

# Comment les hauts revenus réagissent-ils à l'impôt sur le revenu?

Robert Gagné, Marianne Laurin et  
Pierre-Carl Michaud

Cahier de recherche no 1  
Mai 2023

Les opinions et analyses contenues dans les cahiers de recherche de la Chaire ne peuvent en aucun cas être attribuées aux partenaires ni à la Chaire elle-même et elles n'engagent que leurs auteurs.

### **Les partenaires de la Chaire de recherche Jacques-Parizeau en politiques économiques**

Banque CIBC

Banque Nationale

Beneva

BMO Groupe financier

Caisse de dépôt et placement du Québec

CGI

Desjardins

Énergir

Fonds de solidarité FTQ

Groupe Banque TD

Héroux-Devtek

Ministère des Finances du Québec

Québecor

RBC Fondation

© 2023 Robert Gagné, Marianne Laurin et Pierre-Carl Michaud. Tous droits réservés.  
Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.  
Dépôt légal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec et Bibliothèque et Archives Canada, 2023. ISSN 2817-4887

# Comment les hauts revenus réagissent-ils à l'impôt sur le revenu?\*

Robert Gagné<sup>†</sup>

Marianne Laurin<sup>‡</sup>

Pierre-Carl Michaud<sup>§</sup>

Avril 2023

## Résumé

Dans cette analyse, nous estimons l'effet dynamique d'une hausse du taux d'imposition des hauts revenus sur les recettes fiscales au Québec. Depuis 10 ans, l'imposition des hauts revenus a augmenté considérablement au Québec, avec deux hausses successives en 2013 et 2016. Nous utilisons des micro-données longitudinales provenant d'un grand échantillon de contribuables. Les effets obtenus par l'estimation suggèrent qu'une taxation accrue des hauts revenus ne permet pas à court terme de récolter davantage de recettes afin de poursuivre des objectifs de redistribution. Les effets à long terme sont plus positifs. Nous discutons également des mécanismes qui mènent à cette réponse dynamique.

Codes JEL : H21, H31, J10.

Mots-clés : Fiscalité, comportement, inégalités.

---

\*Les auteurs remercient en particulier Michael Smart ainsi que Pierre Pestieau pour leurs commentaires. Les auteurs remercient également le Centre Interuniversitaire du Québec en Statistiques Sociales (CIQSS) pour l'accès aux données. Seul les auteurs sont responsables pour les analyses et les conclusions de cette étude.

<sup>†</sup>Centre sur la prospérité et la productivité, HEC Montréal

<sup>‡</sup>HEC Montréal

<sup>§</sup>Chaire de recherche Jacques-Parizeau, HEC Montréal et CIRANO

# 1 Introduction

En Amérique du Nord, l'impôt sur le revenu des particuliers est le mode de taxation le plus utilisé pour financer les services publics (Commission d'examen sur la fiscalité québécoise, 2015). Dans un contexte d'augmentation des inégalités, ce mode de taxation est souvent perçu comme un moyen efficace pour favoriser la redistribution.<sup>1</sup> La Figure 1 illustre bien l'évolution de la part des revenus totaux reçu par les contribuables du dernier percentile (Top 1%) et du 95 percentile (Top 5%) depuis 1985. Même si l'augmentation est généralisée, l'augmentation des inégalités varie d'une province à l'autre. De plus, on peut déceler une hausse plus marquée, en particulier au Québec, de 1990 à 2005. Depuis, la part des revenus du 1% et du 5% au Québec semble stagner. Ces inégalités sont beaucoup plus prononcées, et par le fait même plus volatiles, dans les provinces telles que l'Alberta, provinces plus sensible aux aléas de la conjoncture sur le marché des ressources naturelles. Somme toute, l'expérience canadienne, et en particulier québécoise, en matière d'inégalité de revenu semble moins marquée que chez son voisin, les États-Unis. (Heisz, 2015).

