

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'ÉLASTICITÉ DU REVENU IMPOSABLE AU CANADA ET LES EFFETS
DES TAUX D'IMPOSITION SUR LES REVENUS TOUT AU LONG DE LA
DISTRIBUTION

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
MOHAMED BAALI CHERIF

MARS 2025

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde gratitude à Dieu pour la force et la persévérance qu'Il m'a accordées tout au long de la réalisation de ce travail.

Je remercie sincèrement mon directeur de mémoire, Nicholas Lawson, pour sa présence constante, sa patience infinie, ses précieux conseils et sa bienveillance tout au long de la rédaction, même après son départ de l'UQAM. J'ai eu le privilège de l'avoir comme directeur. Je tiens également à exprimer ma reconnaissance au Groupe de recherche sur le capital humain, en particulier à sa directrice Marie Connolly et à Andrei Munteanu, pour le soutien financier et les séances de rencontre qui ont été pour moi une véritable source de motivation.

Je remercie chaleureusement le département d'économie de l'Université du Québec à Montréal, ainsi que l'ensemble des professeurs et le personnel administratif pour leurs conseils et leur accompagnement tout au long de mon parcours de maîtrise.

Je souhaite exprimer ma gratitude infinie à mes parents, ABBI Fatiha et Djamel, pour leur amour inconditionnel, leur détermination et leur soutien indéfectible. Ils ont été une source constante d'inspiration, m'encourageant sans relâche à poursuivre mes rêves et à surmonter tous les obstacles.

Je dédie aussi ce travail à ma sœur Amina et à mon frère Fofou, ainsi qu'à mon neveu Youcef et à mes nièces Kawther et Ghofrane.

Je tiens à exprimer ma reconnaissance envers BENAINI Imad pour son amitié et son soutien indéfectible tout au long de ce parcours. Mes remerciements s'adressent aussi à mes amis, Kenza Tighidet, Kawther Benamar, Kentz Berly, Tibich, Aymen,

Samo et Rami, pour leur amitié précieuse et les souvenirs partagés, ainsi qu'à tous mes amis en Algérie.

AVANT-PROPOS

Les analyses présentées dans ce mémoire ont été menées grâce à l'accès aux données fournies par le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), qui fait partie du Réseau canadien des centres de données de recherche (RCCDR). Le CIQSS bénéficie du soutien financier de plusieurs organismes, notamment le Conseil de recherches en sciences humaines (CRSH), les Instituts de recherche en santé du Canada (IRSC), la Fondation canadienne pour l'innovation (FCI), Statistique Canada, le Fonds de recherche du Québec – Société et culture (FRQSC), le Fonds de recherche du Québec – Santé (FRQS), ainsi que les universités québécoises qui contribuent à son financement. Les analyses présentées dans ce mémoire ont été rendues possibles grâce à l'accès à des données détaillées et anonymisées, ainsi qu'à l'expertise technique et méthodologique offerte par le CIQSS. Nous remercions également les équipes du CIQSS pour leur soutien tout au long de ce projet.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vii
LISTE DES FIGURES	viii
RÉSUMÉ	ix
LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE	7
1.1 Élasticité du revenu imposable (ETI)	7
1.1.1 Concepts et importance de l'ETI	7
1.1.2 Études empiriques sur l'ETI	9
1.2 Effets de la progressivité fiscale sur les salaires et autres résultats . .	14
1.2.1 Effets sur les salaires et les revenus	14
1.2.2 Effets sur le chômage	16
1.2.3 Synthèse des effets de la progressivité fiscale	16
CHAPITRE II DONNÉES	18
2.1 Données de la DAL	19
2.2 Taux d'imposition	23
2.2.1 Sources des données	24
2.2.2 Présentation des données	24
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE	30
3.1 Introduction des analyses empiriques	30
3.2 Endogénéité et variables instrumentales	31
3.3 Spécifications détaillées des regressions	32
3.4 Analyse des effets par quartiles	34

CHAPITRE IV	RÉSULTATS	38
4.1	Résultats pour l'élasticité du revenu imposable (ETI)	38
4.1.1	Spécification principale (décalages de trois ans, revenu imposable, avec et sans pondération du revenu)	38
4.1.2	Analyses de robustesse I : variations avec des décalages de 2 ans et 1 an	44
4.1.3	Analyses de robustesse II (décalages de trois ans, approche Weber, avec et sans pondération)	48
4.1.4	Analyses de robustesse III (décalages de trois ans, revenu total, avec et sans pondération du revenu)	50
4.2	Résultats pour quartiles	53
4.2.1	Spécification principale (décalages de trois ans, revenu imposable, avec et sans pondération du revenu)	53
4.2.2	Analyses de robustesse	57
CHAPITRE V	CONCLUSION	64

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Statistiques descriptives des variables principales	20
2.2 Répartition des observations par statut familial (en pourcentage) .	21
4.1 Élasticité du revenu imposable (décalages de trois ans, non pondérés par le revenu)	39
4.2 Élasticité du revenu imposable (décalages de 3 ans, pondérés par le revenu)	42
4.3 Élasticité du revenu imposable (décalages de deux ans, avec et sans pondération par le revenu)	45
4.4 Élasticité du revenu imposable (décalages de 1 an, avec et sans pondération par le revenu)	47
4.5 Élasticité du revenu imposable (décalages de 3 ans, approche Weber, avec et sans pondération par le revenu)	49
4.6 Élasticité du revenu total (décalages de 3 ans, avec et sans pondération par le revenu)	51
4.7 Élasticité du revenu imposable par quartile (décalages de 3 ans) .	55
4.8 Élasticité du revenu imposable par quartile (décalages de 2 ans) .	58
4.9 Élasticité du revenu imposable par quartile (décalages de 1 an) . .	61

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Répartition des observations par province (en pourcentage)	23
2.2 Taux marginal au revenu médian dans l'Est du Canada	26
2.3 Taux marginal au revenu médian dans l'Ouest du Canada	26
2.4 Maximum des taux d'imposition dans l'Est du Canada	27
2.5 Maximum des taux d'imposition dans l'Ouest du Canada	28

RÉSUMÉ

Nous analysons l'effet du taux d'imposition sur les revenus des Canadiens à l'aide des Données administratives longitudinales de 1988 à 2019. Cette étude examine comment les variations des taux affectent les comportements de déclaration de revenus. Nous commençons par estimer l'élasticité du revenu imposable (ETI, *elasticity of taxable income*), en utilisant les variations du taux d'imposition et du revenu sur un décalage de trois ans et une stratégie de variables instrumentales standard tirée de la littérature. Les résultats principaux montrent qu'en l'absence de pondération par le revenu, les contribuables réagissent de façon modérée aux changements de taux, avec une élasticité estimée à 0,2. Toutefois, avec la pondération, l'élasticité est plus marquée, atteignant 0,6, ce qui appuie l'idée que les contribuables plus aisés sont plus sensibles aux politiques fiscales. Pour tester la robustesse de nos résultats, nous avons introduit des décalages d'un et deux ans, testé l'effet sur le revenu total plutôt que sur le revenu imposable, et utilisé l'approche de Weber (2014) pour une comparaison méthodologique. Enfin, nous effectuons une analyse de l'effet de l'impôt sur le revenu sur l'ensemble de la distribution, en estimant les effets des changements des taux marginaux d'imposition aux 25e, 50e et 75e centiles sur les revenus des individus dans différents quartiles de la distribution. Les résultats montrent une tendance des augmentations des taux au 25e centile et à la médiane à augmenter les revenus dans les 3 quartiles inférieurs par rapport aux revenus les plus élevés, tandis qu'une augmentation des taux au 75e centile diminue les revenus relatifs des trois quartiles inférieurs. Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent qu'une plus grande progressivité de l'impôt peut conduire à une augmentation des inégalités de revenu avant impôt.

Mots clés : Progressivité de l'impôt, Élasticité du revenu imposable (ETI), Taux d'imposition, Quartiles, Approche Weber.

LISTE DES SIGLES ET ABRÉVIATIONS

ETI Elasticity of Taxable Income (Élasticité du revenu imposable)

DAL Données administratives longitudinales

CIQSS Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales

ARC Agence du revenu du Canada (Canada Revenue Agency)

INTRODUCTION

Les systèmes fiscaux ont évolué au cours des dernières décennies, passant de structures relativement simples à des régimes plus complexes qui cherchent à équilibrer l'équité et l'efficacité. Ces changements reflètent les tentatives des gouvernements pour s'adapter aux conditions changeantes de l'économie et à la démographie de la population. Face à ces évolutions, les systèmes fiscaux ont également dû répondre à des défis croissants. Les crises économiques récentes ont amplifié les inégalités existantes, mettant en lumière les défis auxquels sont confrontés les systèmes fiscaux pour assurer une redistribution équitable des richesses (Organisation for Economic Co-operation and Development, 2021). L'un des objectifs fondamentaux des systèmes fiscaux modernes est de garantir cette équité en adoptant des mécanismes de progressivité.

La fiscalité progressive, souvent considérée comme un moyen de réduire les inégalités, fait l'objet de débats animés (Diamond et Saez, 2011). Ce débat tourne autour de l'équité et des conséquences économiques générales. D'un côté il y a ceux qui estiment que taxer davantage les plus riches permet de redistribuer les richesses de manière plus équitable (Piketty, 2014). D'un autre côté, d'autres craignent que cela ne décourage l'investissement et l'innovation, freinant ainsi la croissance économique (Feldstein, 1995). Ces exemples opposés illustrent la difficulté de l'équilibre entre les concepts de justice sociale et le dynamisme économique. Les analystes politiques devraient considérer attentivement les avantages et les inconvénients des deux discours pour définir la politique fiscale appropriée.

Revenant à la fin des années 1980, la majorité des pays européens, les États-

Unis et le Canada ont entrepris des réformes fiscales significatives. En 1987, la loi C-139 a été adoptée au Canada. L'objectif sous-jacent de cette réforme était la simplification des impôts au moyen de la réduction du nombre de tranches de dix à trois. Les tranches ainsi implémentées ont été de 17 %, 26 % et 29 %. À la page 75 du « livre blanc » du gouvernement pour la réforme fiscale de 1987 (Wilson, 1987), le ministre des Finances affirmait que « Des revenus après impôt plus élevés inciteront davantage de Canadiens à entrer sur le marché du travail et, dans le cas de ceux qui ont déjà un emploi, à travailler plus longtemps et de manière plus productive. »

En outre, les changements énumérés ci-dessus ont formé de nouvelles questions auxquelles les économistes devaient répondre. Ils ont abordé plusieurs aspects de ces réformes, leur effet de progression et leur impact sur la perception des gens en matière d'équité, de marché du travail et d'autres domaines économiques. Ils se sont également concentrés sur les changements ayant un impact sur le revenu imposable des individus, une relation connue sous le terme d'élasticité des revenus imposables (ETI, *elasticity of taxable income*). Selon Gruber et Saez (2002), cette élasticité est une mesure clé pour évaluer la réaction des contribuables aux variations des taux d'imposition marginaux, offrant des indications précieuses pour la conception de politiques fiscales optimales.

L'estimation précise de l'ETI est cruciale pour comprendre l'impact des politiques fiscales sur les comportements des contribuables et sur l'efficacité économique globale (Chetty, 2012). En effet, l'ETI permet de mesurer dans quelle mesure les contribuables ajustent leurs revenus déclarés en réponse aux variations des taux marginaux d'imposition. Cette mesure est essentielle pour évaluer l'efficacité des réformes fiscales et pour anticiper leurs effets sur les recettes publiques et la distribution des revenus.

Dans ce mémoire, j’estime l’ETI pour le Canada en utilisant des Données administratives longitudinales anonymisées couvrant la période de 1988 à 2019, combinées à des données publiques sur les taux d’imposition de toutes les provinces (à l’exception du Québec) et à des indices de prix à la consommation. Le Québec est exclu de l’analyse en raison des différences structurelles dans son système fiscal, notamment en ce qui concerne la définition du revenu imposable et les crédits d’impôt spécifiques, qui rendent difficile une comparaison directe avec les autres provinces. Cette étude contribue à la littérature existante en fournissant des estimations robustes de l’ETI, en tenant compte des spécificités régionales et des variations temporelles des politiques fiscales. Contrairement aux études précédentes, qui se sont souvent appuyées sur des données limitées ou agrégées, cette recherche exploite un vaste ensemble de données individuelles, permettant une analyse plus fine et plus nuancée des réponses des contribuables aux incitations fiscales. Cette approche permet notamment de capturer les différences de comportement entre les contribuables à hauts revenus et ceux à revenus plus modestes, ainsi que les effets des réformes fiscales spécifiques à chaque province.

Les techniques de régression par variables instrumentales (IV) ont été utilisées pour accomplir des estimations robustes des effets des taux d’imposition sur les revenus imposables. Ces techniques corrigent les biais potentiels dus à l’endogénéité en utilisant un instrument sur plusieurs périodes décalées. L’instrument est basé sur le taux d’imposition auquel un individu serait confronté aujourd’hui en fonction de ses revenus des années précédentes, ce qui permet d’éviter l’endogénéité causée par le fait qu’un revenu plus élevé tend à augmenter mécaniquement le taux marginal d’imposition dans un système progressif. Cela conduit à une meilleure capture des effets différés de la politique fiscale et assure un niveau de corrélation suffisant entre les instruments et les taux d’imposition contemporains tout en étant exogènes aux erreurs de la régression.

L'inclusion des variables de contrôle, telles que le statut professionnel, le sexe, l'âge et l'année d'observation, nous aide à capter les effets fixes et à augmenter la précision des estimations. Par ailleurs, ces variables de contrôle servent à éliminer l'effet d'autres variables indépendantes non pertinentes aux taux d'imposition, mais qui pourraient causer des variations des ressources imposables, assurant ainsi que les résultats reflètent principalement les variations des taux d'impositions.

Afin de garantir la précision et la représentativité des résultats, plusieurs types de pondérations sont utilisés. Les poids standards fournis par Statistique Canada (la variable WGT2) sont intégrés dans les régressions pour ajuster les résultats en fonction de la taille de la population représentée par chaque observation. En outre, des poids ajustés par le revenu, censuré à un million de dollars, sont également appliqués pour accorder plus de poids aux effets sur les individus aux revenus plus élevés, dont les réactions aux variations fiscales sont particulièrement significatives pour les recettes publiques. Cette approche permet de comparer les impacts des différentes méthodes de pondération sur les estimations de l'ETI.

Ces approches permettront de déterminer l'effet global des variations des taux d'imposition sur le revenu imposable. Cependant, il est également important de déterminer comment ces effets sont répartis entre les différents groupes de revenus. Une telle analyse est cruciale pour comprendre l'impact des réformes fiscales non seulement sur le revenu moyen, mais également sur les inégalités économiques.

