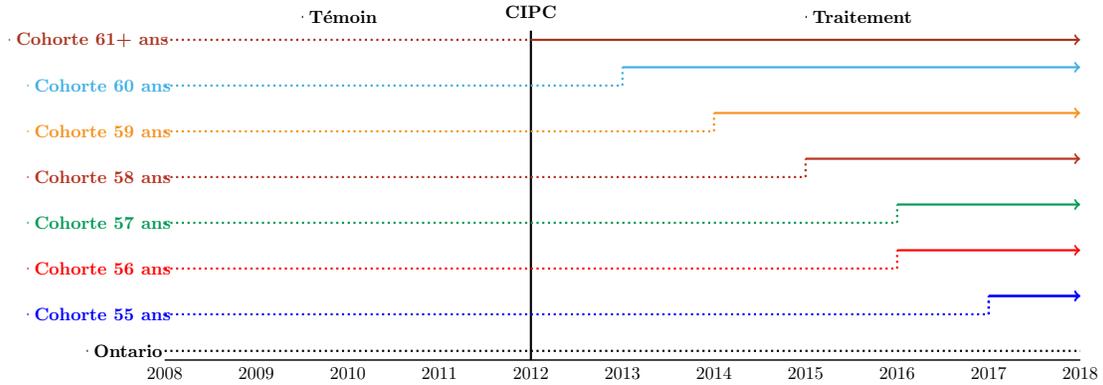
L'estimateur des doubles différences repose sur deux hypothèses importantes qui doivent être justifiées. La première suppose que le marché du travail des individus traités et non traités suit des tendances parallèles avant la mise en place du CIPC. Les Figures 6 et 7 semblent suggérer que c'est bien le cas. Or, cette hypothèse peut et doit être testée. Dans le cadre de notre étude, cela revient à vérifier si la tendance dans les taux de participation au marché du travail au Québec aurait été la même que celle observée en Ontario en l'absence du CIPC. Une deuxième hypothèse implicite des estimateurs en doubles différences est celle d'un effet de traitement statique et homogène. Il est désormais établi que les estimateurs des doubles différences sont biaisés si l'effet du traitement est dynamique et hétérogène entre les unités traitées ([Roth et al., 2022](#) ; [Goodman-Bacon, 2021](#)). En effet, l'analyse DD traditionnelle repose en partie sur des « comparaisons interdites », c'est-à-dire qui incluent des individus déjà traités dans le groupe témoin des individus éventuellement traités. Pour étayer ces deux hypothèses, nous estimons un effet de traitement dynamique en recourant à quelques estimateurs très récents qui sont exempts des « comparaisons interdites »

sous différentes hypothèses. L'objectif est double. Premièrement, nous voulons vérifier s'il en découle des résultats similaires à ceux de l'estimateur traditionnel. Deuxièmement, l'estimation d'un effet de traitement dynamique permet de mettre en œuvre un test de tendances communes.

Dans notre contexte, le traitement peut être dynamique de deux façons, ce qui signifie que notre stratégie d'estimation repose en partie sur deux types de « comparaisons interdites ». La première forme est dite « dynamique post-CIPC » : au fur et à mesure que le temps passe, les agents prennent davantage conscience de l'existence du crédit et peuvent y recourir davantage. Ainsi, les individus traités précocement peuvent ne pas convenir comme groupe témoin pour ceux qui sont traités tardivement. La deuxième forme concerne le temps écoulé depuis l'admissibilité : les agents peuvent ajuster progressivement leur comportement une fois leur admissibilité acquise. Les agents déjà traités peuvent ne pas constituer un groupe témoin convenable pour ceux qui ne sont pas non encore traités au moment de l'admissibilité de ces derniers. Conditionner sur le nombre d'années depuis l'admissibilité peut ne pas être suffisant pour balayer cette dynamique.

Comme mentionné précédemment, nous nous intéressons au comportement des individus âgés entre 55 et 75 ans au cours de la période 2008–2019. La Figure 8 illustre le fonctionnement de l'estimateur DD échelonné dans le contexte de notre étude. La ligne au haut de la figure porte sur les individus âgés de 61 ans en 2008. Au moment de l'entrée en vigueur du CIPC, ces mêmes individus étaient âgés de 65 ans et donc admissibles au crédit. De leur côté, les individus âgés de 60 ans en 2008 n'avaient que 64 ans en 2012 et n'ont donc été admissibles au CIPC qu'en 2013. Conséquemment, les individus de cette cohorte appartenaient au groupe « pas encore traités » en 2012 uniquement. Dès l'année 2013, ils rejoignaient ainsi le groupe « traités ». Il en va de même pour les cohortes plus jeunes qui appartiennent toutes au groupe « pas encore traités » avant de rejoindre éventuellement le groupe « traités ». La dernière ligne du graphique montre que les résidents de l'Ontario font partie du groupe « non traités » pour chacune des années couvertes par notre étude (groupe « jamais traités »). Enfin, le changement apporté à l'âge d'admissibilité en 2017 fait en sorte que les cohortes 57 et 56 ans font toutes deux partie du groupe témoin en 2016.

Figure 8 – Groupes témoins et traitements au CIPC



La Figure 8 montre bien qu’une simple comparaison des groupes témoins et traités peut poser problème pour les raisons évoquées ci-dessus. Tout d’abord, l’entrée dans le groupe témoin ne survient pas la même année. Par ailleurs, les cohortes plus anciennes sont « traitées » plus longtemps que les cohortes plus récentes. Le recouplement de tous les individus traités dans un seul et même groupe ne peut se faire qu’en supposant que l’effet du traitement est homogène dans le temps et entre les cohortes. En effet, [Goodman-Bacon \(2021\)](#) a montré que l’estimateur standard des doubles différences dans le contexte d’une politique échelonnée est en fait une somme de trois composantes : la moyenne pondérée par la variance de l’effet de traitement sur les traités (variance-weighted ATT, VWATT), la moyenne pondérée par la variance de la tendance commune (variance-weighted common trends, VWCT) et la somme pondérée de la variation de l’effet de traitement sur les traités (ΔATT). Dans le contexte de l’équation (1) cela se traduit ainsi :

$$\beta = VWATT + WVCT + \Delta ATT \quad (2)$$

Le second terme peut être supposé égal à zéro si l’hypothèse de tendances parallèles est valide.⁵ Par ailleurs, si l’effet de traitement est constant, alors le dernier terme est par définition égal à zéro. L’effet de traitement correspond alors au premier terme. Cependant, si l’effet de traitement n’est pas constant alors l’estimateur standard des doubles différences est nécessairement biaisé

5. Voir Figures 6 et 7.

et difficilement interprétable. Il est notamment possible pour la valeur estimée, $\hat{\beta}$, soit de signe inverse à la vraie valeur, β . Le problème découle entre autres du fait qu'on fait une « comparaison interdite » : par construction, les individus traités plus tardivement se trouvent être comparés à des individus déjà traités, mais qui apparaissent toutefois dans le groupe témoin (Voir [Borusyak et al., 2021](#)).

