



Chaire en
fiscalité et en
finances publiques

UNE ÉVALUATION DE L'EFFET DU CRÉDIT D'IMPÔT POUR LA PROLONGATION DE CARRIÈRE

Cahier de recherche 2021/06

JEAN-MICHEL COUSINEAU
PIERRE TIRCHER

AVRIL 2021



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

REMERCIEMENTS

La Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques de l'Université de Sherbrooke tient à remercier de son appui renouvelé le ministère des Finances du Québec et désire lui exprimer sa reconnaissance pour le financement dont elle bénéficie afin de poursuivre ses activités de recherche.

MISSION DE LA CHAIRE DE RECHERCHE EN FISCALITÉ ET EN FINANCES PUBLIQUES

La Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques (CFFP) a été mise sur pied le 15 avril 2003. Sa mission est à la fois de développer la recherche multidisciplinaire et de diffuser des connaissances sur les enjeux socio-économiques relatifs à la politique fiscale et aux finances publiques.

Pour plus de détails sur la CFFP, visitez son site Internet à l'adresse :

<http://cftp.recherche.usherbrooke.ca>.

Jean-Michel Cousineau est professeur titulaire à l'École de relations industrielles à l'Université de Montréal.

Pierre Tircher est étudiant au doctorat, en rédaction de thèse, à l'École de relations industrielles à l'Université de Montréal.

Les auteurs collaborent aux travaux de la Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques, qu'ils remercient pour l'appui financier qui a rendu possible la réalisation de cette étude. Ils remercient Luc Godbout, Suzie St-Cerny, Julie S. Gosselin et François Vaillancourt pour leurs commentaires très appréciés.

Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques

École de gestion, Université de Sherbrooke

2500, boulevard de l'Université

Sherbrooke (Québec) J1K 2R1

cftp.eg@USherbrooke.ca

Pour citer ce texte : Jean-Michel COUSINEAU et Pierre TIRCHER. *Une évaluation de l'effet du crédit d'impôt pour la prolongation de carrière*. Cahier de recherche 2021/06, Université de Sherbrooke, Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques, 2021.

RÉSUMÉ

En 2012, le gouvernement du Québec, à l'instar de la Suède et de l'Australie qui l'avaient précédé, mettait en place le *Crédit d'impôt pour le prolongement de carrière* (CIPC) avec pour objectif d'inciter les travailleurs âgés à demeurer ou à revenir sur le marché du travail.

Cet article évalue l'effet de ce crédit d'impôt sur le taux d'activité et l'emploi des travailleurs âgés par la méthode des différences dans les différences, en s'appuyant notamment sur les microdonnées à grande diffusion de l'*Enquête sur la population active* de Statistique Canada et en prenant l'Ontario comme groupe de référence.

Nos résultats d'analyse indiquent que cette politique a comblé un peu plus du cinquième de l'écart du taux d'activité entre le Québec et l'Ontario. Concrètement, cette politique aurait permis de maintenir ou de créer environ 27 000 emplois en moyenne par année sur la période 2012-2019 chez les 60 ans et plus par rapport à la période précédant l'implantation de la mesure, démontrant ainsi les avantages d'un programme mieux ciblé en termes de classes d'âge et de revenus. Par ailleurs, la politique apparaît davantage efficace dans la deuxième moitié de la période d'implantation soit de 2016 à 2019 comparativement à la première période, de 2012 à 2015.

TABLE DES MATIÈRES

Mise en contexte.....	1
1. Le programme.....	2
2. La théorie.....	4
3. La méthodologie.....	6
3.1 La comparaison de l'évolution des taux d'activité.....	7
3.2 Le modèle parcimonieux.....	8
3.3 Le modèle élargi.....	11
4. L'effet sur l'emploi.....	13
5. La comparaison avec les autres études.....	15
Bibliographie.....	18
Annexes sur les statistiques descriptives se rapportant aux équations estimées.....	20

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Historique de la mise en place du CIPC.....	2
Tableau 2. Dépenses fiscales par année, CIPC, 2012-2019, en millions de dollars.....	3
Tableau 3. Exemple d'application de la méthode des différences des différences pour le groupe des 65 à 69 ans. Québec vs Ontario, 2011-2019.....	7
Tableau 4. Résultat de régression (coefficient probit) - Méthode des différences dans les différences.....	9
Tableau 5. Effet estimé du CIPC sur les taux d'activité québécois par sous-groupe d'âge-sexe, en points de pourcentage.....	10
Tableau 6. Résultats de régressions probit appliquées au taux d'activité, modèle élargi, sous-groupes d'âge et de sexe.....	11
Tableau 7. Comparaison des résultats d'estimation : modèle parcimonieux et modèle élargi, coefficient probit de la variable de CIPC en rapport avec le taux d'activité.....	12
Tableau 8. Effet du CIPC sur l'emploi au Québec.....	13
Tableau 9. Comparaison des modalités du CIPC québécois, du MAWTO australien et de l'EITC suédois, en dollars canadiens.....	15

LISTE DES GRAPHIQUES

Graphique 1. CIPC selon son âge et son revenu de travail admissible, année d'imposition 2020.....	3
Graphique 2. Effets attendus du CIPC sur l'incitation au travail.....	4
Graphique 3. Représentation schématisée de la méthode des différences dans les différences.....	6

MISE EN CONTEXTE

Il y a dix ans, le Québec accusait un écart significatif vis-à-vis de l'Ontario et du reste du Canada en ce qui concerne la participation des travailleurs âgés au marché du travail. En effet, selon l'*Enquête sur la population active* de Statistique Canada, la proportion des personnes âgées entre 60 à 69 ans qui offraient leurs services sur le marché du travail au Québec en 2011 n'était que de 31,3 % contre 40,3 % pour l'Ontario. À titre illustratif, avoir eu le même taux qu'en Ontario aurait représenté environ 81 800 personnes supplémentaires dans la population active, qui auraient travaillé, renforcé la croissance économique, renfloué les coffres de l'État et atténué les pressions sur les finances publiques et les coûts du système de santé induits par le vieillissement de la population.

En vue de remédier à ce problème, le gouvernement du Québec a instauré le crédit d'impôt pour les travailleurs d'expérience, renommé en 2019 crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (CIPC) dont l'objectif explicite est d'inciter ces travailleurs à demeurer ou à retourner sur le marché du travail. Ce crédit d'impôt vise à éliminer l'impôt à payer sur une partie du revenu du travail des travailleurs expérimentés. Cette mesure, annoncée dans le Budget 2011-2012, a commencé modestement, puis a été bonifiée et étendue à des groupes d'âge de plus en plus bas. Les coûts du programme étaient de 46 millions de dollars la première année d'application et de plus de 330 millions de dollars en 2019 (Gouvernement du Québec, 2018 et 2020). Le coût cumulé de ce crédit atteint plus de 1,0 milliard de dollars de 2012 à 2019. Dix ans après sa mise en œuvre, la question qui se pose est donc de savoir si cette mesure a atteint ses objectifs.

Pour le savoir, l'analyse s'appuie sur la méthode des différences dans les différences en comparant l'évolution du taux d'activité du Québec avec celle de l'Ontario pour commencer, puis en appliquant aux données individuelles publiques de l'*Enquête sur la population active* des analyses de régression probit sur un modèle de base parcimonieux tout d'abord, puis sur un modèle élargi par la suite. Une dernière analyse de régression a permis d'estimer l'effet du CIPC sur l'emploi.