Dans cette étude, nous analysons les effets des variations des taux d'imposition sur les revenus imposables à différents points de la distribution des revenus. Contrairement à une approche de régression quantile, qui modéliserait directement les quantiles conditionnels de la distribution des revenus, nous segmentons la population en quartiles de revenu et estimons séparément les effets des taux d'imposition pour chaque groupe. Cette approche permet de capturer les diffé-

rences de réactivité des contribuables selon leur niveau de revenu, tout en maintenant une méthodologie cohérente avec les régressions par variables instrumentales (IV) utilisées dans le reste de l'analyse. Concrètement, nous estimons l'impact des variations des taux marginaux d'imposition aux 25e, 50e et 75e centiles sur les revenus des individus situés dans différents quartiles de la distribution. Cela nous permet de comprendre comment les changements de taux d'imposition affectent les revenus relatifs des contribuables à différents niveaux de revenu, sans recourir à une modélisation plus complexe des quantiles conditionnels.

Nos analyses révèlent que, sans pondération par le revenu, les contribuables montrent une réponse modérée aux variations des taux d'imposition, avec une élasticité estimée à environ 0,2. En revanche, lorsque le revenu est pondéré, l'élasticité devient plus prononcée, atteignant environ 0,5 à 0,6, indiquant une plus grande sensibilité aux politiques fiscales chez les contribuables à revenus élevés. Afin de vérifier la robustesse de ces résultats, nous avons exploré divers décalages (1 et 2 ans), testé l'effet sur le revenu total plutôt que sur le revenu imposable, et appliqué l'approche méthodologique de Weber (2014). De plus, l'analyse de l'effet de l'impôt sur l'ensemble de la distribution des revenus révèle que les hausses des taux aux 25e centile et à la médiane augmentent les revenus dans les trois quartiles inférieurs par rapport aux plus hauts revenus, tandis qu'une augmentation au 75e centile diminue les revenus relatifs des trois quartiles inférieurs. Dans l'ensemble, ces résultats mettent en lumière l'impact différencié des taux d'imposition sur les comportements fiscaux et les inégalités de revenu au sein de la distribution.

Les sections qui suivent dans ce mémoire sont structurées en cinq chapitres distincts. Le chapitre I offre une revue brève de la littérature existante. Ensuite, le chapitre II est consacré aux bases de données utilisées pour la réalisation de cette étude. La méthodologie, ainsi que les variables pertinentes, seront détaillées au chapitre III. Le chapitre IV exposera les résultats obtenus et leur analyse, avant

de conclure avec le chapitre V.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Avant d'introduire ce chapitre, il convient de mentionner que les études sur les politiques fiscales portent particulièrement sur deux axes pertinents pour ce travail. D'abord, il s'agit de l'impact des taux d'imposition sur les revenus, qui est souvent représenté par l'élasticité des revenus imposables. Ces articles examinent comment les variations des taux d'imposition affectent le comportement économique des contribuables et leurs revenus. La deuxième partie se réfère à la progressivité des taux fiscaux et à son effet sur la macroéconomie, y compris l'équité, les salaires, le chômage et d'autres aspects économique. De telles études présentent différentes réactions de la population à divers niveaux et structures d'imposition. Ce papier de recherche s'inscrit dans les limites des deux types de production littéraire en explorant ces aspects dans le contexte canadien.

1.1 Élasticité du revenu imposable (ETI)

1.1.1 Concepts et importance de l'ETI

L'élasticité des revenus imposables (ETI) est une mesure cruciale pour comprendre l'impact des politiques fiscales sur les comportements des contribuables. Selon Saez *et al.* (2012), l'ETI permet d'évaluer comment les contribuables ajustent

leurs revenus déclarés en réponse aux variations des taux d'imposition marginaux. Formellement, l'ETI est défini comme :

$$\varepsilon = \frac{1 - \tau}{z} \frac{\partial z}{\partial (1 - \tau)}$$

où z est le revenu imposable d'une personne et τ est son taux marginal d'imposition, de sorte que $(1 - \tau)$ est le taux net d'impôt. L'ETI est essentielle pour analyser l'efficacité et l'équité des réformes fiscales, en mettant en lumière les ajustements comportementaux des contribuables face aux changements fiscaux (Saez *et al.*, 2012). Une ETI élevée signifie que les contribuables peuvent réagir aux modifications des taux d'imposition en changeant leurs revenus déclarés. De telles actions peuvent engendrer des transformations notables dans leur comportement économique, y compris des décalages de revenus de périodes où ils sont plus taxés vers ceux où ils le sont moins, une hausse des abris fiscaux ou des modifications de l'heure de travail. En revanche, avec une faible ETI, les changements de taux d'imposition influenceront vraiment peu les revenus déclarés, soit moins de distorsion. En outre, Gruber et Saez (2002) ont trouvé que les contribuables ayant un revenu plus élevé sont plus réactifs aux modifications des taux d'imposition. Cette variation est primordiale pour la mise en œuvre de politiques fiscales adéquates, car elle permet de cibler plus précisément les groupes de personnes où les réactions aux réformes fiscales sont abordables.

Chetty (2012) a également souligné l'importance de l'ETI pour évaluer les frictions d'optimisation dans les réponses des contribuables aux variations des taux d'imposition. Il a démontré que les comportements fiscaux observés peuvent être influencés par des coûts de transaction et d'ajustement, rendant l'estimation de l'ETI encore plus complexe mais essentielle pour des politiques efficaces. Cette perspective ajoute une dimension supplémentaire à l'analyse, en considérant les obstacles pratiques à l'optimisation fiscale par les contribuables (Chetty, 2012).

1.1.2 Études empiriques sur l'ETI

Gruber et Saez (2002) ont effectué une analyse plus approfondie de l'élasticité des revenus imposables (ETI) en utilisant un long panel des déclarations fiscales pour examiner les réformes fiscales des années 1980 aux États-Unis. Ils ont estimé que l'ETI est approximativement égal à 0,4 d'une manière globale. En revanche, les résultats ont montré qu'elle est plus élevée pour les contribuables avec plus d'un million de dollars de revenu comparativement aux contribuables avec moins de 100 000 \$, ce qui indique une sensibilité accrue aux changements des taux d'imposition dans cette tranche de revenu. Ils ont aussi constaté que l'élasticité de revenu net, c'est-à-dire une mesure du revenu sans avantages fiscaux, est proportionnellement plus basse. Cela démontre que les incitatifs fiscaux jouent un rôle important dans la réaction du revenu aux modifications de taux d'imposition. Cette information suggère que les politiques fiscales optimales pourraient impliquer des taux croissants (et des transferts ciblés) pour les faibles revenus, et dégressifs pour les revenus intermédiaires et élevés dans le but de réduire les distorsions de l'activité économique et de faire de meilleurs recouvrements. Ces conclusions sont en accord avec d'autres études, telles que Feldstein (1995), qui a également souligné l'importance des politiques fiscales pour les groupes à revenu élevé, en démontrant que des taux marginaux élevés peuvent conduire à des comportements d'évitement fiscal significatifs.

Dans son article, Giertz (2007) s'appuie sur des données de déclarations de revenus effectuées dans les années 1980 et 1990 pour calculer l'élasticité du revenu imposable au sein du système fiscal américain. Les résultats montrent que les estimations de l'ETI ajustées s'élèvent à 0,40 dans les années 1980 par rapport à 0,26 dans les années 1990 après application de divers contrôles sophistiqués. Il ressort que la sensibilité des revenus imposables aux variations de taux d'impo-

sition diminue au fil du temps. En outre, les paramètres non fiscaux, y compris le capital humain et l'éducation, jouent un rôle déterminant dans l'évolution du revenu. Les données supplémentaires tirées des statistiques complètes du revenu, qui surestiment les déclarants à revenu élevé, confirment ces constatations. En se référant au travail de Kopczuk (2005), Giertz (2007) affirme que le rétrécissement de l'assiette fiscale depuis 1986 en partie rend compte de la différence dans les estimations d'élasticité entre les deux décennies.

La loi de réforme fiscale de 1986 aux États-Unis est utilisée par Auten et Carroll (1999) comme une expérience naturelle pour explorer les rôles joués à la fois par les impôts et une variété de facteurs non fiscaux. En utilisant cette réforme comme cadre d'analyse, Auten et Carroll estiment l'élasticité des impôts et des prix, mesurant ainsi la sensibilité des contribuables à l'évolution des taux d'imposition. Les résultats montrent une élasticité non pondérée de 1,10, ajustée à 0,67 en utilisant les moindres carrés pondérés pour tenir compte des biais de sélection des échantillons. L'inclusion de facteurs non fiscaux tels que le capital humain et l'éducation dans le modèle a réduit cette élasticité à 0,54, soulignant l'importance de ces facteurs dans l'évolution des revenus. Les contributions majeures de cette étude incluent l'exploration des tendances en matière d'inégalité des revenus, suggérant que l'augmentation des inégalités au cours des années 1980 pourrait être la continuation et l'accélération des modèles observés depuis plusieurs décennies.

Dans ce large éventail d'estimations de l'élasticité du revenu imposable (ETI), Heim (2009) apporte une contribution significative en analysant les données des déclarations fiscales de 1999 à 2005, couvrant les réformes de l'EGTRRA 2001 et de la JGTRRA 2003. L'EGTRRA (Economic Growth and Tax Relief Reconciliation Act) de 2001 et la JGTRRA (Jobs and Growth Tax Relief Reconciliation Act) de 2003 sont des lois fiscales américaines qui ont introduit des réductions significatives des impôts sur le revenu, les dividendes et les gains en capital, vi-

sant à stimuler l'économie. Les résultats montrent une élasticité globale du revenu imposable par rapport à la part nette d'impôt entre 0,3 et 0,4, ce qui implique qu'une augmentation de la part hors impôt de 1 % entraînerait l'augmentation de 0,3 à 0,4 pourcent du revenu imposable. Pour une mesure plus inclusive du revenu, l'élasticité est moins sensée, entre 0,1 et 0,2 toutes les autres choses égales, mais elle est nettement plus élevée pour les contribuables déclarant d'un revenu plus de 500 000 dollars. La spécification de base donne l'élasticité du revenu brut égale à 0,184, alors que l'élasticité du revenu imposable brut est légèrement plus élevée 0,317. Heim souligne également que sans contrôle des variations séculaires de la distribution des revenus ou du retour à la moyenne, l'élasticité estimée est mal signée et insignifiante, ce qui souligne la nécessité de ces contrôles. Les contributions majeures de cette étude incluent la validation des résultats par rapport à d'autres études, telles que celles de Carroll (1998), Kopczuk (2005) et Giertz (2007), et l'utilisation d'une méthodologie robuste pour garantir la fiabilité des estimations.

Saez *et al.* (2012) critiquent la littérature existante sur l'élasticité du revenu imposable (ETI) en soulignant les lacunes méthodologiques et théoriques dans les études antérieures. Ils fournissent un aperçu important des questions théoriques impliquées dans le calcul de l'ETI et des conditions dans lesquelles cette mesure peut être considérée comme une statistique suffisante pour l'analyse du bien-être. En se basant principalement sur des données fiscales des États-Unis, l'analyse révèle que les meilleures estimations de l'ETI oscillent entre 0,12 et 0,4, avec des effets particulièrement prononcés pour les contribuables à revenu élevé. Cette relation s'explique par le fait que les personnes aux revenus plus élevés sont généralement plus sensibles aux variations des taux d'imposition, ce qui les amène à ajuster leur comportement fiscal, notamment en modifiant le moment où elles réalisent leur revenu ou en ayant recours à des stratégies d'évitement fiscal, plutôt

qu'en changeant réellement leur offre de travail ou leur consommation. De plus, les auteurs soulignent que les estimations de l'ETI ont tendance à diminuer au fil du temps, ce qui pourrait indiquer une évolution dans les comportements fiscaux ou une meilleure compréhension des implications des politiques fiscales. Ils plaident en faveur d'une approche multidimensionnelle pour analyser ces dynamiques, suggérant que les facteurs économiques, sociaux et psychologiques doivent être pris en compte pour obtenir une image plus précise des réponses des contribuables aux variations des taux d'imposition.

Weber (2014) a proposé une approche novatrice pour estimer l'élasticité des revenus imposables (ETI) en réponse aux variations des taux d'imposition. Après la réforme fiscale de 1986 aux Etats-Unis, l'ETI est devenue un indicateur clé pour évaluer comment les contribuables réagissent aux changements fiscaux, y compris les ajustements de l'offre de travail, les stratégies d'évasion fiscale et les comportements de conformité fiscale. Weber a souligné l'importance de la cohérence des estimations ETI et les défis liés à l'endogénéité des instruments utilisés, comme la variation logarithmique de la marge fiscale nette. Pour résoudre ces problèmes, elle a proposé un nouvel outil basé sur une hypothèse spécifique de corrélation séquentielle. Les résultats montrent que les estimateurs traditionnels sont souvent biaisés par le retour à la moyenne et ne fournissent pas des estimations ETI cohérentes. Grâce à sa nouvelle méthode, Weber a obtenu une estimation de l'ETI de 0,858, nettement supérieure aux estimations précédentes, indiquant des progrès significatifs dans l'obtention de mesures plus fiables. Cette étude montre l'impact des réformes fiscales sur les recettes fiscales et souligne la nécessité d'outils robustes pour produire des estimations précises pouvant influencer les décisions de politique fiscale. Notre recherche s'inspire partiellement de la méthodologie de Weber ce qui a renforcé la robustesse de nos propres résultats.

Bien que cette revue ne représente qu'un aperçu de la vaste littérature sur

l'élasticité du revenu imposable (ETI), elle met en lumière des études significatives principalement axées sur les États-Unis, ainsi que d'autres pays européens comme la Suède et le Danemark. Blomquist et Selin (2010) ont utilisé des données de panel en Suède pour estimer l'ETI, révélant des élasticités notables tant pour les taux horaires de rémunération que pour le revenu imposable du travail. Ils ont trouvé que l'élasticité du taux horaire de rémunération variait de 0,14 à 0,16 pour les hommes et de 0,41 à 0,57 pour les femmes, tandis que l'élasticité du revenu imposable du travail variait de 0,19 à 0,21 pour les hommes et de 0,96 à 1,44 pour les femmes. De même, Kleven et Schultz (2014) ont apporté des preuves robustes du Danemark, soulignant la réactivité différente des revenus du travail et du capital aux changements fiscaux.