Heureusement, des méthodes robustes à hétérogénéité ont été développées au cours des dernières années en réponse à ce résultat troublant. La littérature portant sur cette problématique est en plein essor, de sorte qu'il n'existe pas encore de consensus sur la meilleure stratégie à adopter. Il est toutefois possible de regrouper les différents estimateurs ayant été proposés en quatre grandes catégories : les méthodes d'imputations ([Borusyak et al., 2021](#) ; [Gardner, 2022](#)), les études d'évènements (« event-study ») ([Sun and Abraham, 2021](#)) et les méthodes de pondération ([de Chaisemartin and d'Haultfoeuille, 2020](#) ; [Callaway and Sant'Anna, 2021](#)). Chacune de ces méthodes reposant sur différentes hypothèses, il est généralement suggéré de recourir à plusieurs d'entre elles pour étudier la robustesse des estimateurs des effets de traitement (Voir [McKenzie, 2022](#)). Par souci de concision, nous focaliserons sur trois d'entre eux.

Estimateur TWFE dynamique

La prise en compte de l'hétérogénéité dynamique de l'effet de traitement dans un modèle en doubles différences donne lieu à la spécification suivante :

$$y_{igt} = \mu_g + \eta_t + \sum_{k=-L}^{-2} \tau^k D_{gt}^k + \sum_{k=0}^K \tau^k D_{gt}^k + \varepsilon_{igt},$$

où y_{igt} est la variable d'intérêt (revenu ou participation au marché du travail), μ_g est un effet fixe commun à tous les individus i qui commencent le traitement au même moment. De même, les paramètres η_t sont des effets temporels de la période t qui sont communs à tous les individus. Les variables D_{gt}^k sont des indicateurs des périodes qui précèdent ou suivent le début du traitement. Les coefficients d'intérêt sont les τ^k qui représentent l'effet moyen du traitement pendant k périodes.

Pour les valeurs négatives de k , τ^k sont connues sous le nom de « prétendances » et représentent l'écart moyen des résultats pour individus traités k périodes avant leur période de référence. Ces estimateurs sont utilisés pour vérifier l'hypothèse de tendance commune entre les personnes traitées et celles qui ne le sont pas encore.

Estimateur TWFE dynamique en deux étapes

Butts and Gardner (2022) proposent un estimateur pour résoudre le problème avec les approches à effets fixes bidirectionnels qui peuvent être contaminées par des comparaisons fallacieuses (« interdites »). Ainsi, plutôt que d'essayer d'estimer les effets de groupes et de temps simultanément, leur approche part de l'observation selon laquelle, sous l'hypothèse de tendances parallèles, les effets de groupe et de temps sont identifiés à partir du sous-échantillon des observations non traitées/pas encore traitées ($D_{gt} = 0$). Cela suggère un estimateur simple à deux étapes :

1. Estimer le modèle

$$y_{igt} = \mu_g + \eta_t + \varepsilon_{igt}$$

à partir du sous-échantillon des observations non traitées/pas encore traitées (c'est-à-dire, toutes les observations pour lesquelles $D_{gt} = 0$), en conservant les effets de groupes et de temps estimés pour former les résultats ajustés, $\tilde{y}_{igt} = y_{igt} - \hat{\mu}_g - \hat{\eta}_t$.

2. Régresser les résultats ajustés \tilde{y}_{igt} sur le statut de traitement D_{gt} ou D_{gt}^k en utilisant l'échantillon complet pour estimer les effets de traitement τ (effet global) ou τ^k .

Cette approche peut être étendue à des modèles dynamiques (ce que nous faisons) en remplaçant la deuxième étape de la procédure par une régression des résultats résiduels sur les avances et retards du statut de traitement, $D_{gt}^k, k \in \{L, \dots, K\}$. Sous l'hypothèse de tendances parallèles, les coefficients de la deuxième étape sur les retards identifient l'effet moyen global d'être traité pendant k périodes (où la moyenne est prise sur toutes les unités traitées pendant au moins autant de périodes). Les coefficients de la deuxième étape portant sur les périodes précédant le

traitement identifient l'écart moyen par rapport aux tendances contrefactuelles prédites parmi les unités qui précèdent de k périodes le début du traitement, ce qui, sous l'hypothèse de tendances parallèles, devrait être nul pour toutes ces valeurs de k . Par conséquent, les coefficients sur ces paramètres permettent de tester la validité de l'hypothèse des tendances parallèles.

Estimateur de Sun & Abraham

Les analyses de doubles différences sont souvent accompagnées de régressions par études événementielles. Celles-ci sont fondées sur une spécification qui prend la forme suivante :

$$y_{gpit} = \lambda_g + \gamma_p + \sum_{r=-R}^P \beta_r D_{rgp} + \varepsilon_{gpit},$$

où les variables $D_{rgp} \in \{D_{-Rgp}, \dots, D_{0gp}\}$ correspondent aux $(r + 1)$ périodes précédant le traitement, et les variables $D_{rgp} \in \{D_{1gp}, \dots, D_{Pgp}\}$ correspondent aux r périodes durant lesquelles le traitement est effectif.

En principe, de telles régressions répondent à un double objectif. Premièrement, elles peuvent être utilisées pour montrer comment l'effet du traitement évolue au cours du temps. Deuxièmement, les coefficients précédant le traitement peuvent être utilisés comme tests placebo pour vérifier la plausibilité de l'hypothèse de tendances parallèles.

[Sun and Abraham \(2021\)](#) ont montré que lorsque les effets moyens du traitement en fonction de la durée d'exposition varient selon les groupes, les régressions d'études événementielles souffrent du même problème que les régressions en doubles différences. Dans le contexte du modèle en deux étapes, [Gardner \(2022\)](#) et [Butts and Gardner \(2022\)](#) ont montré que ce problème peut être contourné en recourant à la spécification suivante, qui est équivalente à celle de [Sun and Abraham \(2021\)](#) :

1. Estimer le modèle

$$y_{igt} = \mu_g + \eta_t + \varepsilon_{igt}$$

à partir du sous-échantillon des observations non traitées/pas encore traitées (c'est-à-dire,

toutes les observations pour lesquelles $D_{gt} = 0$), en conservant les effets de groupe et de temps estimés pour former les résultats ajustés, $\tilde{y}_{igt} = y_{igt} - \hat{\mu}_g - \hat{\eta}_t$.