La première section rappelle les principaux paramètres de la politique en place. La deuxième section présente la théorie, la troisième la méthodologie, les données et les résultats d'estimation sur les taux d'activité des personnes de 60 ans et plus au Québec. Les résultats de nos estimations sur l'emploi sont présentés à la section suivante puis la cinquième compare nos résultats avec ceux de travaux portant sur des politiques similaires mises en place dans d'autres pays.

1. LE PROGRAMME

Le crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (ci-après CIPC) est apparu pour la première fois sur la scène québécoise en 2012. Il revêt plusieurs caractéristiques qui ont évolué dans le temps et qu'il convient de rappeler.

Premièrement, le CIPC est un crédit non remboursable. Cette mesure vise à réduire le montant d'impôt à payer d'un individu de telle sorte que si le contribuable n'a pas d'impôt à payer, il ne bénéficie aucunement de cette mesure.

Deuxièmement, le CIPC est accessible si le travailleur réalise des revenus de travail annuels excédant un seuil de 5 000 \$. Dès lors, le crédit s'applique à l'excédent des revenus de travail jusqu'à un excédent maximum. Lors de la mise en place du programme en 2012, le crédit s'appliquait sur un maximum de 3 000 \$ au taux de 15,04 %¹, ce qui donnait droit à un crédit d'impôt de 451 \$. En 2019, l'excédent maximum permis était de 10 000 \$ pour les 60-64 ans et de 11 000 \$ pour les 65 ans et plus, au taux de 15 %, ce qui donnait droit à une « prime salariale » maximale de 1 650 \$.

Tableau 1. Historique de la mise en place du CIPC

	Âge d'admissibilité	Plafond de revenus de travail admissible (\$) *	Montant maximal du crédit d'impôt (\$)	Seuil de réduction (sur revenu de travail) (\$) ** (Réduction au taux de 5 %)
2012	65 ans et plus	3 000	451	s.o.
2013	65 ans et plus	3 000	451	s.o.
2014	65 ans et plus	3 000	451	s.o.
2015	65 ans et plus	4 000	602	s.o.
2016	64 ans	4 000	602	33 505
	65 ans et plus	6 000	902	
2017	63 ans	4 000	600	33 755
	64 ans	6 000	900	
	65 ans et plus	8 000	1 200	
2018	61 ans	3 000	450	34 030
	62 ans	5 000	750	
	63 ans	7 000	1 050	
	64 ans	9 000	1 350	
	65 ans et plus	11 000	1 650	
2019	60 à 64 ans	10 000	1 500	34 610
	65 ans et plus	11 000	1 650	

Sources : Ministère des Finances (2020) Dépenses fiscales Édition 2019 et Revenu Québec.

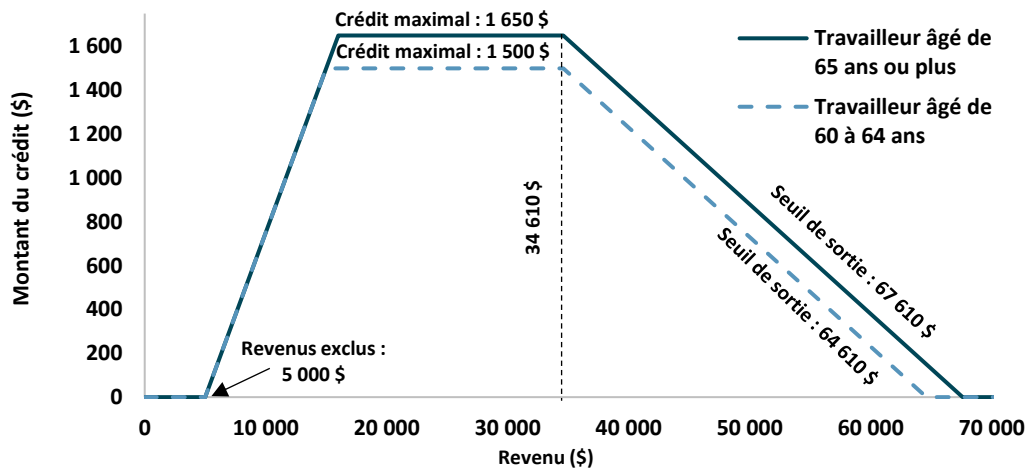
Notes : * Les premiers 5 000 \$ de revenus de travail sont exclus du calcul du crédit d'impôt.

** Pour les travailleurs nés avant le 1^{er} janvier 1951 (donc qui étaient âgés de 65 ans ou plus en 2015), le crédit d'impôt ne peut être inférieur à celui qui serait déterminé si le montant maximal de revenu de travail admissible était demeuré le même qu'en 2015 et si le crédit d'impôt n'était pas réductible en fonction du revenu de travail.

¹ Le crédit d'impôt visait à compenser l'impôt à payer au plus petit taux du barème d'imposition du Québec, qui était de 16 % en 2012. Il tenait également compte de la déduction déjà offerte pour les travailleurs (6 % du revenu de travail, avec un maximum qui est indexé chaque année). Ainsi, le taux du crédit était de 16 % - (16 %x0,06) = 15,04 %.

Troisièmement, une fois atteint le CIPC maximum, sa valeur se maintient sur une tranche de revenus additionnels jusqu'à un certain seuil à partir duquel le CIPC diminue. En 2019, pour les personnes de 65 ans et plus, le CIPC était de 15 % sur un excédent ne dépassant pas 11 000 \$, soit une somme de 1 650 \$ qui se maintenait de la sorte jusqu'à un revenu de 34 610 \$ au-delà duquel le crédit diminue au rythme de 5 % du revenu supplémentaire et disparaît complètement au-delà de 67 610 \$. Les mêmes principes se sont appliqués au groupe des 60 à 64 ans, mais leur inclusion au programme s'est faite progressivement avec des excédents maximums admissibles moins élevés. De cette façon, la mesure a été conçue de telle sorte que le gain de prolonger sa participation au marché de travail est légèrement plus important pour les 65 ans et plus que pour le groupe des 60 à 64 ans². Le graphique 1 illustre la valeur du CIPC selon l'âge et le revenu de travail admissible.

Graphique 1. CIPC selon son âge et son revenu de travail admissible, année d'imposition 2019



Enfin, le tableau 2 permet de constater l'évolution du coût du CIPC au gré de l'élargissement progressif de ses paramètres.

Tableau 2. Dépenses fiscales par année, CIPC, 2012-2019, en millions de dollars

2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	Moyenne
46	50,1	52,5	69,3	115	142,6	221,1	333,1	128,7

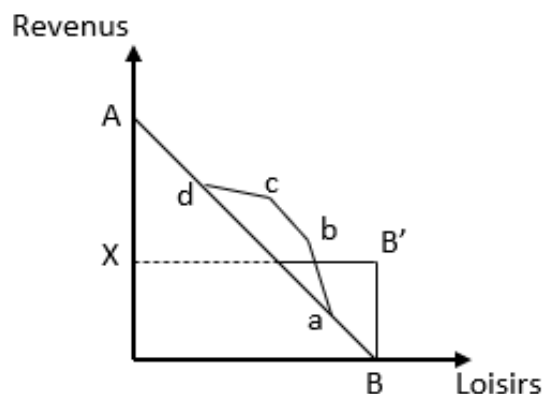
Sources : Gouvernement du Québec (2018 et 2020)

² Pour davantage d'informations sur cette mesure, visiter la page internet de la Chaire en fiscalité et finances publiques qui lui est consacrée : <https://cfp.recherche.usherbrooke.ca/outils-ressources/guide-mesures-fiscales/credit-impot-prolongation-carriere/>

2. LA THÉORIE

Sur le plan théorique, les effets attendus de cette structure d'incitation au travail peuvent s'étudier à l'aide du modèle revenus de travail-loisirs standard en économie du travail, tel qu'illustré au graphique 2.