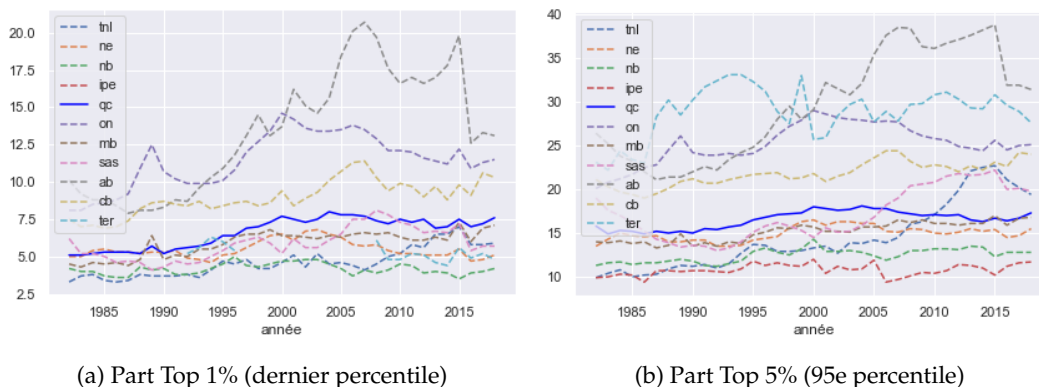


FIGURE 1 – Évolution de la part des hauts revenus : Données de Statistique Canada (11-10-0055-01) compilées à partir de la base de données administratives longitudinales (DAL).

Au Canada, tant le gouvernement fédéral que les provinces ont recours à l'impôt sur le revenu des particuliers, sollicitant par le fait même une assiette fiscale commune. Malgré des différences marquées entre provinces, les deux niveaux de gouvernement sollicitent tout particulièrement les tranches supérieures de revenus tel qu'on peut le voir à la Figure 2. Cette figure montre le taux effectif marginal d'imposition (TEMI), prenant en compte l'ensemble des particularités des barèmes d'imposition provinciaux et fédéral, sur un supplément de mille dollars de revenu imposable.<sup>2</sup> Le TEMI de chaque province est calculé sur la base d'un niveau de revenu commun, variable selon l'année, fixé à un seuil de revenu qui permet d'accéder au groupe du dernier percentile (panel a) et du 95e percentile (panel b)

1. Plusieurs études tendent à démontrer cependant que la réduction des inégalités passe davantage par les transferts aux ménages que par les impôts. Par exemple, l'étude du FMI (2014) suggèrent que 70% de la réduction des inégalités provenant de l'intervention gouvernementale passe par les transferts plutôt que l'impôt sur le revenu

2. Nous utilisons le calculateur CTacS qui permet des simulations sur une base historique. <https://sites.google.com/view/kevin-milligan/home/ctacs>

au Canada. Au Québec, le TEMI a déjà avoisiné plus de 60% au milieu des années 1980 dans le dernier percentile pour redescendre en dessous de 50% au début des années 2000. Depuis 2013, deux hausses successives, l'une de l'impôt du Québec en 2013 et de l'impôt fédéral en 2016 l'ont fait remonter au dessus de 50%.

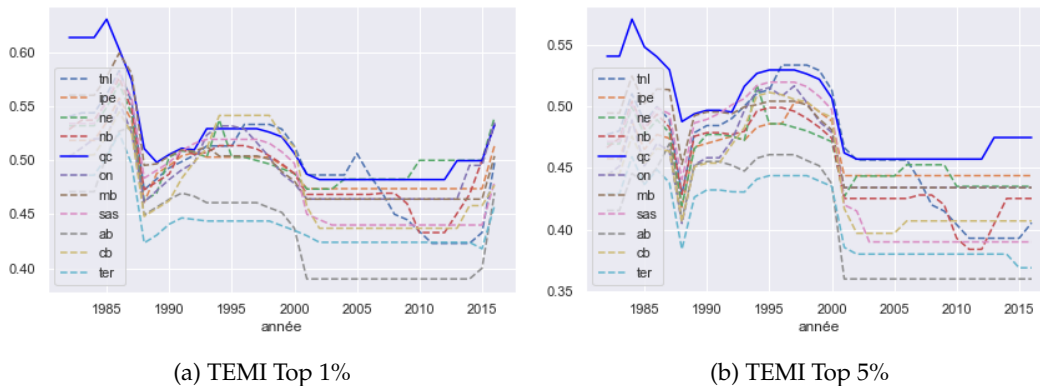


FIGURE 2 – Évolution des taux effectifs marginaux d'imposition : Calculs réalisés avec le simulateur CTaCS basés sur les revenus totaux au seuil du Top 1% et 5%.

Comment se traduisent ces hausses de taux d'imposition en terme de recettes additionnelles pour les gouvernements? Même si un regard plus approfondie nous attend, il convient d'observer à la Figure 3 que la part des impôts provenant du dernier percentile des revenus (et du 95e percentile) ne calquent pas la variation très marquée des TEMI observée à la Figure 2. La part des impôts payés semble plutôt suivre de manière assez fidèle la part des revenus de ces mêmes contribuables. En 2018, près de 17% des impôts des particuliers (fédéral et provincial) au Québec ont été versés aux trésors publics par le dernier percentile de revenu, et 33% par les 5% les plus riches.