2. Régresser les résultats ajustés \tilde{y}_{igt} sur les variables $\{D_{-Rgp}, \dots, D_{0gp}, \dots, D_{Pgp}\}$

[Gardner \(2022\)](#) a montré que cet estimateur est non biaisé et efficient.

5 Résultats

L'analyse des effets du CIPC débute par la présentation des résultats issus des estimateurs traditionnels, soit les modèles en doubles différences statiques et les modèles TWFE standards. Comme mentionné ci-dessus, les TWFE, bien que nettement préférables aux modèles statiques, peuvent être biaisés en présence d'hétérogénéité des effets de traitement. C'est pourquoi nous présentons par la suite les résultats issus des estimateurs robustes à l'hétérogénéité. Enfin, nous effectuons plusieurs tests de robustesses afin de nous assurer de la fiabilité de nos résultats.

5.1 Modèles statiques et TWFE standards

Le Tableau 3 ci-après présente les résultats de ces modèles. Les trois colonnes portent sur la participation au marché du travail (marge extensive). Conformément aux résultats de [Cousineau and Tircher \(2021\)](#), les résultats découlant des modèles statiques concluent que le CIPC a eu pour effet d'augmenter significativement la participation au marché du travail ([Statique II](#)). Ces effets sont tout à fait conformes aux leurs qui se situaient dans une fourchette de 1.7%–2.8% selon le groupe d'âge étudié. Selon cet estimateur, le taux de participation au marché du travail eut été inférieur à ce qu'il était dans la période post-CIPC sans la mise en place de ce crédit. Or, le modèle [TWFE](#) nous indique plutôt que l'instauration du CIPC n'a eu aucun effet sur la participation. Cette différence importante suggère que les modèles statiques n'arrivent pas à adéquatement prendre en compte les attributs propres aux individus qui sont susceptibles d'influencer leur offre de travail. Ainsi, ces estimations sont vraisemblablement contaminées par des biais de variables omises qui persistent en dépit de l'inclusion de variables d'hétérogénéité observée. En revanche, il

est également possible que le modèle [TWFE](#) soit également biaisé si l'effet du CIPC varie entre les cohortes ou à travers le temps. Les résultats précédents portent sur la population générale et ne

Tableau 3 – Participation au marché du travail
(Québec vs Ontario)

Modèle	Statique I	Statique II [†]	TWFE
	Participation		
	(1)	(2)	(3)
CIPC	-0,007 (0,011)	0,020** (0,010)	-0,002 (0,014)
R ²	0,042	0,254	0,248
F	695,3	1 385,1	72,2

Erreur type entre parenthèses. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

[†]La spécification inclut : Dichotomiques 2009-2019, âge, Origine ethnique (5), groupe linguistique (3), immigrant, couple, années de scolarité, réforme RRQ/RPC, rural, revenu permanent, sexe, taux de chômage

distinguent pas les hommes des femmes.⁶ Or, plusieurs études ont trouvé que l'offre de travail des femmes est généralement plus sensible à une variation du taux d'imposition que celle des hommes (Voir [Meghir and Phillips, 2010](#)). Or ce n'est pas ce que montre le [Tableau 4](#) dans lequel sont rapportés les effets du CIPC selon le genre. En effet, l'effet du CIPC n'est pas statistiquement significatif ni pour les hommes ni pour les femmes. Il faut garder en tête qu'en stratifiant ainsi l'échantillon on doit toutefois composer avec une certaine perte de puissance statistique. Ces résultats divergent considérablement de ceux trouvés par [Cousineau and Tircher \(2021\)](#). Ces derniers trouvent en effet que le CIPC a davantage affecté l'offre de travail des hommes.

Une autre dimension qui peut présenter une certaine réponse hétérogène à l'égard du CIPC concerne le revenu de retraite ou l'attachement historique plus ou moins prononcé pour le travail. En effet, il est probable que tous ne présentent pas la même sensibilité selon son niveau de revenu passé ou son historique sur le marché du travail. Une façon d'appréhender cette possibilité est de se doter d'un indice qui reflète objectivement le niveau de revenu passé. Pour éviter tout problème

6. Le modèle [Statique II](#) les distingue par l'entremise d'une variable dichotomique.

Tableau 4 – TWFE : Participation au marché du travail selon le genre

	Population	Femmes	Hommes
CIPC	-0,020 (0,014)	-0,001 (0,020)	-0,002 (0,021)
R ²	0,248	0,225	0,274

Erreur type entre parenthèses. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.

d'endogénéité, nous avons créé un indice correspondant à la somme des contributions individuelles au Régime des rentes du Québec (RRQ) ou au Régime des pensions du Canada (RPC) entre 1981 (la première année disponible dans l'ELIA) jusqu'à l'âge de 55 ans. L'échantillon est ensuite stratifié en cinq quintiles à partir desquels on estime le modèle TWFE. Comme c'était le cas dans la stratification hommes/femmes, il faut interpréter les résultats prudemment étant donné que les estimateurs souffrent vraisemblablement d'une faible puissance statistique. Cela étant, le Tableau 5 présente des résultats intéressants. En effet, en dépit d'une faible significativité statistique, seuls les individus du 1^{er} quintile affichent un paramètre positif. Ces individus ont historiquement eu des revenus faibles ou ont peu participé au marché du travail. À l'autre extrémité, les individus du 5^e quintile affichent un paramètre négatif à la marge de la significativité statistique. Ces résultats sont conformes à ceux de Laun (2017) qui avait également trouvé que seuls les individus à faible revenu avaient réagi positivement à des incitations fiscales cherchant à les maintenir en emploi.

Tableau 5 – TWFE : Participation au marché du travail par quintile de contributions au RRQ/RPC

Quintile	1 ^{er}	2 ^e	3 ^e	4 ^e	5 ^e
CIPC	0,053 (0,035)	-0,014 (0,040)	0,001 (0,032)	0,007 (0,029)	-0,043 (0,027)
R ²	0,118	0,298	0,295	0,315	0,231

Erreur type entre parenthèses. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001

5.2 Modèles à effets hétérogènes

Comme mentionné à la section 4.2, l’homogénéité de l’effet de traitement dynamique ou entre les cohortes est une hypothèse intrinsèque de l’estimateur des doubles différences. La violation de cette hypothèse risque de biaiser l’estimateur TWFE ou de faire en sorte qu’il ne soit pas interprétable (parce que résultant de pondérations possiblement négatives). Les trois estimateurs robustes à l’hétérogénéité répertoriés précédemment sont chacun fondés sur des hypothèses différentes, notamment eu égard à la constitution des groupes témoins. Comme il n’existe pas encore de critère permettant de discriminer entre eux, nous les avons estimés tous les trois.