Graphique 2. Effets attendus du CIPC sur l'incitation au travail



Les clefs de lecture de ce modèle sont les suivantes :

- 1) Les revenus figurent en ordonnée.
- 2) Les loisirs se situent en abscisse.
- 3) Plus on s'éloigne de l'ordonnée à l'origine plus le bien-être du travailleur est supposé élevé puisqu'il donne accès à plus de loisirs pour un même revenu, à plus de revenus pour une même quantité de loisirs ou à plus de loisirs et de revenus simultanément.
- 4) À partir de ses préférences vis-à-vis du travail, l'individu choisit n'importe quelle combinaison d'heures de travail et de loisirs qui respecte la contrainte budgétaire AB figurant au graphique 2. La combinaison choisie représente son optimum en termes d'offre de travail ou ce qu'il préfère avant toute chose.

En somme, la contrainte budgétaire AB représente les combinaisons de revenus et de loisirs accessibles aux individus pour un taux de salaire donné par unité de temps (heure ou semaine). Plus le loisir est faible, plus le revenu de travail est élevé, car la personne travaille un plus grand nombre d'heures. Il faut donc lire le graphique 2 de droite à gauche pour trouver que la réduction du loisir entraîne une hausse du revenu.

En présence de rentes ou d'un programme de pension privé ou public d'une valeur de « x » qui l'éloigne de sa contrainte budgétaire, l'individu préférera cesser de travailler s'il juge que le temps libre B associé à la retraite compense largement la perte de revenus associée au travail. Il choisira donc de prendre sa retraite.

Dans ces circonstances, le gouvernement peut vouloir mettre en place un crédit d'impôt visant à accroître l'incitatif financier à prolonger la participation au marché du travail.

La forme graphique que prend ce modèle adapté à la présence d'un crédit d'impôt comme le CIPC est celle d'un trapèze incliné qui repose sur la contrainte budgétaire AB de départ et qui reflète les règles édictées par le programme³.

Le trapèze incliné indique que le revenu total, une fois atteint le point « a », augmente au rythme du remboursement d'impôts jusqu'à « b » qui sature par la suite de « b » à « c », puis qui s'estompe au-delà de « c » jusqu'à disparaître complètement selon les paramètres édictés par le programme en « d ».

La présence même d'un trapèze qui déforme la contrainte budgétaire initiale a pour effet d'attirer les individus sur le marché du travail ou de les maintenir en emploi, parce qu'il y a des zones sur cette nouvelle contrainte budgétaire où des combinaisons de revenus de travail et de loisirs plus éloignées de l'origine donnent lieu à une augmentation du revenu pour une même quantité de travail ou à plus de loisirs pour un même revenu. En ces termes, on peut dire que la théorie prédit que l'implantation du CIPC a pour effet attendu d'augmenter le nombre de participants sur le marché du travail, c'est-à-dire d'augmenter le taux d'activité des groupes visés et, éventuellement, l'emploi s'il y a des emplois disponibles.

Il convient de noter ici que cet effet peut se répercuter différemment sur le temps travaillé. En effet, par exemple, il peut y avoir, notamment, un effet de tassement en « c » pour des individus qui travaillaient plus d'heures auparavant et qui peuvent maintenant choisir de travailler à temps partiel ou travailler moins d'heures ; comme ce peut être le cas des travailleurs à leur propre compte.

Finalement, en présence de rentes ou de pensions avec lesquelles il est possible de combiner un revenu de travail, le trapèze « abcd » s'appliquerait à une contrainte budgétaire parallèle à AB et dont l'origine se situerait en B'. Dans ce cas, l'incitation au travail devient encore plus forte, mais cela réduit, une fois de plus, l'incitation aux heures travaillées. À noter que depuis 2014, le Régime des rentes du Québec ne demande plus aux personnes âgées de 60 à 65 ans d'avoir cessé de travailler pour avoir droit à la rente de retraite (Gouvernement du Québec, 2011).

En somme, la théorie économique et les intentions du gouvernement sont claires quant à l'effet souhaité du CIPC sur les taux d'activité des travailleurs d'expérience, d'où l'intérêt de tester si ces effets se matérialisent sur le plan empirique.

³ Pour une présentation élaborée des aspects fiscaux de l'incitation au travail, voir : Robert-Angers et al. (2018).

3. LA MÉTHODOLOGIE

La méthodologie utilisée pour tester ces effets est celle des différences dans les différences. Cette méthodologie confronte l'expérience vécue par un groupe traitement (le Québec) avec un groupe similaire qui n'a pas connu le même traitement (l'Ontario). L'écart de comportement ou de résultats peut alors être attribué au traitement (la présence du CIPC au Québec).

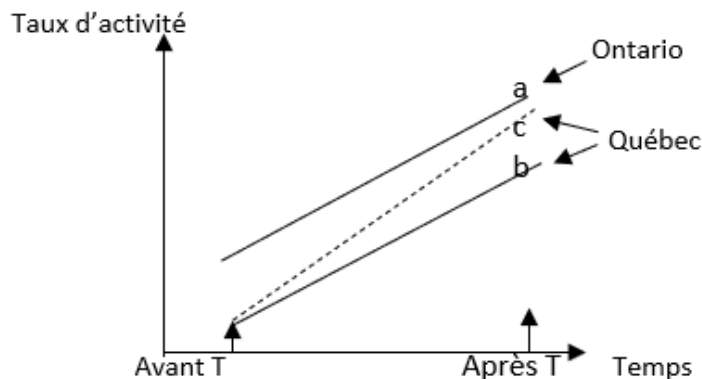
Pour illustrer cette méthodologie, le graphique 3 montre l'évolution du taux d'activité des personnes âgées entre le Québec et l'Ontario.

Dans le graphique 3, nous observons tout d'abord la courbe Québec au bas de la figure, et la courbe Ontario dans le haut de la figure. La distance entre ces deux courbes exprime le fait qu'au point de départ, avant le traitement, le taux d'activité était plus élevé en Ontario qu'au Québec. C'est le premier facteur qui intervient : la différence de niveau au point de départ (avant T).

Ensuite, s'il n'y avait pas eu traitement, on s'attend à ce que les taux d'activité pour chacune de ces régions évoluent parallèlement. Donc, l'inclinaison des deux courbes, sous l'influence de facteurs communs, est supposée identique. C'est le deuxième facteur qui intervient : l'évolution intertemporelle identique de l'évolution des taux d'activité.

Finalement, si, comme on s'y attend, la tangente qu'a prise le taux d'activité au Québec par rapport à celui de l'Ontario est différente (voir la ligne en pointillé) de ce qu'elle aurait été sans traitement (CIPC), la distance au point d'arrivée (après T) n'est plus « ab », mais elle serait maintenant plus petite. L'écart serait réduit à « ac » et l'effet estimé du CIPC sur le taux d'activité serait de « bc ». Finalement, T représente la période où le CIPC s'applique.