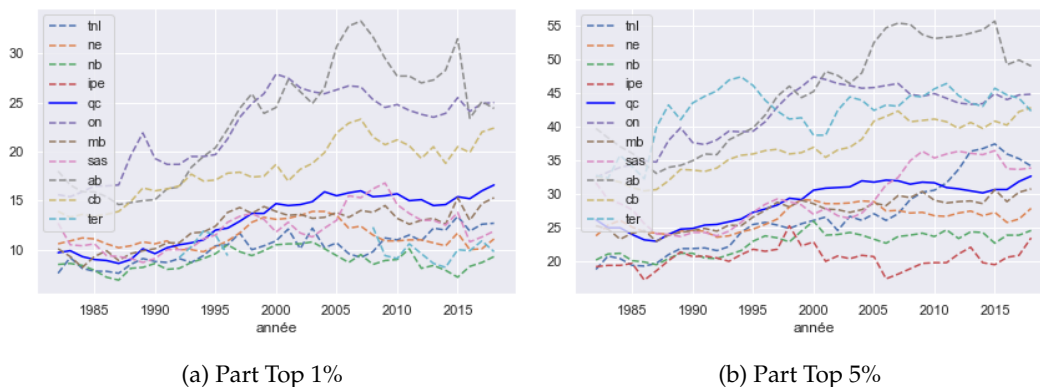


FIGURE 3 – Évolution de la taxation : Données de Statistique Canada (11-10-0055-01) compilées à partir de la base de données administratives longitudinales (DAL).

Il est tentant de dégager de ces tendances que le rendement de l'impôt sur le revenu des particuliers dans les tranches de revenus élevés est plutôt faible. Mais est-ce vraiment le cas? Quels sont les effets

de comportements qui peuvent expliquer que les hauts revenus puissent éviter, même si partiellement, les tentatives des gouvernements de les taxer davantage? Ces effets sont-ils de court terme, de telle sorte que l'impôt rattrape éventuellement ces contribuables, ou sont-ils de long terme, et donc contre-productif pour le financement des services publics et des objectifs de redistribution?

La littérature économique offre quelques éléments de réponses (Saez et al., 2012). De manière générale, cette littérature suggère que les hauts revenus modifient leur revenu imposable afin d'éviter, du moins en partie, une hausse d'impôt. Plusieurs études ont estimés l'élasticité des revenus déclarés par rapport au gain marginal net après impôt chez les hauts revenus et les estimations peuvent varier de 0.2 à plus de 2. Loin d'être un paramètre transposable d'un pays à l'autre ou dans le temps, Slemrod and Kopczuk (2002) soulignent que ces élasticités sont fonction du régime d'imposition en place, des déductions et autres dispositions qui permettent aux contribuables de réduire leur facture fiscale. Ainsi, la littérature américaine ou européenne est d'une utilité limitée pour comprendre les politiques fiscales au Québec et au Canada puisque les régimes fiscaux y sont assez différents.

Au Canada, une série d'études utilisant une méthodologie économétrique exploitant l'évolution dans le temps par province de l'assiette fiscale démontre que le rendement de l'impôt des particuliers est diminué substantiellement par la réponse des contribuables en terme de revenus déclarés à l'impôt (Gagné, 2004; Department of Finance, 2010; Milligan and Smart, 2015). Cependant, cette méthodologie a ses limites pour comprendre l'effet dynamique d'un changement. Cette approche ne fait pas de distinction entre court et long-terme et est sensible aux différentes hypothèses économétriques pour comparer les provinces entre elles. D'autres études ont utilisé des micro-données longitudinales et obtenu des résultats qui encore une fois varie considérablement, en termes d'élasticités, de 0.72 à 1.67 pour le Canada (Sillamaa and Veall, 2001; Department of Finance, 2010). Alors que la variation qui sert à l'identification de l'élasticité est plus importante dans les données longitudinales, plusieurs enjeux méthodologiques découlant de la prise en compte de la dynamique des revenus compliquent l'analyse.

Dans ce rapport, nous proposons d'examiner les données longitudinales d'impôts des particuliers au Canada afin de poser un diagnostic sur le comportement des hauts revenus avant et après un changement d'imposition. La section 2 présente le cadre conceptuel et les différentes méthodes utilisées dans la littérature. Dans la section 3, nous nous concentrons sur le cas particulier du Québec qui, depuis 10 ans, a vécu deux hausses de TEMI chez les hauts revenus. En terme de réponse comportementale sur la déclaration des revenus, nous portons une attention particulière aux sources de revenus et nous procédons à un examen particulier des contribuables qui sont actionnaires d'entreprises. Ces derniers ont davantage de moyens à leur disposition pour réduire l'impôt, du moins à court terme. Dans la section 4, nous estimons des modèles dynamiques qui permettent de simuler le rendement de l'impôt chez les hauts revenus et d'obtenir une estimation des élasticités à court et moyen terme. Finalement, dans la section 5, nous discutons des implications de ces estimations.