Peu d'études ont estimé l'ETI pour le Canada, et celles qui l'ont fait, comme Sillamaa et Veall (2001) et Langevin (2021) ont utilisé des données plus limitées. Plus précisément, Langevin (2021) utilise des données agrégées pour la période de 2009 à 2017, où une observation représente un groupe de revenu dans une province et une année, plutôt que le vaste échantillon de données individuelles que nous utilisons¹. Sillamaa et Veall (2001) en revanche, utilisent la Banque de données administratives longitudinales (DAL), mais seulement pour la période 1986-1989. Contrairement à ces études canadiennes qui se basent sur des données relativement limitées, notre recherche utilise un ensemble de données beaucoup plus vaste couvrant la période de 1988 à 2019. En exploitant les ressources de la Banque de données administratives longitudinales (DAL), nous avons accès à des informations détaillées et étendues, permettant une analyse plus complète et nuancée de l'ETI au Canada.

1. Il est à noter que Langevin (2021) s'appuie sur deux autres articles qui utilisent une stratégie empirique similaire : Gagné *et al.* (2004) et Deslauriers *et al.* (2020). Ces derniers articles utilisent des données agrégées canadiennes de 1972 à 1996 et de 2004 à 2016 respectivement.

1.2 Effets de la progressivité fiscale sur les salaires et autres résultats

1.2.1 Effets sur les salaires et les revenus

Comprendre comment les systèmes fiscaux influencent la répartition des revenus et les incitations économiques est crucial. Par exemple, Hansen *et al.* (2000) ont étudié les conséquences de la progressivité fiscale dans les économies de l'OCDE, révélant que des changements dans la progressivité peuvent avoir des impacts variés sur les travailleurs, selon les conditions spécifiques du marché du travail. Leur étude montre que, dans certains cas, réduire la progressivité peut augmenter les salaires réels, mais également diminuer l'activité économique globale. Ces résultats, basés sur des données du marché du travail danois, indiquent des effets différents pour les ouvriers et les cols blancs, enrichissant notre compréhension de la manière dont la fiscalité peut influencer les négociations salariales et les décisions d'emploi. D'autres recherches confirment ces conclusions, montrant des effets variables de la fiscalité selon les contextes économiques (Blundell *et al.*, 1998).

Dans la même année, Lockwood *et al.* (2000) ont analysé les effets de la progressivité fiscale sur la formation des salaires au Danemark. Ils ont constaté qu'une augmentation de la progressivité réduit les revenus avant impôts des travailleurs manuels masculins et des employés non manuels à revenu modéré, hommes et femmes. En revanche, une augmentation de la progressivité tend à augmenter les revenus avant impôts des travailleurs non manuels masculins à revenu élevé, en raison de la pression salariale accrue pour compenser les impôts plus élevés. Ces résultats suggèrent que les politiques fiscales doivent également être conçues pour tenir compte de ces effets différenciés sur les groupes de revenus. Pour les travailleurs à revenu moyen, une progressivité fiscale accrue peut contribuer à modérer les salaires, ce qui pourrait conduire à une répartition plus équitable des

revenus. Cependant, pour les personnes à revenu élevé, des impôts plus élevés pourraient entraîner des demandes de salaires plus élevés, ce qui pourrait contre-carrer les effets escomptés de la progressivité de l'imposition.

L'article de Duncan et Peter (2008) analyse les implications de l'impôt progressif sur l'inégalité des revenus à l'aide des données de plusieurs pays mesurant la période se situant entre 1981 et 2005. Selon les résultats, la progressivité réduit l'inégalité observée des revenus bruts et nets déclarés mais a un effet beaucoup plus faible sur l'inégalité réelle mesurée par l'indice de Gini des dépenses de consommation. Pour la première fois, les auteurs distinguent entre l'inégalité observée des revenus déclarés et l'inégalité réelle, tenant compte de l'évasion fiscale. Ils disposent d'un ensemble de données unique qui combine des mesures variables dans le temps et propres à chaque pays de la progressivité structurelle des systèmes d'impôt sur le revenu. Selon les données, la progressivité fiscale à taux plus élevés pour les revenus élevés réduit l'inégalité observée mais son impact sur l'inégalité réelle est beaucoup plus faible. Dans les pays caractérisés par une application de l'ordre public faible et un important secteur informel, elle peut même accroître véritablement l'inégalité. Pour le débat en cours sur les politiques forfaitaires de l'imposition, elle est donc cruciale. Les données soutiennent également l'hypothèse de Kuznets de l'U, selon laquelle l'inégalité des revenus dans un pays suit une courbe en forme de U inversé au cours du développement économique. Cette hypothèse, proposée par l'économiste Simon Kuznets en 1955, suggère qu'au début du développement économique, l'inégalité des revenus augmente, puis atteint un point culminant avant de diminuer à mesure que l'économie continue de se développer et de se diversifier (Kuznets, 1955).

1.2.2 Effets sur le chômage

Lehmann *et al.* (2016) se sont concentrés sur les effets de la taxation des revenus du travail sur le chômage, en particulier dans le contexte des mesures de consolidation fiscale après la crise économique. L'article est basé sur une analyse des données provenant de pays de l'OCDE. L'étude montre une relation positive entre la charge fiscale globale sur le travail et le chômage, en se concentrant sur les effets de la progressivité fiscale. Ils avancent deux arguments théoriques, premièrement, une augmentation des gains avant impôt négociés conduit à une réduction des gains après impôt pour les travailleurs, deuxièmement, en réduisant la charge fiscale sur les travailleurs peu qualifiés par rapport aux travailleurs hautement qualifiés, la progressivité fiscale favorise l'emploi des travailleurs peu qualifiés, qui sont plus sensibles à la fiscalité. Ces résultats sont corroborés par des études similaires qui analysent les effets des politiques fiscales sur l'emploi et le chômage dans divers contextes économiques (Eissa, 1995).

1.2.3 Synthèse des effets de la progressivité fiscale

Les études présentées dans cette section fournissent un cadre théorique et empirique crucial pour analyser comment la progressivité fiscale affecte les revenus dans le contexte canadien. Celles qui explorent les effets de la progressivité fiscale sur les salaires et les décisions économiques, comme les travaux de Hansen *et al.* (2000), offrent des perspectives pertinentes pour comprendre de quelle manière cette progressivité peut influencer les revenus à différents niveaux de distribution. De plus, les résultats portant sur l'inégalité des revenus et le marché du travail renforcent l'importance de cette approche, en aidant à mieux saisir comment les politiques fiscales affectent la répartition des revenus, avec des impacts variés en fonction des niveaux de revenus.

L'analyse empirique repose sur les travaux de Gruber et Saez (2002), qui ont fourni une base solide pour estimer l'élasticité du revenu imposable, en tenant compte de l'endogénéité des taux d'imposition. En complément, l'approche de Weber (2014) permet de tester la robustesse des résultats en intégrant des régressions basées sur des instruments encore plus décalés, garantissant ainsi la validité des conclusions face aux variations des taux d'imposition passées. Enfin, et plus pertinent pour cette dernière sous-section de la revue de la littérature, nous analyserons les effets de la structure du barème de l'impôt sur les revenus tout au long de la distribution.

CHAPITRE II

DONNÉES

Cette étude vise à analyser l'impact des taux d'imposition sur le revenu imposable des Canadiens, en utilisant deux principales sources de données : la Banque de données administratives longitudinales (DAL) et les taux d'imposition. Les données de la DAL, obtenues via le Centre interuniversitaire québécois de statistiques sociales (CIQSS), couvrent la période de 1988 à 2019 et permettent d'explorer les dynamiques fiscales au Canada. Ces données sont combinées à des informations publiques sur les taux d'imposition de toutes les provinces, à l'exception du Québec. Le Québec est exclu de l'analyse en raison des différences structurelles entre son système fiscal et celui des autres provinces. Plus précisément, Revenu Québec et Revenu Canada utilisent des définitions différentes du revenu imposable, ce qui rend difficile une comparaison directe. De plus, les données de Revenu Québec avant 2004 n'étaient pas disponibles pour cette étude, ce qui aurait introduit des lacunes importantes dans l'analyse. Par conséquent, pour maintenir la cohérence et la comparabilité des résultats, cette recherche se concentre sur les données de Revenu Canada, qui couvrent l'ensemble des provinces à l'exception du Québec. Ces deux sources de données constituent une base solide pour discuter des politiques fiscales et pour analyser l'effet de l'élasticité du revenu imposable tout au long de cette étude.

2.1 Données de la DAL

Les données de la Banque de données administratives longitudinales (DAL) sont principalement recueillies à partir des déclarations de revenus remplies par les particuliers, généralement au printemps suivant l'année de référence. Les fichiers T1 pour une année civile sont transmis par l'Agence du revenu du Canada en janvier de l'année suivante. Ce fichier longitudinal est constitué d'un échantillon de 20 % du Fichier des familles T1 annuel et contient une grande quantité de données démographiques et économiques. Le fichier DAL suit les personnes ayant présenté une déclaration de revenus au gouvernement fédéral, incluant toutes les personnes ayant un numéro d'assurance sociale et ayant rempli une déclaration de revenus T1 pour l'année en question. Le nombre total de ces derniers passe de 24 990 335 en 2010 à 29 255 790 en 2021², ce qui présente une augmentation de 17,07 % pour cette période.

Dans cette analyse, les variables de revenu imposable (TXI__I) et de revenu total (TIRC_I) jouent un rôle central. L'utilisation du revenu imposable comme variable clé est conforme à la norme établie dans la littérature économique et fiscale (Carroll *et al.*, 2000). En effet, le revenu imposable est souvent utilisé pour évaluer les effets des politiques fiscales sur les comportements des contribuables car il reflète directement l'assiette fiscale affectée par les modifications législatives (Saez, 2001). D'autre part, le revenu total, défini par l'Agence du revenu du Canada comme TIRC_I, englobe tous les flux de revenus, offrant ainsi une mesure plus exhaustive du bien-être économique des individus (Atkinson, 2015).

2. Tableau 11-10-0055-01 : Revenu total médian, selon le type de famille et la composition familiale sur : <https://www150.statcan.gc.ca>.

TABLEAU 2.1 – Statistiques descriptives des variables principales

Variable	Moyenne	Écart-type
Année (year)	2003,13	9,18
Âge au 31 décembre (AGE__I)	43,41	12,63
Sexe (SXCO_I)	0,54	0,50
Revenu total (TIRC_I)	43 500	96 865,67
Revenu imposable (TXI__I)	38 900	87 477,48
Taux marginal d'imposition	0,269131	0,131089
Nombre total d'observations	302 100 544	

Source : Calculs basés sur les données de la Banque de données administratives longitudinales (DAL) pour la période 1988-2019.

Note : Le « Nombre total d'observations » correspond à la somme des pondérations multipliée par 5, comme l'exige Statistique Canada pour les statistiques descriptives.

Cet ensemble de données offre un cadre complet à des fins d'analyse, facilitant l'étude de variables critiques, notamment le revenu imposable (TIRC__I), le revenu total (TXI__I), en plus des indicateurs démographiques. Les données couvrant chaque année de 1988 à 2019 ont été méticuleusement extraites, nettoyées et restructurées afin de synthétiser un fichier unique qui couvre toutes les années. Conformément au règlement de confidentialité de la DAL, les revenus dans cet ensemble de données sont arrondis à la centaine la plus proche, ce qui standardise les résultats et assure la protection des informations personnelles, tout en facilitant les comparaisons entre les différentes périodes. Afin de garantir une analyse fiable, seuls les individus ayant un revenu annuel supérieur à 5 000 CAD lors de la première observation ont été inclus. Les statistiques descriptives dans le tableau 2.1 montrent que l'âge moyen des contribuables est de 43,4 ans, avec une dispersion modérée (écart-type de 12,6 ans). Le revenu total présente une moyenne de 43 500 dollars, mais avec une variance significative (écart-type de 96 866 dollars),

indiquant une large distribution des revenus parmi les individus de l'échantillon.

TABLEAU 2.2 – Répartition des observations par statut familial (en pourcentage)

Statut familial	Valeurs de la variable INDFLI	Pourcentage
Personne mariée	1, 3	68,93 %
Enfant	5	8,33 %
Parent seul	7	5,26 %
Individu seul	8	17,51 %
Information manquante	-1, -3, -8	0,20 %

Source : Nos calculs à partir des données de la Banque de données administratives longitudinales (DAL).

Le tableau 2.2 définit la distribution des observations en fonction de la situation familiale, sur la base de la variable INDFLI dérivée de l'ensemble de données DAL. Les chiffres présentés sont pondérés, fournissant ainsi une représentation plus précise de la composition de la population globale examinée.

Les personnes mariées constituent la prépondérance des observations pondérées, représentant 68,93 % de l'échantillon. Cette répartition correspond aux tendances démographiques observées au sein de la population canadienne, les familles mariées constituant une cohorte démographique importante. Les autres catégories, comprenant les enfants, les parents célibataires et les personnes seules, sont également bien représentées, avec 8,33 %, 5,26 %, et 17,51 % des observations pondérées, respectivement.

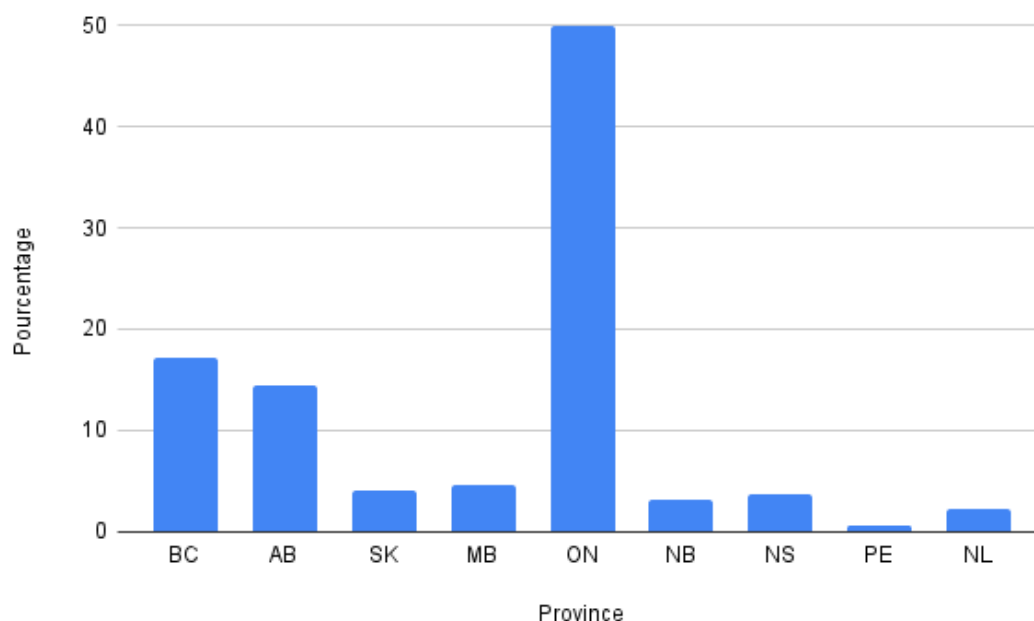
Cet ensemble de données est essentiel à ma recherche, car il permet d'élucider la manière dont les différentes dynamiques fiscales influencent les caractéristiques démographiques spécifiques des familles. Par exemple, les personnes mariées et les individus seuls peuvent avoir des besoins différents et des revenus distincts en

raison de leur situation économique et de leurs responsabilités familiales, ce qui affecte leurs comportements fiscaux et leur réponse aux politiques publiques.