La Figure 9 présente les paramètres (et leurs intervalles de confiance) associés à l’effet du CIPC relativement au temps écoulé depuis son implantation à la droite de la ligne verticale pointillée. Les paramètres à la gauche de cette même ligne permettent de tester l’hypothèse de tendances communes prétraitement. L’estimateur TWFE dynamique est en principe non biaisé en l’absence d’hétérogénéité de l’effet de traitement entre les cohortes ou à travers le temps. Il est présenté à titre de comparaison avec les estimateurs qui tiennent compte intrinsèquement de ce type d’hétérogénéité. L’estimateur de Sun and Abraham (2021) s’intéresse à l’hétérogénéité dynamique, c’est-à-dire à l’évolution de l’effet du CIPC à partir du moment où un individu est admissible, quel que soit le moment où cela survient (pas d’effets de cohortes). Enfin, l’estimateur TWFE en deux étapes (DD2S) de Butts and Gardner (2022) permet également de prendre en compte une forme d’hétérogénéité différente de celle de Sun and Abraham (2021). Comme mentionné ci-dessus, la violation de l’une ou l’autre de ces formes d’hétérogénéité est susceptible d’engendrer des biais dans l’estimateur TWFE traditionnel. En revanche, une concordance avec les estimateurs hétérogènes est compatible avec l’hypothèse d’homogénéité de l’effet de traitement.

Dans l’ensemble, les trois estimateurs sont qualitativement et empiriquement très semblables. En effet, tous les trois concluent que l’hypothèse de tendances parallèles est vraisemblable puisque les comportements précédant l’admissibilité au CIPC sont tous soit égaux ou très près de zéro. Cela est également vrai dans les 3-4 années suivant l’admissibilité au crédit. Toutefois, à partir de la sixième année (soit 2018 pour la première cohorte et 2019 pour la seconde), il ne fait aucun

doute que le crédit a incité des travailleurs à rester en emploi. Les différents estimateurs trouvent des effets d'environ 4-5 points de pourcentage..

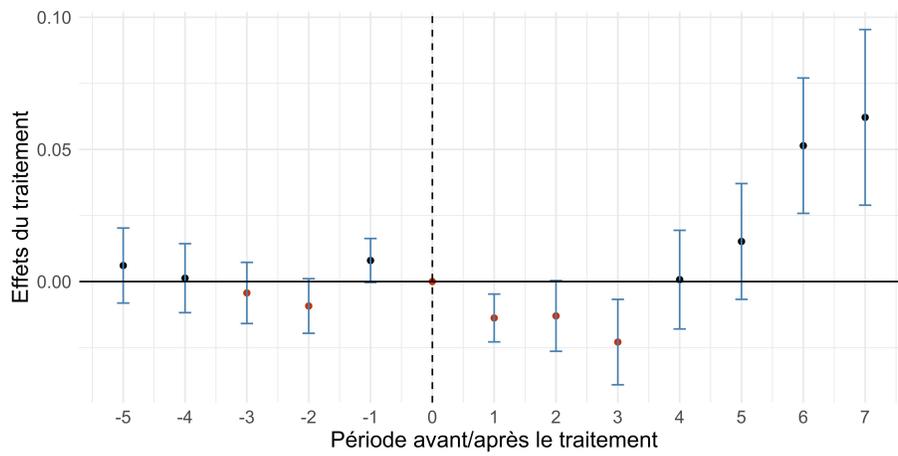
Ces effets sont essentiellement obtenus à partir des travailleurs qui avaient 65 ans en 2012 et qui sont âgés de plus de 71 ans à la sixième année post-CIPC. En effet, les résultats obtenus à l'aide de l'estimateur TWFE sont essentiellement les mêmes que ceux de l'estimateur de [Sun and Abraham \(2021\)](#). Or, cet estimateur rapporte plutôt l'effet du CIPC à partir du moment où un individu acquiert l'admissibilité. Il semble bien que ce soit l'effet cumulatif du CIPC qui soit à l'origine d'une hausse de la participation au marché du travail. Il importe de noter que les périodes pour lesquelles on trouve des effets statistiquement significatifs correspondent à des années au cours desquelles le CIPC a été bonifié considérablement (voir [Tableau 1](#)).

Comme mentionné précédemment, l'effet du CIPC peut se manifester par une hausse des heures de travail (marge intensive). La [Figure 10](#) est identique à la [Figure 9](#) sauf qu'elle porte sur le revenu de travail annuel. Encore une fois, l'hypothèse de tendances communes semble être relativement satisfaite. Les trois estimateurs concluent également que le CIPC a eu des effets positifs sur les revenus de travail, et ce dès la première année de son implantation. Notre estimateur préféré, le TWFE-DD2S (le plus efficace du point de vue statistique), conclue plutôt que les effets se font sentir à partir de la troisième année, bien que les effets associés aux deux premières années soient à la marge de la significativité statistique. Les trois estimateurs sont toutefois unanimes à trouver que les effets sur le revenu sont d'autant plus grands que le crédit est généreux. En particulier, la bonification qui a eu lieu en 2019 a occasionné une hausse de plus de 10 000 \$ environ.