Graphique 3. Représentation schématisée de la méthode des différences dans les différences



Afin d'opérationnaliser cette méthode, nous proposons trois façons de faire qui, l'une après l'autre, se renforcent en précision, en rigueur et en efficacité.

La première façon consiste à comparer l'évolution de l'écart dans les taux d'activité des groupes visés entre les deux provinces, avant puis après le traitement apporté à l'une des deux provinces voisines, de taille semblable et de diversité industrielle comparable, ce qui est le cas de l'Ontario et du Québec.

La seconde façon consiste à effectuer une analyse de régression sur une variable dépendante qui s'appuie sur des données microéconomiques rapportant le statut d'activité sur le marché du travail des individus recensés par l'*Enquête sur la population active* pour le Québec et pour l'Ontario, en respectant de façon stricte, sous forme de modèle parcimonieux, les règles dictées par la méthode des différences dans les différences.

La troisième façon présente un modèle élargi incorporant deux variables additionnelles au modèle parcimonieux. Nous avons décidé d'ajouter une variable permettant de prendre en compte les changements macroéconomiques, soit le taux de chômage, et une variable individuelle, le niveau de scolarité, qui peuvent avoir évolué différemment pour l'une et l'autre province au cours de la période d'application du traitement. Cette dernière méthode permet ainsi de vérifier la robustesse des résultats estimés par l'intermédiaire de notre analyse des différences dans les différences.

3.1 La comparaison de l'évolution des taux d'activité

L'exercice de comparaison de l'évolution des taux d'activité s'appuie sur les données de l'*Enquête sur la population active* que mène Statistique Canada⁴ chaque mois auprès d'un vaste échantillon de ménages. L'analyse cible le groupe des 65 à 69 ans qui représente le groupe pour lequel le crédit d'impôt s'est appliqué sur la plus longue période et dont les montants établis étaient les plus généreux. Dans le Tableau 3, on observe qu'en 2011, soit avant l'adoption du CIPC, le taux d'activité des 65 à 69 ans était de 16,6 % au Québec contre 25,7 % en Ontario. L'écart était de 8,7 points. Il correspond à la distance initiale qui séparait le taux d'activité des 65 à 69 ans du Québec et de l'Ontario avant l'adoption par le Québec du CIPC.

Tableau 3. Exemple d'application de la méthode des différences des différences pour le groupe des 65 à 69 ans. Québec vs Ontario, 2011-2019.

Année	Québec	Ontario	Écart
2011	16,6	25,1	-8,5
2019	23,4	28,7	-5,3
Variation 2019-2011	6,8	3,6	3,2

Sources : Tableau 14-10-0327-01, Statistique Canada et estimations des auteurs.

En 2019, le taux d'activité a atteint 23,4 % au Québec et 28,7 % en Ontario, on peut considérer que n'eût été du CIPC, le taux d'activité au Québec aurait dû augmenter entre 2011 et 2019, comme en Ontario, de 3,6 points de pourcentage. Or, il a augmenté de 6,8 points de pourcentage soit de 3,2 points de pourcentage de plus, diminuant d'autant l'écart entre le Québec et l'Ontario. Cette hausse additionnelle du taux d'activité (différence dans les différences) peut être attribuée au CIPC, si toutes les hypothèses sont respectées. Mais, ce résultat ne peut constituer qu'une première approximation et ne permet pas de vérifier scientifiquement si les différences observées sont significatives sur le plan statistique, d'où l'intérêt de poursuivre l'analyse en procédant à une analyse de régression multivariée de type « probit ».

⁴ Statistique Canada. Tableau 14-10-0327-01 Caractéristiques de la population active selon le sexe et le groupe d'âge détaillé, données annuelles

3.2 Le modèle parcimonieux

La façon d'articuler un modèle probit consiste à considérer que le statut d'activité des individus du groupe étudié, exprimé sous forme de variable dichotomique, constitue la variable dépendante et que cette variable peut tout d'abord être reliée à un terme constant dont le coefficient de régression fournit les assises de l'ancrage de la Courbe Ontario avec l'ordonnée à l'origine. En second lieu, la variable dépendante sera aussi reliée à une variable dichotomique Québec qui indiquera de combien se distingue le Québec de l'Ontario. Le signe du coefficient attendu ici est négatif puisque nous avons observé un taux d'activité systématiquement plus bas au Québec par rapport à celui de l'Ontario. En troisième lieu, la même variable dépendante sera reliée à une nouvelle dichotomique qui représentera le passage du temps. Finalement, une dernière variable dichotomique croisée entre les deux dernières variables (dichotomique temps x dichotomique Québec) représentera l'effet CIPC indépendant du facteur province et du facteur temps.

Mathématiquement, cela donne :

$$(1) DA_i = \text{Constante} + \alpha DQc + \beta DTemps + \gamma DCIPC$$

où DA_i est une variable dichotomique dont la valeur est égale à 1 si l'individu observé est en emploi ou en chômage, 0 autrement.

Constante est un terme constant égal à 1 tout au long de l'échantillon, c'est-à-dire pour toutes et chacune des observations ;

DQc prend la valeur 1 lorsque l'observation appartient au Québec, 0 lorsqu'elle fait partie de l'Ontario ;

$DTemps$ représente la variable prenant en compte le passage du temps. Pour le groupe des 65-69 ans, elle prendra la valeur 1 à partir de 2012 et 0 avant alors que pour les 60-64 ans, elle prend la valeur de 1 à partir de 2016 et 0 avant.

$DCIPC$ est la variable croisée qui représente les observations correspondant au groupe traitement, le Québec, pendant la période où il suit le traitement, soit 2012-2019 dans le cas des 65-69 ans et 2016-2019 pour les 60-64 ans⁵.

Les coefficients α , β , γ sont estimés par l'estimateur probit.

Parce que la distinction par sexe est d'usage et parce que la réponse peut aussi différer selon le groupe d'âge, trois régressions par groupe d'âge ont été effectuées et la distinction est aussi faite selon qu'il s'agit du groupe des femmes ou de celui des hommes. Les Tableaux A-1 et A-2 figurant en Annexe rapportent le nombre d'observations et donnent l'information sur la moyenne des valeurs des variables dépendantes et indépendantes de ce modèle ainsi que du modèle élargi dont nous parlerons un peu plus tard.

Les attentes de signes et l'interprétation des coefficients sont les suivantes : aucun signe particulier n'est attendu pour le terme constant, un signe négatif est attendu sur le coefficient α de la variable DQc parce que le Québec affiche un taux d'activité structurellement inférieur à celui de l'Ontario, un coefficient β positif est attendu sur la variable $DTemps$ parce qu'on observe généralement une tendance à la hausse des taux d'activité aussi bien pour le Québec que pour l'Ontario. Ceci en raison

⁵ Pour ne pas multiplier le nombre de variables dichotomiques, l'estimation de l'effet du CIPC a été regroupée pour les 60 à 64 ans même si, pour ce groupe d'âge, l'entrée s'est faite progressivement dans le programme.

principalement des facteurs liés à la santé et à l'allongement de l'espérance de vie, à la nature des emplois détenus, au niveau de scolarité de la main-d'œuvre (Bélanger et al., 2016 ; Milligan & Schirle, 2018) et aussi, possiblement, à la bonne conjoncture économique.