En outre, il existe une incidence modérée d'observations caractérisées par des informations manquantes sur la situation familiale, soit 0,2 % des observations pondérées, ce qui représente une fraction mineure de l'échantillon global. Néanmoins, il est impératif de tenir compte de ces données manquantes pour garantir la robustesse et la validité des résultats analytiques.

La figure ci-dessus illustre la répartition en pourcentage des observations par province. L'Ontario (ON) domine avec plus de 40 % des observations, ce qui reflète sa position économique et démographique centrale au Canada. L'Alberta (AB) et la Colombie-Britannique (BC) suivent, bien que leur part reste bien inférieure à celle de l'Ontario. Les provinces de l'Atlantique, comme Terre-Neuve-et-Labrador (NL), l'Île-du-Prince-Édouard (PE), la Nouvelle-Écosse (NS), et le Nouveau-Brunswick (NB), ainsi que d'autres provinces, représentent une proportion plus faible, généralement inférieure à 10 %.

FIGURE 2.1 – Répartition des observations par province (en pourcentage)



Source : Calculs basés sur les données de la Banque de données administratives longitudinales (DAL) pour la période 1988-2019.

Cette concentration élevée en Ontario pourrait influencer les résultats de notre analyse des ETI, car les comportements fiscaux et les niveaux de revenu peuvent varier d’une province à l’autre.

2.2 Taux d’imposition

Cette section détaille la construction d’une base de données exhaustive des taux marginaux d’imposition pour les provinces canadiennes entre 1988 et 2019, à l’exception du Québec en raison de différences dans les systèmes fiscaux et de contraintes liées à la disponibilité de données homogènes.

2.2.1 Sources des données

Les taux d'imposition utilisés proviennent des déclarations fiscales archivées auprès de l'Agence du revenu du Canada (ARC)³. Cette base comprend les taux d'imposition standards, les surtaxes et les différentes tranches fiscales. Nous avons omis de considérer les crédits d'impôt spéciaux à l'exception de la déduction personnelle standard, et la "réduction sélective de l'impôt" de l'Alberta de 1991 à 2000 (en raison de son application universelle), pour maintenir la cohérence des taux comparés. La présentation détaillée commencera par une exposition des processus de collecte des données fiscales de 1988 à 2003, extraites manuellement des archives en ligne de l'ARC. Pour la période de 2004 à 2019, les données ont été complétées grâce aux ressources disponibles sur TaxTips⁴, qui regroupent les taux et les tranches d'imposition. Les données de la DAL s'appuient sur la définition du revenu établie par l'Agence du revenu du Canada (ARC), ce qui justifie l'exclusion des données relatives au Québec, en raison des divergences dans les définitions du revenu entre ARC et Revenu Québec.

2.2.2 Présentation des données

Entre 1990 et 2002, les Canadiens ont vu leurs revenus totaux croître de 63,8 %⁵, coïncidant avec une période marquée par des fluctuations fiscales impor-

3. Le site web de l'ARC se trouve à l'adresse suivante : <https://www.canada.ca/fr/agence-revenu/services/formulaires-publications/trousses-impot-toutes-annees-imposition.html>.

4. La collection TaxTips sur les taux et les tranches d'imposition est disponible à l'adresse suivante : <https://www.taxtips.ca/tax-rates.htm>.

5. Le site web de Statistique Canada, disponible à l'adresse suivante : <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/catalogue/11-621-M2005024>.

tantes, tant au niveau provincial que fédéral. Cette période a été caractérisée par des réformes fiscales majeures visant à adapter les politiques aux nouvelles réalités économiques et démographiques du pays. Ces fluctuations se sont traduites par des variations notables dans les taux d'imposition, influencées à la fois par les décisions provinciales et les mesures fédérales.

Les Figures 2.2 et 2.3 présentent les taux d'imposition au revenu médian. Pour bien comprendre l'évolution des taux d'imposition au fil des années, le Canada (hors Québec) peut être divisé en deux régions : l'Est et l'Ouest. Les provinces atlantiques à l'Est ont montré des tendances relativement stables après un pic autour de l'année 2000, suivi d'une légère baisse au cours des quatre années suivantes, avant d'atteindre une stabilisation. Les écarts entre les provinces de cette région sont restés modestes, ce qui indique une certaine convergence des politiques fiscales pour les contribuables au revenu médian. En revanche, la région allant de l'Ontario jusqu'à l'Ouest du Canada présente une plus grande variabilité, notamment autour de l'année 2000, où des écarts plus prononcés entre les provinces sont observés. Il est important de noter que le pic observé en 1999 dans les taux d'imposition est lié au passage du revenu médian des Canadiens à une tranche d'imposition fédérale plus élevée. En effet, le revenu médian est passé de la tranche d'imposition de 17 % à celle de 26 %, entraînant une augmentation soudaine du taux marginal d'imposition. Certaines provinces, ayant des systèmes d'imposition alignés sur les mêmes tranches que le fédéral, ont également vu une hausse similaire, contribuant ainsi aux variations des taux d'imposition à l'échelle provinciale.

Ces fluctuations fiscales ont été influencées par des réformes économiques majeures et des décisions prises au niveau provincial. Par exemple, des provinces riches en ressources naturelles, comme l'Alberta et la Colombie-Britannique, ont pu maintenir des taux d'imposition plus bas grâce à leurs abondantes ressources

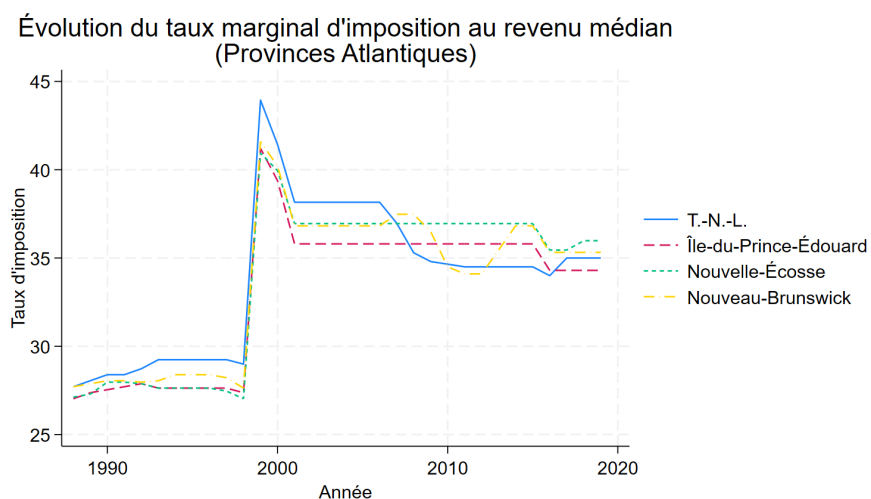


FIGURE 2.2 – Taux marginal au revenu médian dans l'Est du Canada

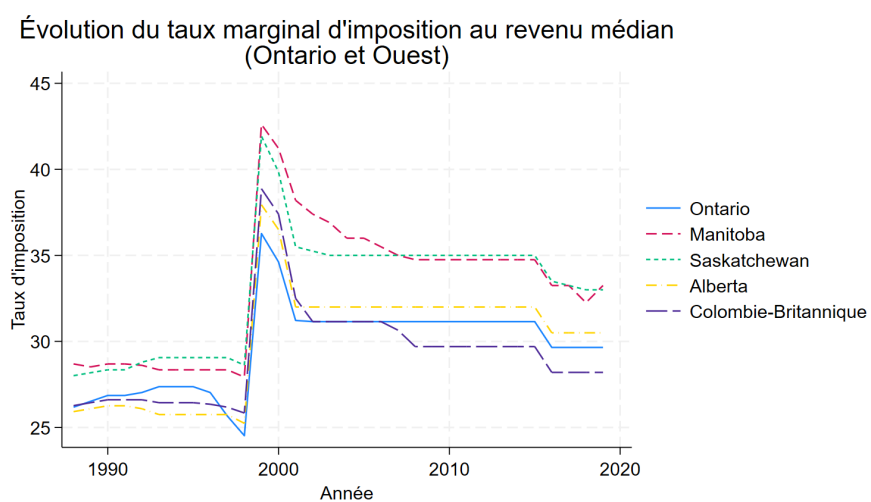


FIGURE 2.3 – Taux marginal au revenu médian dans l'Ouest du Canada

énergétiques. En 2023, l'Alberta a produit 4,3 millions de barils de pétrole brut par jour, représentant 84 % de la production totale du Canada⁶. Ces ressources ont permis à ces provinces de bénéficier d'une plus grande flexibilité budgétaire. Cela a également été analysé par McMillan et Dahlby (2014), qui mettent en avant que les gouvernements locaux, en particulier en Alberta, ont historiquement compté sur les taxes foncières tout en bénéficiant de revenus substantiels provenant des ressources naturelles. Cela correspond à l'idée que l'Alberta et la Colombie-Britannique, toutes deux riches en ressources naturelles, ont pu maintenir des taux d'imposition relativement bas en complétant leurs budgets grâce aux revenus de l'extraction de ressources.

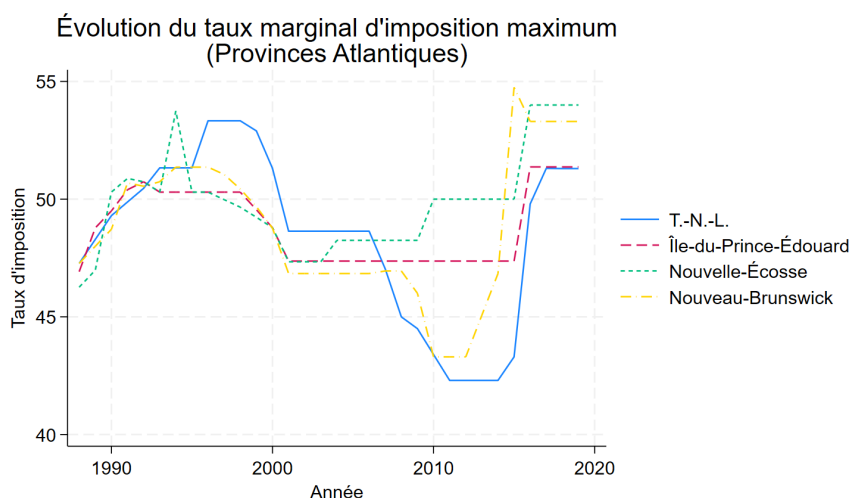


FIGURE 2.4 – Maximum des taux d'imposition dans l'Est du Canada

Les Figures 2.4 et 2.5 présentent l'évolution des taux marginaux d'imposition pour les hauts revenus dans les provinces canadiennes, en distinguant les ré-

6. Le site web de la régie de l'énergie de Canada se trouve à l'adresse suivante : <https://www.cer-rec.gc.ca/fr/donnees-analyse/marches-energetiques/profils-energetiques-provinces-territoires/profils-energetiques-provinces-territoires-alberta.html>.

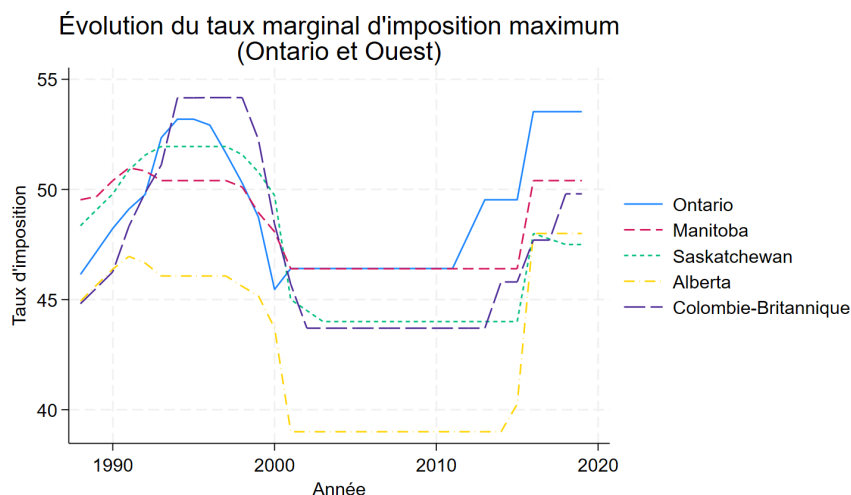


FIGURE 2.5 – Maximum des taux d'imposition dans l'Ouest du Canada

gions de l'Est (Terre-Neuve-et-Labrador, Île-du-Prince-Édouard, Nouvelle-Écosse et Nouveau-Brunswick) et de l'Ouest (Ontario, Manitoba, Saskatchewan, Alberta et Colombie-Britannique).

Dans les provinces de l'Est, on observe une variabilité significative des taux d'imposition maximaux après l'an 2000. Par exemple, certaines provinces ont connu une baisse notable au début des années 2000, suivie d'une augmentation marquée après 2010. Cette tendance reflète des réformes fiscales ciblant les hauts revenus, avec des ajustements fréquents en réponse aux conditions économiques et politiques locales. Par exemple, Terre-Neuve-et-Labrador et la Nouvelle-Écosse ont vu leurs taux maximaux augmenter de manière significative après 2010, tandis que l'Île-du-Prince-Édouard a maintenu des taux relativement stables avec des ajustements plus modérés.

Dans les provinces de l'Ouest, les taux marginaux maximaux montrent également des fluctuations, mais avec des différences régionales marquées. L'Alberta, par exemple, a historiquement maintenu des taux plus bas grâce à ses revenus

provenant des ressources naturelles, ce qui lui a permis une plus grande flexibilité fiscale. En revanche, l'Ontario et la Colombie-Britannique ont connu des hausses plus prononcées après 2010, reflétant des politiques fiscales plus progressives. La Saskatchewan et le Manitoba, quant à eux, ont présenté des trajectoires intermédiaires, avec des ajustements moins drastiques mais toujours perceptibles.