## 2 Réactions mécaniques et comportementales : enjeux méthodologiques

### 2.1 Cadre conceptuel

Il est utile de préciser comment une hausse du taux d'imposition affecte l'assiette fiscale, et par le fait même le rendement fiscal de l'impôt sur le revenu. Prenons un cadre statique (une période). Un contribuable  $i$  déclare à l'impôt son revenu total  $y_i$ . Formons deux classes de revenus,  $j = L, H$  où  $H$  dénote les hauts revenus et  $L$  les autres. Le seuil de revenu qui délimite l'appartenance aux deux groupes est  $\pi_H$ . La variable  $Y_j$  est la somme des revenus dans la classe  $j$ , soit l'assiette fiscale, et  $N_j$  est le nombre de contribuable dans cette classe de revenu. Finalement, le revenu moyen dans la classe de revenu est  $\bar{y}_j = \frac{1}{N_j} \sum_{i \in j} y_i$ . Dénotons  $\tau_j$  le TEMI du groupe  $j$ . On peut facilement imaginer que le revenu déclaré par chaque contribuable de la classe  $j$  est une fonction croissante de  $1 - \tau_j$ , le gain effectif marginal après impôt (GEMI).<sup>3</sup> Une bonne approximation défendue dans la littérature internationale mais aussi canadienne est que  $y_L$  est relativement insensible à  $\tau_L$ . Ainsi, nous allons nous concentrer sur la relation entre  $Y_H$  et  $(1 - \tau_H)$ . On peut définir l'élasticité de l'assiette au GEMI comme étant

$$\beta_H = \frac{1 - \tau_H}{\bar{y}_H} \frac{\partial \bar{y}_H}{\partial (1 - \tau_H)}. \quad (1)$$

Cette élasticité est positive si le revenu déclaré est croissant dans le gain marginal net, le GEMI. En adoptant la décomposition proposée par [Saez et al. \(2012\)](#), l'effet net sur les recettes  $dR$  d'une hausse de  $\tau_H$ ,  $d\tau_H$ , est donné par un effet mécanique,  $dM$  et un effet comportemental  $dC$ .<sup>4</sup> Ces effets sont donnés par

$$dR = \underbrace{(N_H(\bar{y}_H - \pi_h)d\tau_H)}_{dM > 0} + \underbrace{\left(-N_H\beta_H\bar{y}_H\frac{\tau_H}{1 - \tau_H}d\tau_H\right)}_{dC < 0}. \quad (2)$$

Le premier terme est simplement l'effet mécanique de la hausse du taux d'imposition en gardant constant les revenus déclarés et le nombre de contribuables. Ce terme est positif pour une hausse du taux marginal d'imposition. Le deuxième terme est négatif et prend en compte la réaction comportementale, résumée par l'élasticité  $\beta_H$ . Dans le cas du Canada, et en particulier de l'impôt au niveau provincial, un troisième effet pourrait être présent à travers l'effet de  $\tau_H$  sur le nombre de contribuables,

3. D'un point de vue théorique, on peut penser à la déclaration du revenu pour un niveau de consommation donné, comme étant le résultat d'un effort qui procure une désutilité. Sous l'absence d'effets de revenus, on obtient une fonction de déclaration de revenu au fisc qui est croissante dans le GEMI.

4. la notation  $d$  sur une variable,  $X$ ,  $dX$ , dénote un changement de la variable  $X$ .

$N_H$  qui pourrait quitter vers une autre province ou un autre pays après une hausse du taux d'imposition. Nous reviendrons sur cet effet dans notre analyse.

Il est possible d'écrire plus succinctement cette relation pour obtenir

$$dR = N_H(\bar{y}_H - \pi_h) \times \left[ 1 - \beta_H \alpha \frac{\tau_H}{1 - \tau_H} \right] d\tau_H. \quad (3)$$

Le paramètre  $\alpha$  est donné par  $\frac{\bar{y}_H}{\bar{y}_H - \pi_h}$ . Il décrit la forme de la distribution des revenus qui est bien représentée par une distribution Pareto chez les hauts revenus. Il peut être facilement estimé et se situe pour le Canada autour de 1.8 (Milligan and Smart, 2015). Cette équation permet de voir que l'effet net d'une hausse d'impôt est généralement moindre que l'effet mécanique quand  $\beta_H > 0$ . Quand le TEMI combiné avoisine 50%, il suffit d'avoir un  $\beta_H > 1/\alpha = 0.55$  pour qu'une hausse du taux d'imposition réduise les recettes fiscales provenant des hauts revenus,  $dR < 0$ .