Finalement, on s'attend à ce que le coefficient γ de la variable *DCIPC* soit de signe positif et significatif pour chacun des trois groupes d'âge retenus. La valeur de ces coefficients peut toutefois différer selon chacun de ces groupes. Par exemple, en raison de capacités de travail réduites avec l'âge, on peut s'attendre à ce que le coefficient probit de la variable *DCIPC* soit plus élevé pour les plus jeunes que pour les plus vieux.

Les résultats d'estimation de l'équation (1) sont présentés au Tableau 4 pour les trois sous-groupes d'âge pris en considération, soit les 60 à 64 ans, les 65 à 69 ans et les 70 ans et plus. La distinction par sexe fera l'objet de notre attention un peu plus tard.

Tableau 4. Résultat de régression (coefficient probit) – Méthode des différences dans les différences*

	70 ans et plus	65-69 ans	60-64 ans
Constante	-1 599	-0,742	-0,021
DQc	-0,224	-0,307	-0,242
D Temps	0,157	0,097	0,900
D CIPC	0,029	0,054	0,099

*Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5 %

Le tableau 4 permet d'observer que les termes constants sont généralement négatifs, ce qui ne signifie pas que le taux d'activité de base est lui-même négatif puisque ce coefficient se situe sur l'abscisse d'une courbe normale centrée sur 0 et dont l'écart-type est de 1. Ce coefficient négatif signifie tout simplement que la probabilité de participer au marché du travail correspond à la partie gauche de la distribution normale à laquelle correspondent des valeurs positives.

En ce qui a trait au coefficient α de la variable *DQc*, il est, comme attendu, négatif et indique que le taux d'activité des travailleurs des trois groupes d'âge était au point de départ inférieur à celui de l'Ontario. Le coefficient β de la variable dichotomique *D Temps* est positif comme attendu également et indique que le taux d'activité a augmenté tendanciellement pour les deux provinces. Toutes ces variables sont significatives au seuil de 5 % (test de Wald).

Finalement, le coefficient de la variable de programme (*DCIPC*) γ a aussi le signe attendu et est significatif au seuil de 5 % pour tous et chacun des groupes d'âge retenus. Ce faisant, le CIPC a exercé un effet positif et significatif sur le taux d'activité des trois groupes d'âge. L'effet apparaît plus élevé pour la catégorie de plus bas âge (60 à 64 ans) que pour les catégories d'âge plus élevées. Les coefficients estimés sont respectivement de 0,029 pour le groupe des 70 ans et plus, de 0,054 pour les 65-69 ans et de 0,099 pour les 60 à 64 ans. L'interprétation de ces coefficients en termes d'impact sur les taux d'activité nécessite toutefois une transformation mathématique.

Transformation mathématique des coefficients

La méthode probit contraint les valeurs des variables dépendantes à se situer entre 0 et 1. Elle recentre par la suite ces valeurs sur une distribution normale, $N(0,1)$. De cette manière, il convient de prendre les valeurs z qui figurent en tant que coefficient et de trouver leur valeur correspondante sur la fonction de distribution normale à partir de la Table de distribution appropriée. Dans ce contexte, la probabilité de participer au marché du travail à l'échelle microéconomique, ou le taux d'activité à l'échelle macroéconomique, dépend de z où cette variable est la valeur des coefficients additionnés les uns aux autres ; sans la variable DCIPC tout d'abord, puis en incluant la valeur de la variable DCIPC par la suite. Ce faisant, l'écart entre ces deux résultats donne l'effet estimé du CIPC sur le taux d'activité. Le Tableau 5 révèle cette estimation pour les différents groupes d'âge et selon le sexe. L'indication NS signifie que le coefficient de régression n'était pas significativement différent de zéro pour le groupe des femmes de 70 ans et plus.

Tableau 5. Effet estimé du CIPC sur les taux d'activité québécois par sous-groupe d'âge-sexe, en points de pourcentage

		Hausse totale	Hausse découlant du CIPC
Femmes	60-64 ans	8,2	3,0
	65-69 ans	7,7	1,5
	70 ans et plus	1,6	0,1 ^{NS}
Hommes	60-64 ans	8,3	4,8
	65-69 ans	6,0	1,2
	70 ans et plus	1,0	0,3
Total	60-64 ans	9,3	3,9
	65-69 ans	6,9	1,3
	70 ans et plus	1,5	0,4

Sources : Statistique Canada, Tableau 14-10-0327-01 et estimations des auteurs

On y observe tout d'abord un effet estimé du CIPC sur le taux d'activité des 65 à 69 ans de 1,3 point de pourcentage. Ce résultat et tous les autres correspondent à un effet moyen sur l'ensemble de la période 2011-2019 par comparaison à la période précédente (2008 et 2011). De plus, ils nous fournissent de l'information sur les écarts-types, ce que ne permettait pas la simple comparaison d'une année par rapport à l'autre (2019 vs 2011) des variations ou des écarts de taux d'activité entre les provinces figurant au Tableau 3. Cet ensemble de résultats permet donc de conclure à un effet non négligeable statistiquement significatif du CIPC, sauf pour les femmes de 70 ans et plus.

Toutefois, une des limites de cette approche est que l'on suppose que la tendance est exactement la même pour chacune des provinces. Or, dans la mesure où 1) l'expansion économique a été plus forte au Québec, 2) la scolarité a pu évoluer de façon différente d'une province à l'autre au cours des années 2012-2019 et que 3) chacun de ces facteurs peut être vu comme ayant un effet sur le taux d'activité des divers groupes d'âge, il se peut que cette hypothèse ne soit pas respectée. Il est alors d'intérêt de réestimer les résultats dans le cadre d'un modèle élargi en prenant en compte explicitement et indépendamment l'effet de chacune de ces variables sur le taux d'activité des groupes retenus.

3.3 Le modèle élargi

L'analyse de régression multivariée permet de prendre en compte l'un et l'autre de ces deux facteurs en introduisant explicitement le taux de chômage de chaque province dans l'équation (1) puis par l'utilisation de variables dichotomiques, le niveau de scolarité correspondant à chaque observation pour les catégories : secondaire complété, postsecondaire (collégial) partiel ou complété, baccalauréat universitaire et les diplômés universitaires des cycles supérieurs. C'est ce que nous appelons le modèle élargi.

Ce modèle change très peu de choses par rapport au modèle parcimonieux. Dans le modèle élargi, tel qu'on peut l'observer au Tableau 6, on constate que la variable de taux de chômage exerce un effet négatif et significatif comme attendu sur le taux d'activité des divers groupes de travailleurs âgés : une conjoncture économique favorable attire la main-d'œuvre et offre des emplois à ceux et celles qui en cherchent et le taux d'activité augmente lorsque le taux de chômage diminue. À l'inverse, si le taux de chômage augmente, cela incite au retrait du marché du travail de façon temporaire, voire définitive lorsque l'on parle de travailleurs âgés.

Par ailleurs, on note aussi que, comme attendu et généralement observé dans la littérature, les taux d'activité augmentent avec le niveau de scolarité (Bélanger et al., 2016). À l'exception des femmes ayant acquis un diplôme de baccalauréat universitaire pour lesquelles le taux d'activité est plus élevé pour les études collégiales, les coefficients probit sont tous plus élevés au fur et à mesure que l'on gravit les échelons de la scolarité.