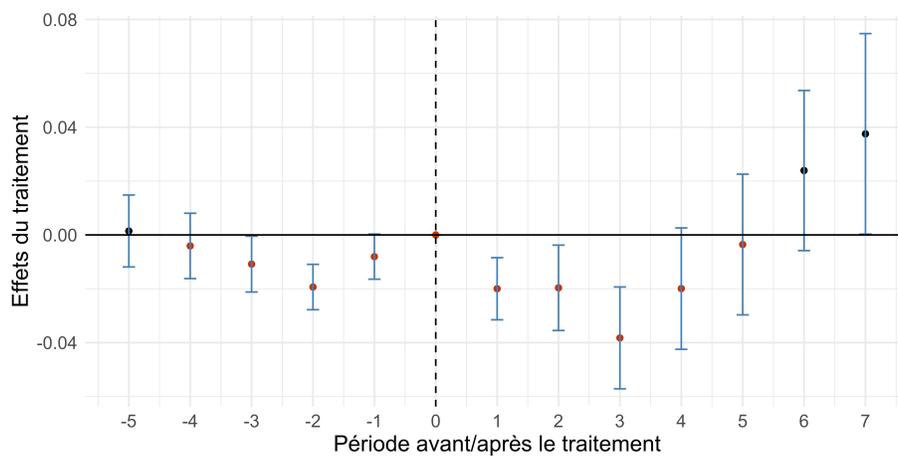
À des fins de concision, nous répétons l'analyse selon le sexe à partir du seul estimateur TWFE-DD2S.⁷ La [Figure 11](#) rapporte les estimateurs du CIPC séparément pour les femmes et les hommes. Une lecture attentive des figures nous renseigne sur le fait que les femmes réagissent davantage aux incitatifs fiscaux que les hommes. De tels résultats sont conformes à la littérature. En fait, on voit que les paramètres des hommes sont à la marge de la significativité statistique à

7. Les résultats obtenus à partir des autres estimateurs sont disponibles auprès des auteurs.

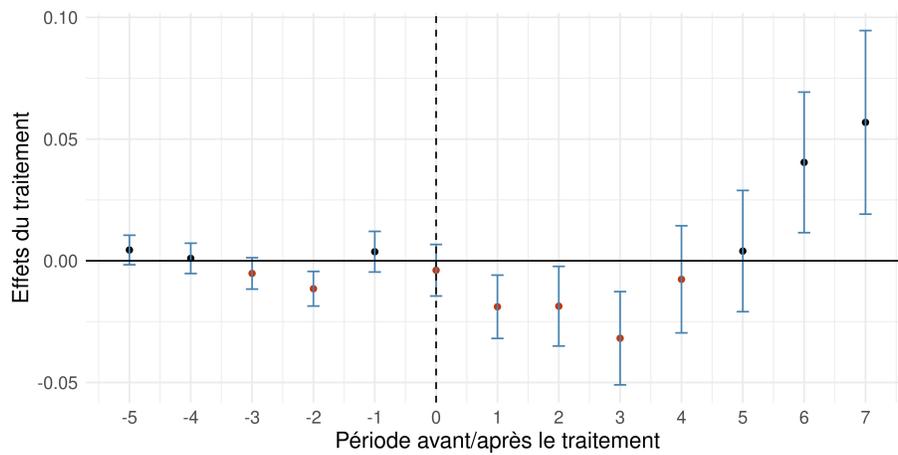
Figure 9 – Effets du CIPC sur la participation au marché du travail



(a) Estimateur TWFE

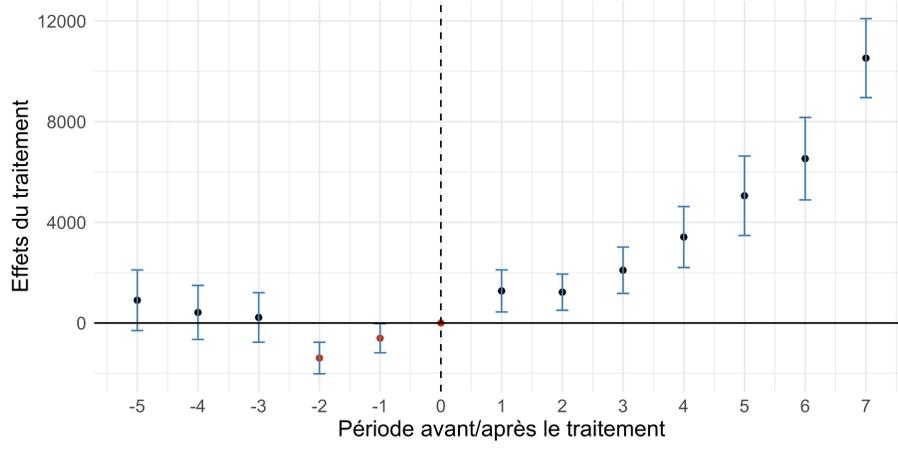


(b) Estimateur Sun & Abraham

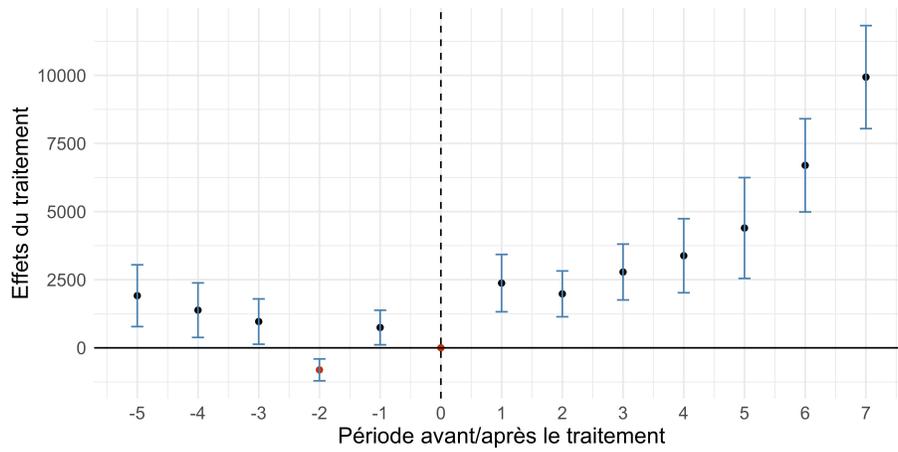


(c) Estimateur TWFE-DD2S

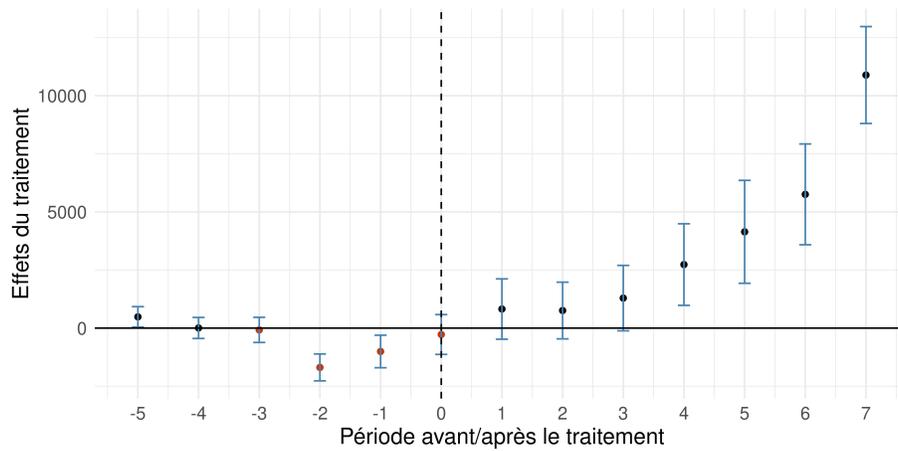
Figure 10 – Effets du CIPC sur le revenu de travail