Ces variations régionales mettent en lumière l'hétérogénéité des stratégies fiscales adoptées par les provinces canadiennes. Alors que certaines provinces ont opté pour des ajustements fréquents et ciblés, d'autres ont privilégié une plus grande stabilité ou des taux plus bas, en fonction de leurs contextes économiques et de leurs priorités politiques. Cette analyse souligne l'importance de considérer les spécificités régionales lors de l'évaluation des impacts des politiques fiscales sur les comportements des contribuables et sur la distribution des revenus.

CHAPITRE III

MÉTHODOLOGIE

Dans cette section, nous présenterons la méthodologie de deux analyses empiriques principales. La première concerne l'estimation de l'élasticité du revenu imposable (ETI) à l'aide de régressions par variables instrumentales pour corriger les biais d'endogénéité. La seconde analyse se concentre sur l'effet des variations des taux d'imposition à différents quartiles de la distribution des revenus, afin de mieux comprendre l'impact des taxes sur les groupes de revenus.

3.1 Introduction des analyses empiriques

La spécification principale utilisée pour l'analyse est donnée par l'équation suivante :

$$\log \left(\frac{y_{i,t+j}}{y_{i,t}} \right) = \alpha + \beta \log \left(\frac{1 - m_{i,t+j}}{1 - m_{i,t}} \right) + X_{i,t}\gamma + \lambda_t + \epsilon_{i,t} \quad (3.1)$$

où $y_{i,t}$ est le revenu de l'individu i au cours de l'année t , $m_{i,t}$ est le taux d'imposition marginal de cet individu, $X_{i,t}$ est un vecteur de variables de contrôle individuelles, et λ_t est un effet fixe de temps. j est le décalage entre les années utilisées pour l'estimation et sera égal à 1, 2 ou 3.

L'équation utilisée dans l'analyse vise à mesurer l'impact des variations des taux d'imposition marginaux sur les revenus des individus à travers le temps. En

prenant la forme logarithmique, cette spécification permet d’interpréter les coefficients comme des élasticités, facilitant ainsi la compréhension des changements proportionnels dans le revenu en réponse à des modifications des taux d’imposition.

3.2 Endogénéité et variables instrumentales

L’endogénéité est un enjeu clé dans cette analyse car le taux d’imposition marginal peut être influencé par des changements dans le revenu, en raison de la progressivité du système fiscal : un revenu plus élevé peut automatiquement conduire à un taux d’imposition marginal plus élevé, ce qui biaiserait l’estimation de l’effet causal du taux d’imposition sur le revenu imposable.

Pour pallier à ce problème, nous utilisons un instrument exogène basé sur le taux d’imposition décalé. Cet instrument consiste à utiliser le taux d’imposition marginal applicable aux revenus des individus plusieurs années auparavant avec un décalage de 1, 2 ou 3 ans. L’hypothèse derrière ce choix est que les taux d’imposition passés sont fortement corrélés aux taux actuels, mais ils ne sont pas affectés par les fluctuations actuelles des revenus des contribuables. En conséquence, cela garantit que l’instrument soit corrélé avec le taux d’imposition actuel et indépendant de l’erreur de la régression. En pratique, cela signifie que nous utilisons $\log\left(\frac{1-\widehat{m}_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$ comme instrument pour $\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$, où $\widehat{m}_{i,t+j}$ est le taux d’imposition marginal auquel l’individu aurait été confronté au cours de l’année $t+j$ si son revenu était resté à la même valeur réelle que durant l’année t . Notons que $\widehat{m}_{i,t+j}$ diffère de $m_{i,t}$ uniquement en raison des changements dans le barème d’imposition entre les années t et $t+j$.

3.3 Spécifications détaillées des regressions

Dans notre analyse, plusieurs variables de contrôle sont incluses afin de minimiser les biais et de mieux isoler l'effet des variations des taux d'imposition sur les revenus. Ces variables de contrôle sont modélisées de manière linéaire dans la majorité des régressions, avec l'utilisation de variables dichotomiques pour le sexe, l'âge, le statut familial et la province. L'âge est un facteur clé car les individus à différents stades de leur vie présentent souvent des trajectoires de revenus distinctes : les jeunes travailleurs en début de carrière, par exemple, n'auront pas les mêmes réponses fiscales que ceux proches de la retraite. Le statut familial est également un déterminant important, puisque les personnes mariées ou ayant des enfants bénéficient de différents allègements fiscaux ou subissent des obligations fiscales spécifiques qui peuvent moduler leur comportement face aux taux d'imposition. De même, le sexe est inclus comme variable de contrôle afin de capturer les éventuelles disparités salariales entre les hommes et les femmes, qui peuvent influencer la base de revenu imposable et les réactions aux ajustements fiscaux. Le contrôle de la province de résidence d'un individu nous permet d'exclure toute variation des revenus qui est commune à tous les individus d'une province.

De plus, nous avons inclus un contrôle pour le revenu passé, en utilisant le logarithme du revenu décalé (lag de revenu) de la période t . Cela permet de mieux capturer la relation entre les revenus passés et actuels, en modélisant l'effet persistant du revenu antérieur sur les revenus futurs. En tenant compte des éventuelles non-linéarités dans cette relation, nous sommes en mesure de mieux comprendre comment le revenu passé influence la réponse fiscale actuelle, en particulier pour les contribuables à des niveaux de revenus différents. En plus d'utiliser simplement le logarithme du revenu, nous essayons également une spécification dans laquelle nous utilisons une spline linéaire avec différents coefficients sur le revenu décalé

en log pour différents déciles de la distribution du revenu. L’avantage des splines est qu’elles permettent de modéliser de manière flexible les relations non linéaires en divisant les données en segments continus et en ajustant une fonction distincte à chaque segment. Cela est particulièrement pertinent pour les analyses fiscales, car l’effet des variations des taux d’imposition peut ne pas être constant à travers les différents niveaux de revenus, en particulier entre les déciles supérieurs et inférieurs de la distribution.

En outre, nous avons inclus des effets fixes d’année dans notre spécification pour capturer les chocs macroéconomiques ou les réformes fiscales susceptibles d’affecter tous les individus de manière uniforme. Ces effets fixes contrôlent pour les variations temporelles qui ne sont pas expliquées par les variables individuelles, telles que les crises économiques ou les changements dans les politiques fiscales nationales.

Dans notre analyse, nous appliquons plusieurs spécifications pour renforcer la robustesse des résultats. Tout d’abord, nous réalisons des régressions pondérées par le revenu imposable des individus afin de tenir compte de l’hétérogénéité des revenus dans l’échantillon. Par exemple, un contribuable avec un revenu imposable élevé pourrait réagir différemment à une variation des taux d’imposition qu’un contribuable avec un revenu plus faible. En pondérant nos régressions par le revenu imposable, nous accordons plus de poids aux individus dont le revenu est plus élevé, tout en nous assurant que les résultats reflètent correctement la diversité des situations dans la population étudiée. Nous essayons également une spécification dans laquelle les observations sont pondérées uniquement par les poids d’échantillon de la DAL (la spécification avec pondérations de revenu utilise également les poids d’échantillon de la DAL).

Ensuite, nous procédons à des analyses de robustesse pour évaluer si les ré-

sultats sont sensibles à la définition du revenu. En remplaçant le revenu imposable par le revenu total comme variable dépendante, nous vérifions si l'effet des taux d'imposition sur les revenus est similaire lorsque nous incluons toutes les sources de revenus, y compris celles qui ne sont pas imposables. Cela est particulièrement important dans notre étude, car les contribuables canadiens peuvent bénéficier de diverses déductions importantes qui rendent leur revenu imposable inférieur à leur revenu total, influençant ainsi leur comportement fiscal.

Nous utilisons également l'approche de Weber (2014), qui consiste à effectuer la régression en utilisant un instrument qui est décalé d'une période supplémentaire.⁷ C'est-à-dire qu'au lieu d'utiliser $\log\left(\frac{1-\hat{m}_{i,t+j}}{1-\hat{m}_{i,t}}\right)$ comme instrument pour $\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$, nous utilisons $\log\left(\frac{1-\hat{m}_{i,t+j,t-1}}{1-\hat{m}_{i,t-1}}\right)$, où $\hat{m}_{i,t+j,t-1}$ est le taux d'imposition marginal auquel l'individu aurait été confronté au cours de l'année $t+j$ si son revenu était resté à la même valeur réelle que durant l'année $t-1$. Cette approche peut traiter la corrélation sérielle dans le terme d'erreur, réduisant ainsi le biais qui peut être causé par un retour à la moyenne du revenu.

3.4 Analyse des effets par quartiles

La deuxième partie de notre analyse se concentre sur l'effet des variations des taux d'imposition à différents points de la distribution des revenus. En segmentant la population en quartiles, nous cherchons à comprendre si l'impact des changements de taux d'imposition varie selon les niveaux de revenu. Cela est particulièrement pertinent dans un système fiscal progressif comme celui du Canada, où les individus à revenus élevés sont soumis à des taux d'imposition marginaux plus élevés que ceux ayant des revenus plus faibles. Ainsi, nous nous attendons à ce

7. Weber (2014) utilise également encore plus de décalages supplémentaires de l'instrument, mais nous nous concentrons ici sur une version simple de sa stratégie.

que la sensibilité du revenu imposable aux taux d'imposition ne soit pas uniforme à travers les différentes tranches de revenu, ce qui pourrait révéler des dynamiques importantes pour la conception des politiques fiscales.

Pour capturer ces différences, nous utilisons une version augmentée de l'équation (3.1) qui intègre les variables des quartiles de revenu. Cette approche permet de modéliser l'effet des taux d'imposition séparément pour chaque groupe de contribuables en fonction de leur position dans la distribution des revenus. Les quartiles sont calculés pour chaque année afin de s'assurer que la répartition des revenus est cohérente avec les variations temporelles dans la population étudiée.

L'équation modifiée pour cette analyse est la suivante :

$$\begin{aligned}
 \log \left(\frac{y_{i,t+j}}{y_{i,t}} \right) = & \alpha + \beta \log \left(\frac{1 - m_{i,t+j}}{1 - m_{i,t}} \right) \\
 & + \beta_{Q(i(t+j))}^{0,25} \log \left(\frac{1 - \hat{m}_{t+j}^{0,25}}{1 - m_t^{0,25}} \right) \\
 & + \beta_{Q(i(t+j))}^{0,5} \log \left(\frac{1 - \hat{m}_{t+j}^{0,5}}{1 - m_t^{0,5}} \right) \\
 & + \beta_{Q(i(t+j))}^{0,75} \log \left(\frac{1 - \hat{m}_{t+j}^{0,75}}{1 - m_t^{0,75}} \right) \\
 & + X_{i,t}\gamma + \lambda_t + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned} \tag{3.2}$$

Dans cette équation, nous introduisons des coefficients spécifiques à chaque quartile de revenu : $\beta_{Q(i(t+j))}^q$, où $q = \{0,25, 0,5, 0,75\}$. $Q(i(t+j)) = \{1,2,3,4\}$ représente le quartile de la distribution des taux d'imposition marginaux dans lequel se trouve l'individu i au cours de l'année $t+j$, et m_t^q est le taux d'imposition marginal au centile q au cours de l'année t , tandis que $\hat{m}_{t+j}^q$ est le taux d'imposition marginal au centile q dans la distribution des taux d'imposition auxquels les

individus seraient confrontés au cours de l'année $t + j$ compte tenu de leur revenu au cours de l'année t .

En conséquence, chaque coefficient $\beta_{Q(i(t+j))}^q$ représente l'effet du taux d'imposition au centile q sur le revenu d'un individu dans le quartile $Q(i(t+j))$ de la distribution globale. Par exemple, $\beta_1^{0,25}$ indique si un changement des taux marginaux d'imposition au 25e centile augmente ou diminue les revenus des individus du premier quartile. De même, $\beta_2^{0,5}$ représente l'effet du taux d'imposition au 50e centile sur les revenus des individus du deuxième quartile, et $\beta_3^{0,75}$ représente l'effet du taux d'imposition au 75e centile sur les revenus des individus du troisième quartile.

Le vecteur $X_{i,t}$ regroupe les variables de contrôle (comme l'âge, le statut familial, le sexe et la province), tandis que λ_t capte les effets fixes d'année. L'erreur de régression $\epsilon_{i,t}$ représente les facteurs non observés qui influencent le revenu imposable de chaque individu. Nous utilisons le même instrument que précédemment pour $\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$.

Plusieurs mécanismes pourraient expliquer pourquoi les changements de taux marginaux d'imposition affectent les revenus des individus dans différents quartiles. Premièrement, des changements dans la structure des entreprises ou des industries en réponse aux modifications de l'impôt sur le revenu pourraient influencer les revenus des travailleurs. Par exemple, une augmentation des taux marginaux pour les hauts revenus pourrait inciter les entreprises à restructurer leurs politiques de rémunération, ce qui pourrait avoir des effets en cascade sur les salaires des travailleurs à tous les niveaux de revenu. Deuxièmement, des changements dans la politique de fixation des salaires au niveau de l'entreprise ou des syndicats pourraient également jouer un rôle. Par exemple, si les syndicats négocient des augmentations de salaire pour compenser les hausses d'impôts, cela

pourrait affecter les revenus des travailleurs dans les quartiles inférieurs et intermédiaires. Enfin, des ajustements dans les comportements d'offre de travail ou dans les stratégies d'optimisation fiscale pourraient expliquer pourquoi les contribuables réagissent différemment aux changements de taux marginaux d'imposition selon leur position dans la distribution des revenus. Ces mécanismes montrent que les effets des impôts sur les revenus ne se limitent pas aux seuls contribuables directement touchés par les changements de taux, mais peuvent également influencer les revenus des autres groupes de contribuables. Chaque aspect méthodologique que nous avons intégré joue un rôle important pour obtenir une analyse robuste et précise des effets des taux d'imposition sur les revenus. Cela nous permet d'entrer dans la phase d'analyse des résultats avec des fondations solides, tout en tenant compte des différentes dimensions qui influencent les réponses fiscales.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

Ce chapitre est consacré à la présentation des résultats obtenus à partir de nos régressions. Ces résultats sont divisés en deux parties : dans la première partie, nous présentons les résultats des régressions visant à estimer l'élasticité du revenu imposable par rapport aux taux d'imposition, en utilisant la méthode des variables instrumentales. Les régressions ont été effectuées avec et sans pondération par le revenu, et avec différents décalages (lags) des taux d'imposition ; il y a aussi des tests de robustesse en utilisant le revenu total au lieu du revenu imposable et en utilisant la méthode d'estimation de Weber (2014). La deuxième partie de ce chapitre est consacrée à l'analyse des effets des taux d'imposition sur l'ensemble de la distribution.