Tableau 6. Résultats de régressions probit appliquées au taux d'activité, modèle élargi, sous-groupes d'âge et de sexe*

	60-64 ans			65-69 ans			70 ans et plus		
	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes	Total	Hommes	Femmes
Constante	0,004 ^{NS}	0,286	-0,278	-0,763	-0,586	-0,958	-1 671	-1 481	-1 844
DQC	-0,191	-0,183	-0,213	-0,278	-0,255	-0,325	-0,178	-0,166	-0,211
DTemps	0,035	0,004 ^{NS}	0,060	0,038	0,039	0,046	0,092	0,098	0,081
DCIPC	0,070	0,112	0,033	0,056	0,044	0,069	0,029	0,027	0,033 ^{NS}
Chômage	-0,028	-0,035	-0,021	-0,024	-0,018	-0,031	-0,022	-0,013	-0,037
Cycles supérieurs	0,533	0,417	0,617	0,619	0,513	0,647	0,837	0,657	0,911
Baccalauréat	0,225	0,161	0,305	0,325	0,274	0,371	0,509	0,416	0,567
Collège	0,253	0,160	0,358	0,282	0,184	0,387	0,364	0,267	0,463
Secondaire	0,181	0,126	0,279	0,192	0,173	0,258	0,249	0,222	0,337

*Tous les coefficients sont significatifs au seuil de 5 %, sauf lorsqu'il est indiqué autrement (NS)

Le tableau 7 compare les coefficients probit obtenus dans le modèle élargi et dans le modèle parcimonieux. Il montre clairement qu'il y a très peu de différences entre ces deux ensembles de coefficients et que les biais s'il en est, sont légers⁶.

Tableau 7. Comparaison des résultats d'estimation : modèle parcimonieux et modèle élargi, coefficient probit de la variable de CIPC en rapport avec le taux d'activité

Groupes et sous-groupes	Modèle parcimonieux	Modèle élargi
	Total	
60-64 ans	0,071	0,070
65-69 ans	0,054	0,056
70 ans et plus	0,029	0,029
	Hommes	
60-64 ans	0,112	0,112
65-69 ans	0,040	0,044
70 ans et plus	0,027	0,027
	Femmes	
60-64 ans	0,039	0,033
65-69 ans	0,072	0,069
70 ans et plus	0,032 ^{NS}	0,033 ^{NS}

Source : Calculs des auteurs

⁶ Après transformation des coefficients probit, il est apparu que les différences dans les effets estimés du CIPC ne pouvaient dépasser le troisième chiffre après le point.

4. L'EFFET SUR L'EMPLOI

Avant de terminer notre analyse des effets du CIPC, il apparaissait intéressant de produire une estimation de son effet sur l'emploi. Pour ce faire, l'analyse reprend le modèle parcimonieux plus spécifique à la méthode des différences dans les différences, d'autant qu'il ne nécessite pas de reformuler le modèle initial pour une variable dépendante différente, pas plus qu'il ne nécessite de faire appel à un cadre théorique distinct. Ainsi, dans ce cas, le statut d'emploi comme variable dépendante est utilisé, qui prend la valeur 1 lorsque la personne occupe un emploi, et 0 si ce n'est pas le cas. Les résultats de cette estimation sont présentés avec les coefficients probit de la variable CIPC d'un côté et leurs effets estimés sur l'emploi (nombre d'emplois maintenus ou créés) de l'autre.

Comme c'était le cas auparavant, les estimations effectuées de l'effet du CIPC sur le nombre d'emplois par les coefficients probit sont positives et significatives au seuil de 5 % sur le plan statistique pour l'ensemble des groupes considérés sauf pour les 70 ans et plus. Pour des raisons de qualité d'échantillonnage, la catégorie des 70 ans et plus a été rassemblée en un seul groupe.

Tableau 8. Effet du CIPC sur l'emploi au Québec

	Coefficient Probit DCIPC	Nombre d'emplois maintenus ou créés
Hommes		
60-64 ans	0,094*	9 898
65-69 ans	0,035*	2 073
<i>Sous-total</i>		<i>11 971</i>
Femmes		
60-64 ans	0,080*	8 268
65-69 ans	0,071*	3 336
<i>Sous-total</i>		<i>11 604</i>
Hommes et Femmes		
70 ans et plus	0,029*	3 788
Total		27 363

*Significatif au seuil de 5 %

Le tableau 8 indique que l'implantation d'un CIPC au Québec à partir de 2012 a contribué à augmenter le nombre d'emplois en moyenne par année sur la période 2012-2019 comparativement à l'emploi annuel moyen sur la période 2008-2011. Globalement, le CIPC aurait permis de créer ou maintenir plus de 25 000 emplois sur la période 2012-2019. On observe une hausse plus élevée chez les 60-64 ans, en particulier chez les hommes, que chez les autres catégories d'âge, alors que l'augmentation de l'emploi des femmes de 65-69 ans est plus importante que celle des hommes du même groupe d'âge.

Finalement, parce que la mesure a commencé à être bonifiée à partir de 2015, ce qui a fait passer son coût d'une moyenne de 50 millions de dollars par année à un coût qui s'est mis à croître progressivement à partir de 2016, nous avons procédé à une estimation supplémentaire en subdivisant la période 2012-2019 en deux sous-périodes, soit 2012-2015 et 2016-2019. Cette estimation a engendré des résultats positifs, mais faibles, au cours de la première sous-période et un

effet plus important, positif et significatif pour la deuxième sous-période⁷. La générosité accrue à partir de 2016 semble confirmer une plus grande efficacité en regard de l'objectif.

⁷ Résultats disponibles sur demande.

5. LA COMPARAISON AVEC LES AUTRES ÉTUDES

La question de l'effet des politiques publiques sur l'offre de travail des travailleurs âgés a été régulièrement abordée dans la littérature scientifique, généralement par l'intermédiaire des régimes de retraite (Baker, 2002 ; Baker et al., 2003). La question du lien entre la fiscalité et les réponses comportementales qu'elle génère a également fait l'objet de plusieurs études (Saez et al., 2012) dont certaines, spécifiquement sur l'offre de travail en contexte nord-américain (Eissa & Liebman, 1996 ; Hotz & Scholz, 2006 ; Lévy-Garboua et al., 2005). À cet égard, il semble admis que les incitatifs fiscaux génèrent une réponse significative et positive sur l'activité des individus visés par les mesures, bien qu'il ne semble pas exister de consensus à l'égard des marges intensives (Engelhardt & Kumar, 2014). Cependant, bien que le lien entre fiscalité et offre de travail semble bien étudié en général, les travaux portant explicitement sur les travailleurs âgés sont plus rares.

Deux études, la première en Suède (Laun, 2017) et la deuxième en Australie (Carter & Breunig, 2019), portent explicitement sur la réponse en termes d'offre de travail des travailleurs âgés à la suite de la mise en place d'un crédit d'impôt. Bien que l'objectif de ces crédits d'impôt soit le même, tant au Québec, en Suède qu'en Australie, c'est-à-dire inciter les travailleurs âgés à participer au marché du travail, le tableau 9 nous permet d'observer que les modalités de ces mesures présentent des différences importantes.