(a) Estimateur TWFE



(b) Estimateur Sun & Abraham



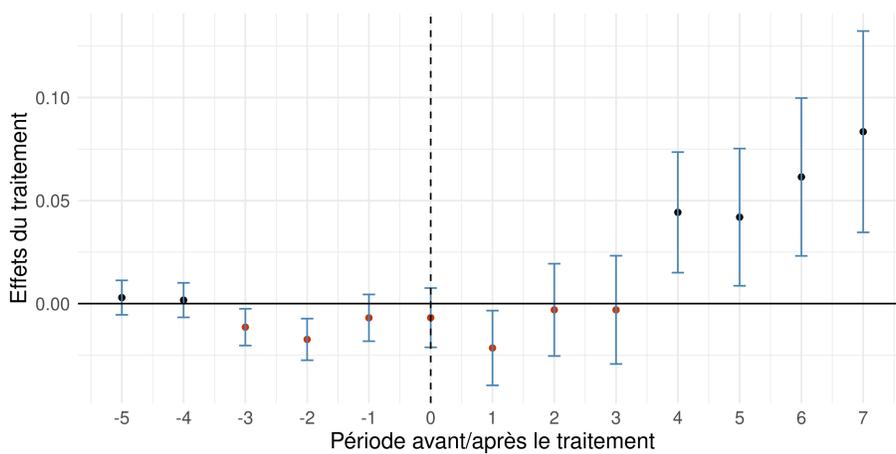
(c) Estimateur TWFE-DD2S

la 6^e et à la 7^e années suivant l’implantation du CIPC, ce qui correspond aux deux années durant lesquelles le CIPC a été sérieusement bonifié.

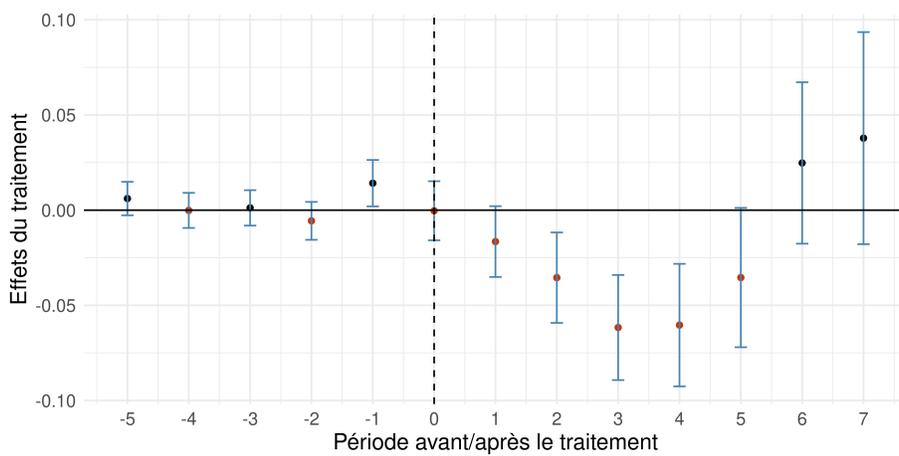
La Figure 12 répète l’analyse mais en focalisant sur le revenu de travail. Encore une fois, les femmes sont davantage sensibles au crédit que les hommes, et ce dès la 2^e ou 3^e année suivant son implantation. En revanche, on voit un effet important pour les hommes qui correspond, encore une fois, aux années de bonification majeure du CIPC. En somme, ces résultats suggèrent que les hommes ont surtout réagi à la marge intensive (hausse du revenu ou des heures de travail) alors que les femmes ont réagi à la fois à la marge intensive et à la marge extensive (participation au marché du travail).

Au regard de ce qui précède, il est permis d’établir un certain nombre de constats. Tout d’abord, le modèle statique de doubles différences est le seul qui conclut à des effets globaux positifs et statistiquement significatifs du CIPC sur l’emploi. Il rejoint en cela les résultats de [Cousineau and Tircher \(2021\)](#) qui utilisent ce même estimateur, mais avec un jeu de données différent. En revanche, le modèle en doubles différences standard ([TWFE](#)) qui exploite la nature longitudinale des données ne trouve aucun effet significatif sur l’emploi. Nous avons souligné que cet estimateur peut être sérieusement biaisé si l’effet du traitement est caractérisé par une certaine hétérogénéité dans la durée d’exposition ou entre les cohortes. Les trois estimateurs auxquels nous avons eu recours infirment néanmoins les résultats du modèle en doubles différences standard. Nos estimateurs permettent d’isoler les effets du CIPC sur deux marges d’ajustement : intensive et extensive. L’absence d’effets à la marge extensive pour les hommes et une plus grande sensibilité à l’égard des deux marges pour les femmes sont tout à fait cohérentes avec la littérature pertinente (voir [Meghir and Phillips, 2010](#)).

Figure 11 – Effets du CIPC sur la participation, selon le sexe
(Estimateur TWFE-DID2S)