4.1 Résultats pour l'élasticité du revenu imposable (ETI)

4.1.1 Spécification principale (décalages de trois ans, revenu imposable, avec et sans pondération du revenu)

Le tableau 4.1 présente les résultats de notre première régression, examinant l'effet de la variation des taux d'imposition sur le revenu imposable (ETI), sans pondération par le revenu. Pour chaque régression, le N correspond au nombre non pondéré d'observations, arrondi à la centaine la plus proche. Chaque colonne

du tableau représente une version différente du modèle, avec l'ajout progressif de nouvelles variables de contrôle pour affiner les résultats de l'analyse.

TABLEAU 4.1 – Élasticité du revenu imposable (décalages de trois ans, non pondérés par le revenu)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ETI	-4,464*** (0,00166)	-0,400*** (0,00417)	-0,403*** (0,00411)	-0,0554*** (0,00427)	0,222*** (0,00449)
Hommes			-0,00125*** (0,000191)	0,136*** (0,000397)	0,0967*** (0,000365)
Log(revenu décalé)				-0,318*** (0,000363)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Âge	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Non	Non	Non	Oui
F_{stat}		1 630 432	1 680 206	1 662 090	1 613 022
N	46 154 700	46 154 700	46 154 700	46 154 700	46 154 700

Note : La première colonne est une estimation par MCO, les autres sont VI (Variables Instrumentales). Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Dans la première colonne, le coefficient de -4,464 significatif au niveau de 1% ($p < 0,001$), indique qu'une hausse du taux d'imposition est associée à une hausse importante du revenu imposable. Ce résultat, bien que surprenant, s'ex-

plique par un biais dû à la corrélation mécanique et au retour à la moyenne. Tout d'abord, et surtout, un revenu plus élevé est mécaniquement associé à un taux d'imposition plus élevé, ou à une valeur plus faible de la principale variable explicative. Les individus avec des revenus exceptionnellement élevés dans une année ont également tendance à voir leurs revenus baisser l'année suivante, ce qui fausse l'estimation par MCO (Méthode des Moindres Carrés Ordinaires). Ce coefficient élevé et négatif illustre pourquoi une estimation IV est nécessaire pour corriger ce biais.

Avec l'introduction de l'estimation IV dans la deuxième colonne, le coefficient passe à -0,400, également significatif à 1% ($p < 0,001$). Ce changement indique que l'estimation IV corrige une partie du biais observé dans la première colonne, bien que l'effet reste négatif. Cela est dû au fait que la correction IV réduit les problèmes de corrélation mécanique, mais elle ne corrige pas complètement le biais de retour à la moyenne. C'est pourquoi le coefficient reste significatif et négatif à ce stade. Il est à noter que, dans des résultats supplémentaires disponibles sur demande, nous avons également calculé les estimations de cette colonne en utilisant le clustering des écarts-types au niveau de la province plutôt qu'au niveau individuel ; les écarts-types sont beaucoup plus grands dans ce cas, mais le coefficient reste très significatif. Nous n'utilisons pas le clustering au niveau de la province comme spécification principale en raison du petit nombre de clusters que cela permettrait (nous ne disposons que de données sur neuf provinces).

Dans la troisième colonne, l'ajout des contrôles pour la province, le sexe, l'âge et le statut familial ne modifie pas de manière substantielle le coefficient (-0,403), toujours significatif au seuil de 1% ($p < 0,001$). Ces variables de contrôle ne semblent pas avoir un effet majeur sur la relation entre les taux d'imposition et le revenu imposable. On peut remarquer que le coefficient pour la variable Hommes est proche de zéro (-0,00125), suggérant que la différence de genre n'affecte pas de

manière significative le changement du revenu imposable dans cette spécification.

Dans la quatrième colonne, le coefficient pour le taux d'imposition diminue considérablement à -0,0554, lorsque le logarithme du revenu décalé est introduit comme variable explicative. Ce changement indique que le revenu passé a un effet important sur le revenu actuel, réduisant ainsi l'élasticité apparente du revenu imposable par rapport au taux d'imposition. Le coefficient de -0,318 sur le logarithme du revenu décalé montre que les individus avec des revenus plus élevés dans le passé tendent à déclarer moins de revenus imposables aujourd'hui, ce qui est en ligne avec les attentes théoriques sur le retour à la moyenne des revenus, car les individus ayant des revenus inhabituellement élevés au cours d'une période ont tendance à revenir vers la moyenne au cours de la période suivante.

Enfin, la cinquième colonne introduit un contrôle supplémentaire sous la forme d'une spline du logarithme du revenu décalé, afin de capturer plus précisément les effets du revenu passé. Une fois ce contrôle ajouté, le coefficient de l'élasticité devient positif à 0,222, ce qui indique qu'un taux marginal d'imposition plus élevé est associé à des revenus plus faibles. Ce changement reflète le fait que, lorsque nous contrôlons de manière flexible et non linéaire les revenus passés, nous parvenons à corriger les biais des estimations précédentes. L'interprétation suggère que les contribuables réagissent à des taux d'imposition plus élevés en réduisant leurs revenus déclarés, ce qui est cohérent avec des comportements d'optimisation fiscale, en particulier parmi les individus à revenus plus élevés.

Le tableau 4.2 présente les résultats de la même spécification pour l'effet de la variation des taux d'imposition sur le revenu imposable (ETI), sauf que cette fois on fait la pondération par le revenu. Chaque colonne du tableau représente une version différente du modèle, avec l'ajout progressif de nouvelles variables de contrôle.

TABLEAU 4.2 – Élasticité du revenu imposable (décalages de 3 ans, pondérés par le revenu)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
ETI	-4,183*** (0,00353)	1,532*** (0,0155)	1,434*** (0,0149)	0,534*** (0,0112)	0,578*** (0,0118)
Hommes			0,000419 (0,000582)	0,0873*** (0,000696)	0,0751*** (0,000672)
Log(revenu décalé)				-0,189*** (0,00112)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Âge	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Non	Non	Non	Oui
F_stat		452 355	466 881	605 336	.
N	46 154 700	46 154 700	46 154 700	46 154 700	46 154 700

Note : La première colonne est une estimation par MCO, les autres sont VI (Variables Instrumentales). Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé). Dans la colonne 5, l'instrument était très significatif, mais Stata n'a pas été en mesure de calculer numériquement la statistique F à partir de la régression de la première étape.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Dans la première colonne, le coefficient de -4,183, bien que toujours négatif et significatif ($p < 0,001$), est légèrement inférieur à celui observé dans le tableau 4.1 soit -4,464. Comme dans le tableau précédent, ce coefficient illustre la nécessité

de recourir à des estimations IV pour corriger ces biais.

Avec l'estimation IV dans la deuxième colonne, on observe une inversion du coefficient à 1,532, significatif au seuil de 1% ($p < 0,001$), ce qui contraste avec le résultat négatif du tableau 4.1 soit -0,400.

Dans la troisième colonne, avec l'ajout des contrôles pour la province, le sexe, l'âge et le statut familial, le coefficient reste stable à 1,434, tout comme dans le tableau 4.1. Cette stabilité montre que ces variables de contrôle ont un effet limité sur l'élasticité estimée une fois la pondération par le revenu prise en compte.

Dans la quatrième colonne, lorsque le logarithme du revenu décalé est ajouté comme variable explicative, le coefficient diminue à 0,534. Bien que le coefficient soit inférieur à celui de la deuxième colonne, il reste significatif et montre que la pondération par le revenu accentue encore l'effet observé, surtout pour les contribuables à revenus élevés.

Enfin, dans la cinquième colonne, l'introduction d'une spline pour le revenu décalé augmente légèrement le coefficient à 0,578, toujours significatif à 1% ($p < 0,001$). Cette spécification non linéaire capture les effets différenciés pour les contribuables avec des revenus plus fluctuants.

En conclusion, la pondération par le revenu a pour effet d'augmenter les élasticités estimées, en raison de la plus forte réaction des personnes à revenus élevés aux changements des taux d'imposition. Ces résultats confirment les observations faites dans des études précédentes comme celle de Gruber et Saez (2002) sur les comportements d'optimisation fiscale des contribuables plus aisés, qui déclarent davantage de revenus en réponse à des taux d'imposition plus faibles.

4.1.2 Analyses de robustesse I : variations avec des décalages de 2 ans et 1 an

Le tableau 4.3 présente les résultats des régressions avec un décalage de deux ans, avec et sans pondération par le revenu, afin d'observer les réponses fiscales à plus court terme. Les résultats correspondant aux trois premières colonnes des tableaux 4.1 et 4.2 sont similaires aux analyses précédentes, et donc dans le tableau 4.3 nous nous concentrons sur les résultats qui correspondent aux deux dernières colonnes de ces tableaux, avec des contrôles pour les revenus passés.

TABLEAU 4.3 – Élasticité du revenu imposable (décalages de deux ans, avec et sans pondération par le revenu)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ETI	-0,0346*** (0,00439)	0,182*** (0,00459)	0,568*** (0,0116)	0,579*** (0,0118)
Hommes	0,114*** (0,000319)	0,0792*** (0,000287)	0,0736*** (0,000578)	0,0618*** (0,000558)
Log(revenu décalé)	-0,267*** (0,000307)		-0,161*** (0,000927)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Oui	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
F_stat	1 412 760	1 369 003	610 015	.
N	49 142 400	49 142 400	49 142 400	49 142 400

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé). Dans la quatrième colonne, l'instrument était très significatif, mais Stata n'a pas été en mesure de calculer numériquement la statistique F à partir de la régression de la première étape.

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Les résultats pour un décalage de deux ans montrent une faible réactivité du revenu imposable sans pondération (la première colonne, coefficient de -0,0346), qui devient positive et significative avec l'ajout de la spline du revenu décalé (la

deuxième colonne, 0,182). Lorsque l'on pondère par le revenu, les contribuables à hauts revenus réagissent plus fortement avec un coefficient de 0,568 dans la troisième colonne, et cette tendance se confirme avec l'ajout de la spline, le coefficient restant stable à 0,579 dans la quatrième colonne. Ces résultats, comparés à ceux avec des décalages de trois ans, indiquent des résultats assez similaires pour les élasticités, qui sont peut-être légèrement plus grandes pour des décalages plus longs lorsqu'elles ne sont pas pondérées par le revenu.

Le tableau 4.4 présente les résultats des régressions avec un décalage d'un an, avec et sans pondération par le revenu. Ce type d'analyse permet d'explorer des ajustements fiscaux à très court terme, offrant un aperçu de la rapidité avec laquelle les contribuables réagissent aux variations des taux d'imposition.

TABLEAU 4.4 – Élasticité du revenu imposable (décalages de 1 an, avec et sans pondération par le revenu)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ETI	0,00664 (0,00485)	0,121*** (0,00497)	0,640*** (0,0131)	0,605*** (0,0129)
Hommes	0,0810*** (0,000218)	0,0532*** (0,000190)	0,0541*** (0,000439)	0,0430*** (0,000419)
Log(revenu décalé)	-0,187*** (0,000232)		-0,122*** (0,000711)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Oui	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
F_{stat}	915 908	895 377	505 586	510 046
N	52 497 500	52 497 500	52 497 500	52 497 500

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Les résultats pour un décalage de 1 an montrent une légère réactivité du revenu imposable sans pondération, avec un coefficient non significatif de 0,00664 dans la première colonne, qui devient significatif et plus élevé à 0,121 avec l'ajout de la spline dans la deuxième colonne. Avec pondération par le revenu, le coefficient

est significatif dès le départ, à 0,640 dans la troisième colonne, et reste stable avec la spline à 0,605 dans la quatrième colonne. Cela indique que les contribuables à hauts revenus réagissent fortement même à court terme, bien que les réponses fiscales globales soient plus modestes sans pondération.

Ces résultats montrent que la réaction des contribuables aux variations des taux d'imposition dépend fortement de l'horizon temporel et du niveau de revenu. À court terme, les ajustements sont faibles sans pondération, mais deviennent significatifs lorsque la pondération est appliquée, soulignant la capacité des contribuables à hauts revenus à réagir rapidement aux incitations fiscales. Cette réponse plus marquée chez les plus aisés suggère qu'ils mobilisent des ressources pour optimiser leur fiscalité presque immédiatement après un changement de taux.

L'ajout des splines dans les modèles révèle également des effets non linéaires dans les comportements fiscaux. Cela met en évidence une certaine complexité, avec des stratégies qui varient selon la situation des contribuables et leurs revenus passés. Ces résultats montrent qu'il est essentiel d'analyser ces réponses fiscales en tenant compte des interactions entre la temporalité, le revenu, et la flexibilité des stratégies fiscales.

4.1.3 Analyses de robustesse II (décalages de trois ans, approche Weber, avec et sans pondération)

Le tableau 4.5 présente les résultats de l'approche Weber avec un décalage de trois ans, en regroupant les analyses avec et sans pondération par le revenu. Pour rappel, l'approche Weber consiste à utiliser un instrument basé sur un décalage d'une période supplémentaire, soit un écart de quatre ans entre la dernière période pour la variable dépendante et la première année pour l'instrument dans ce cas. Les coefficients montrent des différences intéressantes en termes de réaction des

contribuables aux variations des taux d'imposition.

TABLEAU 4.5 – Élasticité du revenu imposable (décalages de 3 ans, approche Weber, avec et sans pondération par le revenu)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ETI	0,301*** (0,0131)	0,802*** (0,0144)	-0,0602** (0,0184)	0,598*** (0,0220)
Hommes	0,137*** (0,000456)	0,0977*** (0,000426)	0,0933*** (0,000661)	0,0791*** (0,000637)
Log(revenu décalé)	-0,328*** (0,000605)		-0,196*** (0,00106)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Oui	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
F_{stat}	163 826	154 098	142 525	133 523
N	42 485 900	42 485 900	42 008 400	42 008 400

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Dans les deux premières colonnes sans pondération, les coefficients sont positifs, avec 0,301 et 0,802 respectivement. Ces résultats suggèrent que, sans pondération, une hausse des taux d'imposition est associée à une baisse du revenu im-

sable, un effet attendu dans la littérature économique. Les contribuables semblent réagir en ajustant leur revenu déclaré, particulièrement dans la deuxième colonne où des contrôles supplémentaires de revenu sont introduits, renforçant cet effet.

Dans la troisième et la quatrième colonnes (avec pondération), le coefficient devient légèrement négatif $-0,0602$ dans la version avec contrôle pour le revenu logarithmique décalé, comme dans les analyses précédentes sans pondération, avant de redevenir positif $0,598$ lorsque les splines sont ajoutées. De plus, des analyses de robustesse supplémentaires ont été effectuées où les contrôles supplémentaires pour le revenu décalé logarithmique (seul ou sous forme de spline) sont décalés d'une période supplémentaire, ce qui signifie un décalage de quatre ans dans ce cas. Les résultats de cette analyse supplémentaire indiquent des élasticités légèrement inférieures à celles du tableau 4.5 sans pondération et légèrement supérieures à celles du tableau 4.5 avec pondération. Ces variations confirment que, bien que les réponses des contribuables soient influencées par le temps nécessaire pour ajuster leur revenu déclaré, l'effet des incitations fiscales demeure robuste dans l'ensemble.