Tableau 9. Comparaison des modalités du CIPC québécois, du MAWTO australien et de l'EITC suédois⁸, en dollars canadiens⁹

	CIPC Québec	MAWTO¹⁰ Australie	EITC Suède
Âge d'admissibilité	60 ans et plus	55 ans et plus	65 ans et plus
Montant maximum	1 650 \$	500 \$	4 600 \$
Seuil de sortie	67 610 \$ (65 ans et plus) 64 610 \$ (60-64 ans)	63 000 \$	Aucun
Revenus de travail nécessaires pour atteindre le maximum	De 16 000 \$ à 34 610 \$ (65 ans et plus) De 15 000 \$ à 34 610 \$ (60-64 ans)	De 10 000 \$ à 53 000 \$	Dès 45 500 \$

La mesure australienne s'adresse à une catégorie d'âge très large soit l'ensemble de la population de 55 ans et plus. Le crédit d'impôt lui-même revêt toutefois une valeur qui nous apparaît relativement faible. La mesure suédoise se limite aux 65 ans et plus, mais elle apparaît beaucoup plus généreuse : elle ne comporte pas de récupération ni de seuil de sortie et le montant maximum accessible est 4 600 \$. Finalement, on peut noter que l'absence de seuil de sortie rend le crédit d'impôt suédois

⁸ Le tableau reprend les informations fournies au Tableau 1 pour le CIPC. Dans le cas du crédit d'impôt suédois, les montants et modalités sont tirés de la présentation du programme fournie par Laun (2017) dans son article. Pour l'Australie, les informations présentées sont tirées en partie de l'article de Carter & Breunig (2019) et de documents du parlement d'Australie.

⁹ Le taux de change utilisé pour calculer ces montants sont ceux de janvier 2021 tel que fourni par le convertisseur de devise de la Banque du Canada. Ainsi, le montant maximum du MAWTO est de 500 \$ australiens, de telle sorte qu'à cette date, le dollar canadien s'échangeait peu ou prou à un pour un. Dans le cas de la Suède, le montant maximum indiqué par Laun (2017) était de 30 000 SEK, de telle sorte que ce montant converti correspond plus ou moins à 4 600 \$ canadiens.

¹⁰ L'Australie a abandonné cette mesure en juillet 2014 après 10 ans d'application.

plus universel sur le plan des revenus que la mesure québécoise et australienne qui cible davantage les personnes à faibles et à moyens revenus.

Les méthodologies des études de Laun (2017) et de Carter & Breunig (2019) sont différentes de la nôtre à deux égards. Tout d'abord, il s'agit de données administratives sur les impôts. D'autre part, dans un cas comme dans l'autre, les chercheurs profitent d'une différence dans les dates de naissance pour comparer la population qui a bénéficié du crédit d'impôt avec celle qui n'en a pas bénéficié. Ceux et celles dont la date de naissance permettait de bénéficier du programme sont alors comparés à ceux et celles qui ne pouvaient en bénéficier en raison du fait qu'ils ne se qualifiaient pas pour le programme, à quelques mois près mais qui, par ailleurs, étaient semblables.

Les résultats obtenus par Laun (2017) en arrivent à une estimation d'une élasticité du taux d'activité des personnes de 65 ans et plus en Suède de 0,22, ce qui signifie qu'une augmentation de 10 % de la différence de revenu entre le revenu d'emploi net d'impôts et de cotisations et les revenus de transferts obtenus en l'absence d'emploi occasionne une hausse des taux d'activité de 2,2 %. Au Québec, les données nécessaires pour procéder à une telle évaluation ne sont pas disponibles. Toutefois, il convient de mentionner des différences avec le système québécois qui sont susceptibles de le rendre plus avantageux.

Premièrement, le Québec récupère progressivement le crédit d'impôt versé à partir d'un certain seuil de revenu (34 610 \$ en 2019), ce que ne fait pas la Suède. Ce faisant, le programme y coûte plus cher parce qu'il verse des crédits d'impôt à des travailleurs qui disposent de revenus élevés. Ces travailleurs peuvent être plus ou moins indifférents à ce genre de crédit, mais tout de même bénéficier d'un système plus généreux que le système québécois (4 600 \$ plutôt que 1 650 \$). On peut donc s'attendre à ce que le même dollar dépensé au Québec soit plus productif ou plus efficace que celui dépensé en Suède.

Breunig et Carter (2019) ont produit une estimation de la création d'emploi pour le groupe des travailleurs de 55 ans soit pour une cohorte d'un an seulement et non toute la cohorte des 55 ans et plus. Ils en arrivent à une création d'emploi de l'ordre de 700 pour ces personnes qui ont eu accès à ce programme l'année de son implantation. Le coût estimé pour la création de ces emplois est de l'ordre de 37 000 \$ (dollars australiens pratiquement au pair avec les dollars canadiens) par emploi, ce qui semble élevé. Une partie de l'explication réside dans le fait que le groupe visé était relativement jeune et aurait tout de même travaillé indépendamment du crédit d'impôt offert. Dans le cas de notre étude, l'effet estimé sur l'emploi est plus élevé parce que notre estimation porte sur l'ensemble des personnes de 60 ans et plus.

CONCLUSION

Dix ans après que le Québec ait adopté un crédit d'impôt pour inciter les personnes d'un certain âge à se maintenir sur le marché du travail ou à y revenir, il apparaît important d'aborder la question de l'estimation de ses effets sur le taux d'activité et l'emploi des groupes expressément visés par ce type de politique.

L'analyse théorique a pu montrer que les effets attendus sur le taux d'activité sont positifs.

Sur le plan empirique, la comparaison de l'évolution différenciée des taux d'activité pour les travailleurs de 65 ans et plus, c'est-à-dire là où la politique s'est appliquée de façon la plus claire et consistante, s'est avérée probante. L'écart dans les taux d'activité entre les travailleurs de ce groupe d'âge du Québec et ceux de l'Ontario s'est rétréci en concomitance avec l'adoption par le gouvernement du Québec d'une politique fiscale d'incitation au travail, le crédit d'impôt pour le prolongement de carrière.

La deuxième série d'évaluation a permis de préciser cet écart et de vérifier qu'il était significatif sur le plan statistique, tandis que le modèle élargi a permis de vérifier la robustesse des résultats, en contrôlant pour les différences de parcours éducationnels et dans le taux de chômage entre le Québec et l'Ontario au cours de la période de traitement. Finalement, nos estimations sur l'emploi sont que l'instauration du programme québécois de crédit d'impôt a pu conduire à l'augmentation des emplois chez les travailleurs âgés, en particulier dans la période caractérisée par plusieurs bonifications successives de la mesure. En somme, l'inférence que l'on peut tirer de ces analyses et de la comparaison avec les expériences suédoise et australienne est qu'un programme suffisamment généreux mais plus ciblé en termes de classe d'âge et de revenu améliore la performance d'un tel outil fiscal en regard de son objectif de stimulation de l'emploi chez les travailleurs âgés. Au total, l'analyse estime que le CIPC, ayant comme objectif d'inciter les travailleurs d'expérience à demeurer ou à retourner sur le marché du travail, a permis de combler un peu plus du cinquième de l'écart du taux d'activité entre le Québec et l'Ontario. Concrètement, cette politique aurait permis de maintenir ou de créer environ 27 000 emplois en moyenne par année sur la période 2012-2019 chez les 60 ans et plus par rapport à la période précédant l'implantation de la mesure. La politique aurait par ailleurs été davantage efficace sur la deuxième moitié de la période d'implantation, soit de 2016-2019, que durant la première moitié, de 2012 à 2015.