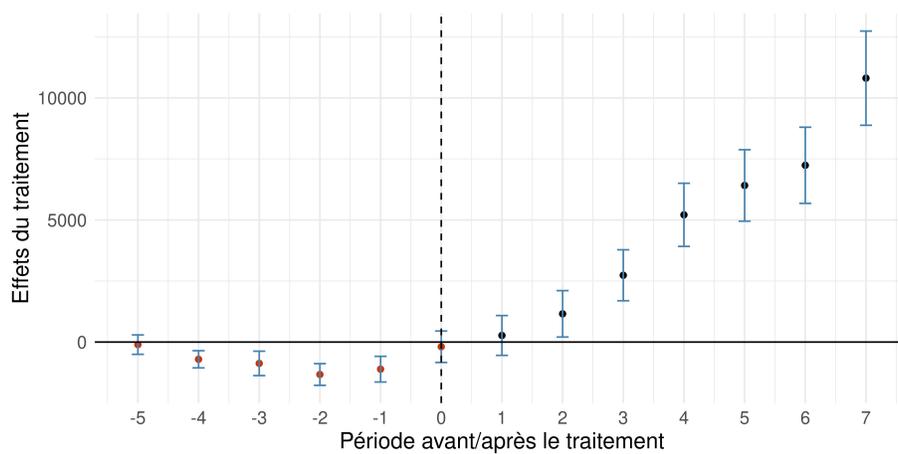


(a) Femmes

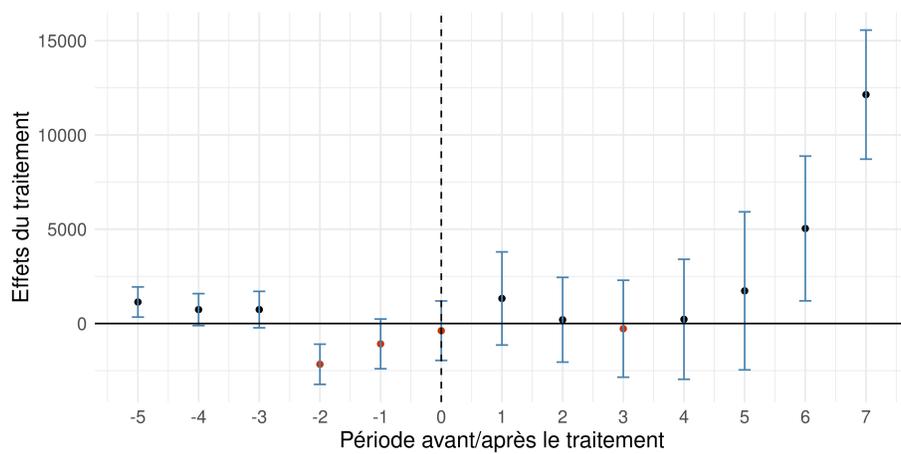


(b) Hommes

Figure 12 – Effets du CIPC sur le revenu de travail, selon le sexe
(Estimateur TWFE-DID2S)



(a) Femmes



(b) Hommes

6 Conclusion

Nous estimons l'effet du Crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (CIPC) sur l'offre de travail et les revenus en utilisant plusieurs méthodes de doubles différences. Nos résultats sont robustes à la spécification du modèle, au choix du groupe témoin et aux hypothèses des modèles.

Tout comme [Carter and Breunig \(2019\)](#), nous trouvons qu'un faible crédit d'impôt ciblant les travailleurs âgés tel le CIPC est peu susceptible d'avoir un effet notable sur l'offre de travail. Dans un contexte de vieillissement de la population, des programmes de crédit d'impôt pour le prolongement de carrière peuvent s'avérer être pertinents et socialement rentables. Ainsi, nos résultats suggèrent que la bonification du programme qui a débuté en 2017-2018 a eu des effets notables sur l'emploi et les revenus, en particulier pour les femmes. La question de l'efficacité du crédit devrait néanmoins être abordée au-delà de son efficacité avérée.

Références

- Achou, Bertrand, Yann Décarie, Luc Godbout, Pierre-Carl Michaud, Julien Navaux, and Suzie St-Cerny (2021) ‘Mitiger les impacts économiques du vieillissement sur la croissance et les recettes publiques : la piste du redosage fiscal.’ *Cahier de recherche 2021s-04, CIRANO*
- Baker, Andrew C, David F Larcker, and Charles CY Wang (2022) ‘How much should we trust staggered difference-in-differences estimates?’ *Journal of Financial Economics* 144(2), 370–395
- Baker, Michael (2002) ‘The retirement behavior of married couples.’ *Journal of Human Resources*
- Baker, Michael, and Dwayne Benjamin (1999) ‘How do retirement tests affect the labour supply of older men?’ *Journal of Public Economics* 71(1), 27–51
- Baker, Michael, Jonathan Gruber, and Kevin Milligan (2003) ‘The retirement incentive effects of canada’s income security programs.’ *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économie* 36(2), 261–290
- Baldwin, Richard, and Coen Teulings (2014) ‘Secular stagnation : Facts, causes and cures.’ *London : Centre for Economic Policy Research-CEPR*
- Berkman, Lisa F., and Beth C. Truesdale (2023) ‘Working longer and population aging in the u.s. : Why delayed retirement isn’t a practical solution for many.’ *The Journal of the Economics of Ageing* 24, 100438
- Borusyak, Kirill, Xavier Jaravel, and Jann Spiess (2021) ‘Revisiting event study designs : Robust and efficient estimation.’ *Disponible à arXiv :2108.12419*
- Browne, Peter, Ewan Carr, Maria Fleischmann, Baowen Xue, and Stephen A Stansfeld (2019) ‘The relationship between workplace psychosocial environment and retirement intentions and actual retirement : A systematic review.’ *European journal of ageing* 16(1), 73–82
- Burtless, Gary (2013) ‘The impact of population aging and delayed retirement on workforce productivity.’ *Available at SSRN 2275023*
- Butts, Kyle, and John Gardner (2022) ‘DID2S : Two-stage difference-in-differences.’ *The R Journal* 14, 162–173. <https://doi.org/10.32614/RJ-2022-048>
- Callaway, Brantly, and Pedro HC Sant’Anna (2021) ‘Difference-in-differences with multiple time periods.’ *Journal of Econometrics* 225(2), 200–230
- Card, David, and Alan B. Krueger (1994) ‘Minimum wages and employment : A case study of the fast-food industry in new jersey and pennsylvania.’ *The American Economic Review* 84(4), 772–793
- Carter, Andrew, and Robert Breunig (2019) ‘Do earned income tax credits for older workers prolong labour market participation and boost earned income? Evidence from Australia’s mature age worker tax offset.’ *Economic Record* 95(309), 200–226