Globalement, les résultats indiquent que les élasticités sont pour la plupart plus grandes en utilisant l'approche Weber que celles des tableaux 4.1 et 4.2, ce qui correspond aux conclusions générales de Weber (2014); les résultats de la troisième colonne sont la seule exception, mais ceux de la quatrième colonne sont notre spécification préférée. Cela démontre l'effet différé mais solide des incitations fiscales sur leur comportement, appuyant la robustesse des analyses précédentes.

4.1.4 Analyses de robustesse III (décalages de trois ans, revenu total, avec et sans pondération du revenu)

Le tableau 4.6 présente les résultats des régressions sur l'élasticité du revenu total avec un décalage de trois ans, en regroupant les analyses avec et sans

pondération par le revenu.

TABLEAU 4.6 – Élasticité du revenu total (décalages de 3 ans, avec et sans pondération par le revenu)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
ETI	0,0461*** (0,00414)	0,251*** (0,00428)	0,461*** (0,0105)	0,406*** (0,0108)
Hommes	0,131*** (0,000389)	0,0964*** (0,000350)	0,0962*** (0,000665)	0,0846*** (0,000651)
Log(revenu décalé)	-0,312*** (0,000342)		-0,199*** (0,00103)	
Année	Oui	Oui	Oui	Oui
Province	Oui	Oui	Oui	Oui
Statut familial	Oui	Oui	Oui	Oui
Âge	Oui	Oui	Oui	Oui
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
F_{stat}	1 666 503	1 617 716	572 040	600 658
N	47 927 700	47 927 700	47 927 700	47 927 700

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les variables de contrôle listées sans coefficients sont toutes des effets fixes, à l'exception de la spline par décile du log(revenu décalé).

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Dans la première colonne, le coefficient est de 0,0461, indiquant qu'une augmentation des taux d'imposition entraîne une légère réduction du revenu total. Avec l'introduction de la spline dans la deuxième colonne, le coefficient augmente

à 0,251, ce qui révèle une variation plus marquée pour certains groupes de contribuables, probablement ceux dont les revenus fluctuent davantage.

Lorsqu'on pondère par le revenu, le coefficient atteint 0,461 dans la troisième colonne et 0,406 dans la quatrième colonne, confirmant que les individus à hauts revenus adaptent davantage leur revenu total suite aux variations des taux d'imposition. La différence entre les deux colonnes, même après l'ajustement non linéaire via la spline, reste relativement modeste, ce qui souligne que les réactions des hauts revenus sont robustes, même sur une période de trois ans.

Comparé au revenu imposable, l'élasticité du revenu total est plus faible, notamment avec pondération. Cela s'explique par la présence de catégories de revenus moins sensibles aux taux d'imposition dans le revenu total qui ne sont pas incluses dans le revenu imposable. Ce résultat est cohérent avec les études précédentes, telles que Gruber et Saez (2002), qui constatent souvent des élasticités plus faibles pour le revenu total que pour le revenu imposable. Cependant, les résultats montrent toujours une forte réponse de la part des contribuables à hauts revenus, indiquant que leur stratégie d'optimisation fiscale s'étend au-delà du revenu imposable pour inclure également leur revenu total.

Ainsi, cette analyse de robustesse montre que les tendances observées avec le revenu imposable se maintiennent pour le revenu total, bien que de manière plus modérée dans certains cas.

4.2 Résultats pour quartiles

4.2.1 Spécification principale (décalages de trois ans, revenu imposable, avec et sans pondération du revenu)

Le tableau 4.7 présente les résultats principales des régressions estimant l'élasticité du revenu imposable par quartile de revenu pour mieux capturer les effets des variations des taux d'imposition sur différents niveaux de revenus. Comme dans les tableaux précédents d'analyses de robustesse pour l'ETI, les résultats sont présentés pour des spécifications sans et avec pondération par le revenu, et avec des contrôles supplémentaires pour le logarithme du revenu décalé, lui-même ou sous forme de spline. Le but est de comparer les comportements des contribuables dans différentes tranches de revenus aux changements du barème des impôts à différents points dans la distribution. Dans chaque cas, les variables dont la définition inclut 0,25, 0,5 ou 0,75 se rapportent à un changement du taux d'imposition au 25e, 50e ou 75e centile de la distribution des taux marginaux d'imposition. Les $Q1$, $Q2$ et $Q3$ indiquent l'effet d'un tel changement sur les revenus des individus des premier, deuxième et troisième quartiles. Pour éviter une multicollinéarité parfaite, le quatrième quartile (supérieur) doit être supprimé, ce qui signifie que tous les coefficients peuvent être interprétés par rapport aux individus aux revenus les plus élevés. Par exemple, considérons un contribuable se situant au 40e centile, ce qui le place dans le deuxième quartile de la distribution des revenus. Pour ce contribuable, les variables explicatives avec quartiles dans le tableau 4.7 mesurent l'effet des changements de taux marginaux d'imposition aux 25e, 50e et 75e centiles sur son revenu. Si le coefficient $\beta_2^{0,5}$ est négatif, cela signifie qu'une augmentation du taux marginal au 50e centile augmente les revenus de ce contribuable. De même, si le coefficient $\beta_2^{0,75}$ est positif, cela signifie qu'une augmentation du taux marginal au 75e centile réduit les revenus de ce contribuable. Ces effets peuvent être

dus à des ajustements dans les comportements de déclaration de revenus ou à des changements dans les stratégies d'optimisation fiscale.

TABLEAU 4.7 – Élasticité du revenu imposable par quartile
(décalages de 3 ans)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$	-0,433*** (0,00479)	0,220*** (0,00530)	0,438*** (0,0137)	0,610*** (0,0136)
Hommes	0,124*** (0,000372)	0,0965*** (0,000366)	0,0852*** (0,000681)	0,0752*** (0,000678)
Log(revenu décalé)	-0,328*** (0,000362)		-0,195*** (0,00124)	
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-12,73*** (0,0503)	-1,034*** (0,0479)	-3,730*** (0,118)	-0,257*** (0,0780)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-12,29*** (0,0441)	-0,222*** (0,0454)	-3,458*** (0,0947)	0,446*** (0,0737)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-9,177*** (0,0328)	-1,389*** (0,0336)	-3,384*** (0,0718)	-1,297*** (0,0639)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	5,272*** (0,0296)	-0,482*** (0,0307)	0,365*** (0,0673)	-1,265*** (0,0527)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	6,222*** (0,0293)	-0,173*** (0,0309)	1,272*** (0,0608)	-0,879*** (0,0524)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	3,413*** (0,0204)	0,204*** (0,0219)	0,809*** (0,0432)	-0,000684 (0,0421)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	0,923*** (0,0163)	0,376*** (0,0168)	0,876*** (0,0282)	0,609*** (0,0274)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	-0,383*** (0,0152)	-0,261*** (0,0164)	0,0229 (0,0283)	0,104*** (0,0281)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	0,547*** (0,0107)	0,154*** (0,0116)	0,301*** (0,0236)	0,197*** (0,0234)
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
N	46 154 700	46 154 700	46 154 700	46 154 700
F_{stat}	1 229 424,8	1 134 698,2	438 500,3	465 373,5

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les « autres variables de contrôle » incluses dans chaque régression sont des effets fixes pour l'année, la province, le statut familial et l'âge. $Q1$, $Q2$ et $Q3$ indiquent que le coefficient s'applique aux individus des quartiles 1, 2 et 3 de la distribution.

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$

Le tableau montre comment les taux d'imposition aux centiles bas (25e) et hauts (75e), ainsi qu'à la médiane, affectent les revenus déclarés dans les différents quartiles, avec une comparaison entre les résultats pondérés et non pondérés. Pour la deuxième colonne sans pondération, on observe une tendance intéressante : les trois quartiles inférieurs ont des coefficients négatifs pour un changement du taux d'imposition au 25e centile, ce qui signifie que leur revenu augmente par rapport à celui des individus aux revenus les plus élevés lorsque les taux d'imposition augmentent vers le bas de la distribution (en contrôlant le taux d'imposition marginal d'un individu). Ce résultat surprenant pourrait indiquer que les réformes fiscales qui augmentent les taux marginaux pour les revenus les plus faibles ont un effet d'amélioration de l'efficacité qui augmente les revenus de ces individus ; alternativement, il se pourrait que les travailleurs à bas salaire négocient des augmentations de salaire après les augmentations du taux d'imposition en raison d'un certain sentiment d'équité parmi les employeurs. Il se pourrait même que les provinces où les revenus augmentent plus rapidement au bas réagissent en augmentant les taux d'imposition, bien que cela devrait être contrôlé par les variables de contrôle des revenus passés. Il est difficile de savoir avec certitude ce qui explique le résultat, mais il est robuste avec et sans pondération par le revenu, sauf que le coefficient du deuxième quartile devient positif avec la pondération.

Les résultats pour les taux d'imposition à la médiane sont assez similaires, montrant des coefficients négatifs pour la plupart des quartiles (à l'exception du troisième quartile sans pondération par le revenu), indiquant une augmentation des revenus à mesure que le taux d'imposition à la médiane augmente. Un taux d'imposition marginal plus élevé au 75e centile, quant à lui, est associé à des coefficients positifs dans la plupart des cas, ce qui signifie une réduction des revenus due à une augmentation du taux d'imposition, par rapport au quartile de revenu le plus élevé. Ces résultats sont cohérents avec les conclusions de Lockwood

et al. (2000), qui ont également observé que des taux d'imposition plus progressifs influencent les revenus avant impôt de manière différenciée selon les groupes de revenus. En particulier, ils ont constaté que les travailleurs à revenu modéré tendent à voir leurs revenus augmenter en réponse à des taux d'imposition plus élevés, tandis que les travailleurs à revenu élevé réagissent en ajustant leurs revenus déclarés. Ces résultats ne sont pas faciles à expliquer, mais il semble y avoir une tendance significative : en contrôlant le taux marginal d'imposition d'un individu, une augmentation des taux marginaux d'imposition pour les revenus faibles et moyens tend à augmenter les revenus de la plupart des personnes à revenus faibles et moyens (par rapport aux personnes à revenus plus élevés), alors qu'une augmentation des taux d'imposition plus proches du haut de la distribution a l'effet inverse, ayant un effet négatif (relatif) sur les revenus faibles et moyens.

4.2.2 Analyses de robustesse

Le tableau 4.8 illustre les résultats des régressions effectuées avec un décalage de deux ans, tant avec que sans pondération par le revenu.

TABLEAU 4.8 – Élasticité du revenu imposable par quartile
(décalages de 2 ans)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$	-0,313*** (0,00485)	0,189*** (0,00530)	0,510*** (0,0136)	0,621*** (0,0135)
Hommes	0,106*** (0,000302)	0,0790*** (0,000288)	0,0721*** (0,000569)	0,0620*** (0,000562)
Log(revenu décalé)	-0,278*** (0,000314)		-0,166*** (0,00103)	
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-12,51*** (0,0501)	-0,152** (0,0469)	-3,640*** (0,113)	0,387*** (0,0754)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-15,81*** (0,0462)	-1,293*** (0,0463)	-5,415*** (0,101)	-0,144 (0,0752)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-8,875*** (0,0321)	-0,988*** (0,0321)	-3,387*** (0,0683)	-1,206*** (0,0609)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	5,225*** (0,0277)	-0,846*** (0,0281)	0,292*** (0,0637)	-1,626*** (0,0495)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	6,572*** (0,0264)	-0,234*** (0,0270)	1,263*** (0,0563)	-1,134*** (0,0478)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	3,414*** (0,0181)	0,105*** (0,0190)	0,651*** (0,0391)	-0,183*** (0,0379)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	0,505*** (0,0155)	0,136*** (0,0157)	0,770*** (0,0267)	0,529*** (0,0260)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	0,216*** (0,0144)	0,0967*** (0,0154)	0,525*** (0,0268)	0,420*** (0,0264)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	0,270*** (0,00992)	0,0946*** (0,0107)	0,321*** (0,0222)	0,246*** (0,0219)
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
N	49 142 400	49 142 400	49 142 400	49 142 400
F_{stat}	1 090 015,6	1 012 605,0	463 702,5	477 464,3

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec clustering au niveau individuel. Les « autres variables de contrôle » incluses dans chaque régression sont des effets fixes pour l'année, la province, le statut familial et l'âge. $Q1$, $Q2$ et $Q3$ indiquent que le coefficient s'applique aux individus des quartiles 1, 2 et 3 de la distribution.

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$

Pour mieux comprendre les mécanismes à l'œuvre, considérons un contribuable se situant au 17e centile, ce qui le place dans le premier quartile de la distribution des revenus. Pour ce contribuable, les variables explicatives avec quartiles dans le tableau 4.8 mesurent l'effet des changements de taux marginaux d'imposition aux 25e, 50e et 75e centiles sur son revenu. Par exemple, le coefficient $\beta_1^{0,25}$ mesure l'effet d'une augmentation du taux marginal au 25e centile sur les revenus des individus du 1er quartile. Si ce coefficient est négatif, cela signifie qu'une augmentation du taux marginal au 25e centile augmente les revenus de ce contribuable. De même, le coefficient $\beta_1^{0,75}$ mesure l'effet d'une augmentation du taux marginal au 75e centile sur les revenus des individus du 1er quartile. Si ce coefficient est positif, cela signifie qu'une augmentation du taux marginal au 75e centile réduit les revenus de ce contribuable. Ces effets peuvent être dus à des ajustements dans les comportements de déclaration de revenus ou à des changements dans les stratégies d'optimisation fiscale.

Pour l'analyse des résultats avec un décalage de 2 ans, les résultats pondérés et non pondérés montrent des tendances similaires à l'analyse principale avec un décalage de 3 ans, mais avec une réactivité légèrement plus modérée dans le court terme. Dans les quartiles inférieurs, les hausses de taux d'imposition au 25e centile continuent d'encourager une légère augmentation des revenus déclarés, bien que cet effet soit atténué lorsqu'on applique la pondération. De même, pour les taux au 50e centile, on observe une réponse modérée chez les contribuables des quartiles intermédiaires, dont la réactivité augmente avec la pondération. Quant aux taux élevés au 75e centile, l'impact reste faible pour les différentes tranches de revenus, confirmant une stabilité relative de ces contribuables face aux hausses de taux élevés. En somme, le décalage de 2 ans révèle une dynamique proche de celle du décalage de 3 ans, mais avec des ajustements légèrement plus limités, soulignant une réaction modérée à plus court terme.