BIBLIOGRAPHIE

- Baker, M. (2002). The Retirement Behavior of Married Couples: Evidence from the Spouse's Allowance. *The Journal of Human Resources*, 37(1), 1-34. <https://doi.org/10.2307/3069602>
- Baker, M., Gruber, J., & Milligan, K. (2003). The Retirement Incentive Effects of Canada's Income Security Programs. *The Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'Economie*, 36(2), 261-290. <http://www.jstor.org/stable/3131844>
- Bélanger, A., Yves C., Sabourin, P. (2016). « Understanding Employment Participation of Older Workers: The Canadian Perspective », *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, mars 2016, pp. 94 à 109.
- Blundell, R., Francesconi, M., van der Klaauw, W. (2011). "Anatomy of welfare reform evaluation: announcement and implementation effects". IZA Discussion Paper 6050. The Institute for the Study of Labor.
- Breunig, R., Carter, A. (2018). « Do earned income tax credits for older workers prolong labor market participation and boost earned income? Evidence from Australia's mature age worker tax offset », Tax and Transfer Policy Institute, Australian National University, Crawford School of Public Policy, 46 pages.
- Carter, A., & Breunig, R. (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. *95(309)*, 200-226. <https://doi.org/https://doi.org/10.1111/1475-4932.12471>
- Chaire de recherche en fiscalité et en finances publiques (2020), "Crédit d'impôt pour la prolongation de carrière (Crédit d'impôt pour les travailleurs d'expérience", Université de Sherbrooke, 20 janvier <https://cftp.recherche.usherbrooke.ca/outils-ressources/guide-mesures-fiscales/credit-impot-prolongation-carriere/>
- Eissa, N., & Liebman, J. B. (1996). Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit*. *The Quarterly Journal of Economics*, 111(2), 605-637. <https://doi.org/10.2307/2946689>
- Engelhardt, G. V., & Kumar, A. (2014). Taxes and the Labor Supply of Older Americans: Recent Evidence From the Social Security Earnings Test. *National Tax Journal*, 67(2), 443-458. <https://EconPapers.repec.org/RePEc:ntj:journl:v:67:y:2014:i:2:p:443-458>
- Godbout, Luc, Suzie St-Cerny et Michaël Robert-Angers (2019), « Bonification de l'Allocation canadienne pour les travailleurs au Québec : effets sur l'incitation au travail », Regard CFFP, R2019-07, 14 pages.
- Gouvernement du Québec (2011), « Loi modifiant la Loi sur le régime de rentes du Québec et d'autres dispositions législatives », Québec, 9 décembre 2011
- Gouvernement du Québec (2018), *Dépenses fiscales, Édition 2017*, Tableau A.6, p. A.27.
- Gouvernement du Québec (2019), *Dépenses fiscales, Édition 2017*, Tableau A.6, p. A.27.
- Gouvernement du Québec (2020). *Dépenses fiscales, Édition 2018*, Tableau B.5, p. B.11, <http://www.budget.finances.gouv.qc.ca/Budget/outils/depenses-fiscales/fiches/fiche-110903.asp>

- Hotz, V. J., & Scholz, J. K. (2006). Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare. *National Bureau of Economic Research Working Paper Series, No. 11968*. <https://doi.org/10.3386/w11968>
- Laun, L. (2017). The effect of age-targeted tax credits on labor force participation of older workers. *Journal of Public Economics*, 152, 102-118. <https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2017.06.005>
- Lévy-Garboua, L., Masclot, D., & Montmarquette, C. (2005). *Fiscalité et offre de travail : une étude expérimentale* (CIRANO Working Papers, Issue 2005s-23). CIRANO.
- Loi modifiant la Loi sur le régime de rentes du Québec et d'autres dispositions législatives, Projet de loi no 39, (2011).
- Milligan, K., & Schirle, T. J. N. W. P. S. (2018). The Labor Force Participation of Older Men in Canada. MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2011-2012, *Le plan budgétaire*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2014-2015, *Renseignements additionnels sur les mesures fiscales du budget*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2015-2016, *Renseignements additionnels sur les mesures fiscales*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2016-2017, *Renseignements additionnels sur les mesures fiscales*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, *Le Plan économique du Québec – Mise à jour de novembre 2017*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2018-2018, *Renseignements additionnels sur les mesures fiscales*
- MINISTÈRE DES FINANCES DU QUÉBEC, Budget 2019-2020, *Renseignements additionnels sur les mesures fiscales*
- Parlement d'Australie, Senate Standing Committees on Economics –Chapter 8: Mature age worker tax offset. Repéré à https://www.aph.gov.au/Parliamentary_Business/Committees/Senate/Economics/Complete_d_inquiries/2004-07/tlab_1/report/c08
- Robert-Angers, Michaël, Luc Godbout et Suzie St-Cerny (2018), « Qu'en est-il de l'incitation au travail au Québec ? Explications, illustrations et pistes de réflexion », Cahier de recherche 2018-13, Chaire en fiscalité et en finances publiques de l'Université de Sherbrooke.
- Saez, E., Slemrod, J., & Giertz, S. H. (2012). The Elasticity of Taxable Income with Respect to Marginal Tax Rates: A Critical Review. *Journal of Economic Literature*, 50, 3-50. <https://doi.org/10.1257/jel.50.1.3>

ANNEXES SUR LES STATISTIQUES DESCRIPTIVES SE RAPPORTANT AUX ÉQUATIONS ESTIMÉES.

Tableau A-1. Statistiques descriptives des variables du modèle des 60-64 ans						
	Moyenne			Écart-type		
	Tous les sexes ¹	Hommes ²	Femmes ³	Tous les sexes	Hommes	Femmes
Statut d'activité	0,48	0,55	0,42	0,500	0,498	0,493
CIPC 60-64	0,21	0,22	0,21	0,409	0,412	0,406
Dichotomique de province	0,40	0,40	0,39	0,490	0,491	0,488
Taux de chômage	7,111	7,110	7,112	1,077 5	1,076 6	1,078 3
Cycles supérieurs au baccalauréat	0,07	0,08	0,06	0,252	0,274	0,228
Baccalauréat	0,12	0,12	0,12	0,326	0,328	0,325
Collégial	0,34	0,34	0,33	0,473	0,475	0,472
Secondaire	0,27	0,24	0,29	0,443	0,429	0,454
Pas de secondaire	0,20	0,20	0,19	0,398	0,400	0,395
¹ Nombre d'observations : 558 830 ² Nombre d'observations : 270 972 ³ Nombre d'observations : 287 858						

Tableau A-2. Statistiques descriptives des variables du modèle des 65-69 ans						
	Moyenne			Écart-type		
	Tous les sexes ¹	Hommes ²	Femmes ³	Tous les sexes	Hommes	Femmes
Statut d'activité	0,22	0,28	0,17	0,414	0,448	0,372
CIPC 65+	0,28	0,29	0,28	0,450	0,452	0,449
Dichotomique de province	0,40	0,40	0,40	0,490	0,490	0,489
Taux de chômage	7,090	7,088	7,093	1,072 0	1,073 5	1,070 6
Cycles supérieurs au baccalauréat	0,07	0,09	0,05	0,251	0,283	0,215
Baccalauréat	0,11	0,12	0,11	0,315	0,321	0,310
Collégial	0,31	0,32	0,30	0,462	0,467	0,456
Secondaire	0,25	0,22	0,27	0,430	0,413	0,444
Pas de secondaire	0,26	0,25	0,27	0,438	0,431	0,444
¹ Nombre d'observations : 460 365 ² Nombre d'observations : 223 143 ³ Nombre d'observations : 237 222						