-
- Chen, Xuyang, Maxime Fougere, and Bruno Rainville (2012) ‘Financial factors and labour market transitions of older workers in Canada.’ *International Journal of Population Research*
- Clavet, Nicholas-James, Pierre-Karl Michaud, and Julien Navaux (2021) ‘Vieillesse et finances publiques.’ Note d’analyse 2021-01, Chaire de recherche sur les enjeux économiques intergénérationnels
- Cloutier, Luc, and Jean-François Dorion (2010) ‘Les intentions des travailleurs âgés de 50 ans et plus quant à leur retraite : une comparaison Québec-Ontario.’ *Flash-info*, vol. 11, no. 3, septembre, pages 1-7, Institut de la statistique du Québec
- Cousineau, Jean-Michel, and Pierre Tircher (2021) ‘Une évaluation de l’effet du crédit d’impôt pour prolongation de carrière sur l’emploi et le taux d’activité des travailleurs de 60 ans et plus au Québec.’ *Canadian Public Policy* 47(4), 523–536
- Datta Gupta, Nabanita, and Mona Larsen (2007) ‘Health shocks and retirement : The role of welfare state institutions.’ *European Journal of Ageing* 4(3), 183–190
- de Chaisemartin, Clément, and Xavier d’Haultfoeuille (2020) ‘Two-way fixed effects estimators with heterogeneous treatment effects.’ *American Economic Review* 110(9), 2964–96
- Dorion, Jean-François (2011) ‘Bref regard sur les nouveaux retraités au Québec et ailleurs au Canada : Résultats cumulés pour 2008 et 2009.’ Capsule, janvier, pages 1-3, Institut de la statistique du Québec
- Dwyer, Debra Sabatini, and Olivia S Mitchell (1999) ‘Health problems as determinants of retirement : Are self-rated measures endogenous?’ *Journal of health economics* 18(2), 173–193
- Eggertsson, Gauti B, Manuel Lancastre, and Lawrence H Summers (2019) ‘Aging, output per capita, and secular stagnation.’ *American Economic Review : Insights* 1(3), 325–42
- Emploi et Développement social Canada (2018) ‘Promouvoir la participation des Canadiens âgés au marché du travail.’ ([Consulté le 01-03-2023](#))
- Engelhardt, Gary V, and Anil Kumar (2014) ‘Taxes and the labor supply of older Americans : Recent evidence from the social security earnings test.’ *National Tax Journal* 67(2), 443–458
- Feyrer, James (2008) ‘Aggregate evidence on the link between age structure and productivity.’ *Population and Development Review* 34, 78–99
- Fortin, Bernard, and Guy Lacroix (2002) ‘Assessing the impact of tax and transfer policies on labour supply : A survey.’ *Cahier de recherche 2002RP-10, CIRANO*
- Gardner, John (2022) ‘Two-stage differences in differences.’ [Disponible à arXiv :2207.05943v1](#)
- Goodman-Bacon, Andrew (2021) ‘Difference-in-differences with variation in treatment timing.’ *Journal of Econometrics* 225(2), 254–277
- Gruber, Jonathan, David A Wise et al. (1999) *Social security and retirement around the world* (University of Chicago Press Chicago)

-
- Hotz, V Joseph (2003) ‘The earned income tax credit.’ In ‘Means-tested transfer programs in the United States’ (University of Chicago press) pp. 141–198
- Hurd, Michael D, and Kathleen McGarry (2002) ‘The predictive validity of subjective probabilities of survival.’ *The Economic Journal* 112(482), 966–985
- Keane, Michael P (2011) ‘Labor supply and taxes : A survey.’ *Journal of Economic Literature* 49(4), 961–1075
- Lacroix, Guy (2019) ‘Social policy and income mobility : An interprovincial perspective.’ *Canadian Public Policy* 45(2), 105–128
- Laun, Lisa (2017) ‘The effect of age-targeted tax credits on labor force participation of older workers.’ *Journal of Public Economics* 152, 102–118
- Lecomte, Daphné (2021) ‘Tester l’effet du crédit d’impôt pour le prolongement de carrière sur le taux d’activité des travailleurs de 55 ans et plus.’ Master’s thesis, Université de Montréal
- Lu, Wen-fong, Wei Li, and Earl Bailey (2005) ‘The effects of population ageing on the personal income tax revenue in Canada : A simulation approach.’ [Lien vers l’article](#)
- Lumsdaine, Robin L, and Olivia S Mitchell (1999) ‘New developments in the economic analysis of retirement.’ *Handbook of labor economics* 3, 3261–3307
- Maestas, Nicole, Kathleen J Mullen, and David Powell (2016) ‘The effect of population aging on economic growth, the labor force and productivity.’ Technical Report, National Bureau of Economic Research
- McKenzie, David (2022) ‘A new synthesis and key lessons from the recent difference-in-differences literature.’ [World Bank Blogs](#)
- Meghir, Costas, and David Phillips (2010) ‘Labour supply and taxes.’ *Dimensions of tax design : The Mirrlees review* pp. 202–74
- Michaud, Pierre-Carl, and Frederic Vermeulen (2011) ‘A collective labor supply model with complementarities in leisure : Identification and estimation by means of panel data.’ *Labour Economics* 18(2), 159–167
- Miller, Douglas L. (2023) ‘An introductory guide to event study models.’ *Journal of Economic Perspectives* 37(2), 203–30
- Ministère des Finances (2022) ‘Crédit d’impôt pour la prolongation de carrière.’ [Lien vers le texte](#)
- National Research Council (2012) *Aging and the macroeconomy : Long-term implications of an older population* (Washington, DC : The National Academies Press)
- Nichols, Austin, and Jesse Rothstein (2015) ‘The earned income tax credit (EITC).’ Technical Report, National Bureau of Economic Research

-
- OCDE (2016) *Panorama des pensions 2015 : Les indicateurs de l'OCDE et du G20* (Paris : OECD Publishing)
- (2020) *Panorama des pensions 2019 : Les indicateurs de l'OCDE et du G20* (Paris : OECD Publishing)
- Ondrich, Jan, and Alexander Falevich (2016) ‘The great recession, housing wealth, and the retirement decisions of older workers.’ *Public Finance Review* 44(1), 109–131
- Poehl, Jennifer, and Bruce Cunningham (2011) ‘Labour market engagement of mature-age workers.’ *Australian Journal of Labour Economics* 14(3), 237–264
- Roth, Jonathan, Pedro HC Sant’Anna, Alyssa Bilinski, and John Poe (2022) ‘What’s trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature.’ *arXiv preprint arXiv :2201.01194*
- Saez, Emmanuel, Joel Slemrod, and Seth H Giertz (2012) ‘The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates : A critical review.’ *Journal of economic literature* 50(1), 3–50
- Schirle, Tammy (2008) ‘Why have the labor force participation rates of older men increased since the mid-1990s?’ *Journal of labor economics* 26(4), 549–594
- St-Maurice, Yves, Lub Godbout, and Suzie St-Cerny (2021) ‘La soutenabilité budgétaire à long terme du québec, édition 2021.’ *Cahier de recherche 2021-07, Chaire de recherche en fiscalité et finances publiques*
- Sun, Liyang, and Sarah Abraham (2021) ‘Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects.’ *Journal of Econometrics* 225(2), 175–199
- Venti, Steven, and David A Wise (2015) ‘The long reach of education : Early retirement.’ *The Journal of the Economics of Ageing* 6, 133–148