Le tableau 4.9 présente les résultats des régressions réalisées avec un décalage d'une année, à la fois avec et sans prise en compte de la pondération par le revenu.

TABLEAU 4.9 – Élasticité du revenu imposable par quartile
(décalages de 1 an)

	Sans pondération		Avec pondération	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\log\left(\frac{1-m_{i,t+j}}{1-m_{i,t}}\right)$	-0,122*** (0,00518)	0,127*** (0,00542)	0,629*** (0,0143)	0,643*** (0,0139)
Hommes	0,0784*** (0,000213)	0,0532*** (0,000191)	0,0539*** (0,000437)	0,0432*** (0,000421)
Log(revenu décalé)	-0,190*** (0,000236)		-0,124*** (0,000743)	
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-6,470*** (0,0465)	0,249*** (0,0446)	-3,098*** (0,0821)	-0,292*** (0,0703)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-6,780*** (0,0451)	-0,00236 (0,0454)	-1,808*** (0,0781)	0,518*** (0,0732)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,25}}{1-\hat{m}^{0,25}}\right)$	-4,921*** (0,0303)	-0,281*** (0,0302)	-1,810*** (0,0665)	-0,627*** (0,0635)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	2,865*** (0,0239)	-0,411*** (0,0233)	-0,106* (0,0486)	-1,427*** (0,0423)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	3,223*** (0,0217)	-0,428*** (0,0222)	0,0754 (0,0444)	-1,288*** (0,0411)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,5}}{1-\hat{m}^{0,5}}\right)$	1,620*** (0,0150)	-0,0369* (0,0155)	-0,133*** (0,0358)	-0,489*** (0,0345)
$Q1 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	-0,455*** (0,0194)	0,114*** (0,0195)	0,823*** (0,0357)	0,927*** (0,0343)
$Q2 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	-1,531*** (0,0171)	-0,00805 (0,0177)	0,0235 (0,0350)	0,642*** (0,0342)
$Q3 : \log\left(\frac{1-\hat{m}^{0,75}}{1-\hat{m}^{0,75}}\right)$	-0,289*** (0,0117)	0,115*** (0,0120)	0,256*** (0,0270)	0,337*** (0,0267)
Spline log(revenu décalé)	Non	Oui	Non	Oui
Autres variables de contrôle	Oui	Oui	Oui	Oui
N	52 497 500	52 497 500	52 497 500	52 497 500
F_{stat}	785 657,8	753 621,1	434 520,3	438 278,2

Note : Toutes les colonnes présentent des régressions VI. Les écarts-types sont entre parenthèses, avec le clustering au niveau individuel. Les « autres variables de contrôle » incluses dans chaque régression sont des effets fixes pour l'année, la province, le statut familial et l'âge. Q1, Q2 et Q3 indiquent que le coefficient s'applique aux individus des quartiles 1, 2 et 3 de la distribution.

* $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,001$

Avec un décalage d'une année, les résultats pondérés et non pondérés révèlent des tendances similaires aux analyses des décalages de deux et trois ans, mais montrent des ajustements plus faibles, signalant une réactivité limitée sur le très court terme, notamment dans le cas sans pondération par le revenu. Dans la dernière colonne sans pondération, les hausses de taux d'imposition au 25e centile entraînent un léger changement du revenu déclaré dans les quartiles inférieurs, avec des coefficients de 0,25 pour Q1 et -0,28 pour Q3, ce qui reflète une réaction modérée par rapport aux décalages plus longs. Avec pondération, cette tendance demeure, les coefficients fluctuant autour de zéro pour différents quartiles, suggérant une faible réaction des contribuables aux hausses de taux à court terme.

Les taux élevés au 75e centile produisent également des effets plus faibles que dans les analyses à deux et trois ans dans le cas sans pondération, bien que les coefficients soient plus élevés avec la pondération. Cela indique que la réactivité des contribuables à revenus supérieurs est davantage perceptible avec des décalages plus longs, tandis qu'elle reste faible sur le court terme.

En conclusion, ces tests de robustesse avec différents décalages (un an et deux ans) montrent une réponse progressive des contribuables, plus marquée avec des décalages plus longs, et une réactivité atténuée lorsque les taux varient sur de courtes périodes. En complément, les résultats ont également été estimés selon l'approche Weber et une analyse sur le revenu total ; les résultats sont disponibles sur demande, mais ils confirment la cohérence générale des tendances observées et la solidité des conclusions obtenues⁸.

8. Lorsqu'on utilise le revenu total, les coefficients des quartiles ont tendance à être plus élevés en valeur absolue, avec des coefficients négatifs au 25e centile et positifs au 75e centile comme dans le tableau 4.7 ; cependant, les coefficients à la médiane sont maintenant positifs. Lorsqu'on utilise l'approche Weber, on continue à trouver principalement des coefficients positifs au 75e centile et négatifs à la médiane, mais les coefficients au 25e centile sont maintenant variables.

En complément, l'analyse en utilisant le revenu total au lieu du revenu imposable confirme cette réactivité différenciée selon les quartiles, montrant que les contribuables des tranches inférieures et intermédiaires réagissent de manière cohérente aux variations des taux. Ces ajustements méthodologiques – l'approche de Weber et l'utilisation du revenu total – renforcent la robustesse des conclusions, validant la méthodologie utilisée pour évaluer l'élasticité du revenu en fonction des taux d'imposition et soulignant la solidité des résultats obtenus à travers différentes dimensions d'analyse.

Globalement, les résultats de cette analyse par quartiles montrent que les augmentations des taux aux 25e et 50e centiles tendent à augmenter les revenus dans les trois quartiles inférieurs par rapport aux revenus les plus élevés, tandis qu'une augmentation du taux au 75e centile diminue les revenus relatifs des trois quartiles inférieurs. Autrement dit, ces résultats suggèrent qu'une augmentation de la progressivité de l'impôt peut augmenter les inégalités de revenu avant impôt.

CHAPITRE V

CONCLUSION

Ce mémoire examine l'impact des taux d'imposition sur le revenu imposable au Canada (hors Québec), en utilisant des Données administratives longitudinales anonymisées couvrant la période de 1988 à 2019, ainsi que des statistiques provinciales sur les taux d'imposition. En s'appuyant sur la méthodologie développée par Gruber et Saez (2002), l'étude applique une approche de régression par variables instrumentales pour corriger les biais d'endogénéité, tout en incluant des effets fixes pour l'année, la province, le statut familial et l'âge.

Les résultats mettent en lumière les différences de sensibilité des contribuables canadiens face aux variations des taux d'imposition, en particulier parmi les groupes de revenus. Dans notre spécification préférée, en utilisant une spline du revenu logarithmique décalé comme variable de contrôle, nous trouvons une élasticité du revenu imposable (ETI) d'environ 0,22 sans pondération par le revenu, mais proche de 0,58 avec pondération par le revenu. Ces résultats sont en ligne avec les estimations précédentes dans la littérature, mais ils apportent des nuances importantes grâce à l'utilisation de données longitudinales récentes et à une analyse plus détaillée des effets distributifs.

Comparés aux études existantes, nos résultats confirment les tendances ob-

servées aux États-Unis par Gruber et Saez (2002) et Feldstein (1995), qui ont trouvé des élasticités plus élevées pour les contribuables à revenu élevé. Au Canada, des travaux comme ceux de Sillamaa et Veall (2001) et Langevin (2021) ont également estimé des ETI autour de 0,4, bien que basées sur des données plus limitées. Notre étude complète ces travaux en utilisant des données plus récentes et en analysant les effets sur différents quartiles de revenu, ce qui permet une compréhension plus nuancée des impacts de la progressivité fiscale. Nous constatons que les augmentations des taux d'imposition aux 25e et 50e centiles tendent à augmenter les revenus dans les trois quartiles inférieurs par rapport aux revenus les plus élevés, tandis qu'une augmentation des taux au 75e centile diminue les revenus relatifs des trois quartiles inférieurs. Cela suggère qu'une plus grande progressivité de l'impôt peut augmenter les inégalités de revenu avant impôt, un résultat qui complète les travaux de Diamond et Saez (2011) sur les effets complexes de la progressivité fiscale.

En examinant les réponses fiscales à court terme (un, deux et trois ans), nous montrons que les contribuables à revenu élevé ajustent rapidement leurs revenus déclarés en réponse aux incitations fiscales. Cette réactivité à court terme, également observée par Heim (2009) et Weber (2014) aux États-Unis, est une contribution importante à la littérature canadienne, où les études se sont principalement concentrées sur les effets à long terme. Les résultats soulignent l'importance d'une approche fondée sur des données longitudinales pour saisir la complexité des interactions entre les taux d'imposition et les revenus déclarés. Cela ouvre la voie à des recherches futures visant à explorer plus en profondeur les mécanismes à l'œuvre et l'impact des conditions économiques sur le comportement fiscal au Canada.

En conclusion, cette étude met en évidence la complexité des relations entre les taux d'imposition et le revenu imposable des contribuables canadiens, révélant des dynamiques spécifiques en fonction des niveaux de revenu. Les résultats

soulignent l'importance de concevoir des politiques fiscales qui non seulement maximisent les recettes, mais qui prennent également en compte les comportements distincts des différents groupes de contribuables. À mesure que les défis économiques évoluent, il sera essentiel de poursuivre les recherches sur les implications de ces interactions pour mieux informer les décideurs et adapter les stratégies fiscales aux réalités contemporaines. Ce mémoire ouvre ainsi la voie à une compréhension plus nuancée des effets des politiques fiscales sur la société canadienne.

BIBLIOGRAPHIE

- Atkinson, A. B. (2015). *Inequality : What Can Be Done ?* Harvard University Press.
- Auten, G. et Carroll, R. (1999). The effect of income taxes on household income. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 681–693.
- Blomquist, S. et Selin, H. (2010). Hourly wage rate and taxable labor income responsiveness to changes in marginal tax rates. *Journal of Public Economics*, 94, 878–889.
- Blundell, R., Duncan, A. et Meghir, C. (1998). Estimating labor supply responses using tax reforms. *Econometrica*, 66(4), 827–861.
- Carroll, R. (1998). *Do Taxpayers Really Respond to Changes in Tax Rates ? Evidence from the 1993 Tax Act*. Working Paper no. 79, Office of Tax Analysis.
- Carroll, R., Holtz-Eakin, D., Rider, M. et Rosen, H. S. (2000). Income taxes and entrepreneurs' use of labor. *Journal of Labor Economics*, 18(2), 324–351.
- Chetty, R. (2012). Bounds on elasticities with optimization frictions : A synthesis of micro and macro evidence on labor supply. *Econometrica*, 80(3), 969–1018.
- Deslauriers, J., Gagné, R., Gouba, F. et Paré, J. (2020). *Effort fiscal des plus riches*. Rapport technique, Centre sur la productivité et la prospérité –Fondation Walter J. Somers, HEC Montréal.

- Diamond, P. et Saez, E. (2011). The case for a progressive tax : From basic research to policy recommendations. *Journal of Economic Perspectives*, 25(4), 165–190.
- Duncan, D. et Peter, K. S. (2008). *Tax Progressivity and Income Inequality*. Working Paper 08-26, Andrew Young School of Policy Studies.
- Eissa, N. (1995). *Taxation and Labor Supply of Married Women : The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment*. Working Paper no. 5023, NBER, Cambridge, MA.
- Feldstein, M. (1995). The effect of marginal tax rates on taxable income : A panel study of the 1986 Tax Reform Act. *Journal of Political Economy*, 103(3), 551–572.
- Gagné, R., Nadeau, J.-F. et Vaillancourt, F. (2004). Réactions des contribuables aux variations des taux marginaux d'impôt : une étude portant sur des données de panel au Canada. *L'Actualité économique*, 80(2-3), 383–404.
- Giertz, S. H. (2007). The elasticity of taxable income over the 1980s and 1990s. *National Tax Journal*, 60(4), 743–768.
- Gruber, J. et Saez, E. (2002). The elasticity of taxable income : evidence and implications. *Journal of Public Economics*, 84(1), 1–32.
- Hansen, C. T., Pedersen, L. H. et Sløk, T. (2000). Ambiguous effects of tax progressivity – theory and Danish evidence. *Labour Economics*, 7(3), 335–347.
- Heim, B. T. (2009). The effect of recent tax changes on taxable income : Evidence from a new panel of tax returns. *Journal of Policy Analysis and Management*, 28(1), 147–163.

- Kleven, H. et Schultz, E. (2014). Estimating taxable income responses using Danish tax reforms. *American Economic Journal : Economic Policy*, 6(4), 271–301.
- Kopczuk, W. (2005). Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income. *Journal of Public Economics*, 89(11-12), 2093–2119.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Langevin, R. (2021). *On the Wrong Side of which Curve ? Revisiting the Evidence on the Elasticity of Taxable Income in Canada*. Document de travail, McGill University.
- Lehmann, E., Lucifora, C., Moriconi, S. et der Linden, B. V. (2016). Beyond the labour income tax wedge : the unemployment-reducing effect of tax progressivity. *International Tax and Public Finance*, 23, 454–489. <http://dx.doi.org/10.1007/s10797-015-9377-9>
- Lockwood, B., Slok, T. et Tranæs, T. (2000). Progressive taxation and wage setting : Some evidence for Denmark. *Scandinavian Journal of Economics*, 102(4), 707–723.
- McMillan, M. et Dahlby, B. (2014). Do municipal governments need more tax powers? A background paper on municipal finance in Alberta. *The School of Public Policy Publications*, 7(33).
- Organisation for Economic Co-operation and Development (2021). *Revenue Statistics 2021*. Report, OECD Publishing
- Piketty, T. (2014). *Capital in the Twenty-First Century*. Harvard University Press.

- Saez, E. (2001). Using elasticities to derive optimal income tax rates. *The Review of Economic Studies*, 68(1), 205–229.
- Saez, E., Slemrod, J. et Gieritz, S. H. (2012). The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates : A critical review. *Journal of Economic Literature*, 50(1), 3–50.
- Sillamaa, M.-A. et Veall, M. (2001). The effect of marginal tax rates on taxable income : A panel study of the 1988 tax flattening in Canada. *Journal of Public Economics*, 80, 341–356.
- Weber, C. E. (2014). Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences. *Journal of Public Economics*, 117, 90–103.
- Wilson, M. H. (1987). *Réforme fiscale 1987 : Livre blanc*. Ottawa, Canada : Ministère des Finances Canada. Le 18 juin 1987.