Deux autres valeurs peuvent être obtenues de cette équation, soit d'abord l'effet distortionnaire de l'impôt par dollar d'impôt collecté de cette assiette,

$$-\frac{\partial C}{\partial R} = \frac{\beta_H \alpha \tau_H}{1 - \tau_H - \beta_H \alpha \tau_H}. \quad (4)$$

Cet effet peut être important, car l'impôt amène généralement un changement des comportements qui n'est pas sans conséquence sur l'économie. Avec un TEMI de 50% et  $\alpha = 1.8$ , cet effet distortionnaire par dollar de revenu (perte de bien-être) est égal à 0.254 si  $\beta_H = 0.25$ , 0.58 si  $\beta_H = 0.5$  et 1.6 si  $\beta_H = 1$ . Ces effets distortionnaires sont souvent utilisés pour comparer les modes d'imposition et choisir le dosage qui permet de minimiser les effets distortionnaires pour collecter les recettes. L'élasticité  $\beta_H$  est donc très importante pour calculer cet effet. De même, le taux marginal d'imposition qui maximise les recettes fiscales provenant de cette assiette peut être obtenu en posant  $dR = 0$  et en isolant  $\tau_H$  qui maximise les revenus,

$$\tau_H^* = \frac{1}{1 + \alpha \beta_H}. \quad (5)$$

Ainsi un taux marginal de 53%, soit le taux actuellement en vigueur au Québec, est optimal si  $\beta_H$  est près de 0.48. Trois méthodes ont été utilisées dans la littérature pour estimer  $\beta_H$ , soit l'approche de part, l'approche par données de panel et l'approche de différences-en-différences. Nous présentons chacune



des méthodes.

## 2.2 Modélisation des parts

Milligan and Smart (2015) postulent un modèle parcimonieux pour analyser l'impact de l'imposition des haut revenus sur l'assiette fiscale au Canada. Les données disponibles de la base des hauts revenus de Statistique Canada sont agrégées par percentile de la distribution de revenu par province et année.<sup>5</sup> La question est de savoir comment des données agrégées de la sorte peuvent être utilisées pour estimer  $\beta_H$ , l'élasticité de l'assiette au GEMI.

Postulons au niveau agrégé que le logarithme de l'assiette fiscale dans la province  $p$  au temps  $t$  est donné par

$$\log Y_{H,p,t} = \mu_{H,p} + \lambda_{H,t} + \beta_H \log(1 - \tau_{H,p,t}) + \epsilon_{H,p,t}, \quad (6)$$

et

$$\log Y_{L,p,t} = \mu_{L,p} + \lambda_{L,t} + \epsilon_{L,p,t}. \quad (7)$$

Cette spécification contient des effets fixes de provinces pour les deux classes  $\mu_{j,p}$  et des effets fixes d'années communs  $\lambda_{j,t}$  pour  $j = H, L$ . Finalement, elle contient des termes d'erreurs  $\epsilon_{j,p,t}$ , supposés indépendants du logarithme du GEMI (conditionnel sur les effets fixes). La deuxième équation n'a pas de terme avec le GEMI ce qui suppose que  $\beta_L \approx 0$ . C'est un résultat commun dans cette littérature que l'assiette fiscale est beaucoup moins sensible, sinon presque pas sensible, dans le reste de la distribution. Le paramètre d'intérêt est  $\beta_H$  qui mesure l'élasticité au GEMI.<sup>6</sup>

Afin d'estimer  $\beta_H$  à partir de données agrégées, on peut définir la part des revenus provenant des hauts revenus,  $s_{H,p,t} = \frac{Y_{H,p,t}}{Y_{L,p,t} + Y_{H,p,t}}$  et ensuite définir, la variable  $q_{p,t} = \log\left(\frac{s_{H,p,t}}{1 - s_{H,p,t}}\right)$  qui mesure l'écart de revenus totaux entre les haut revenus et les revenus plus faibles en pourcentage. En manipulant les équations ici-haut, on retrouve une forme linéaire,

$$q_{p,t} = \mu_p + \lambda_t + \beta_H \log z_{H,p,t} + \epsilon_{p,t}, \quad (8)$$

où  $z_{H,p,t} = 1 - \tau_{H,p,t}$ . L'estimation de  $\beta_H$  peut donc être obtenue par un estimateur de moindres car-

5. Voir <https://www150.statcan.gc.ca/t1/tb11/en/tv.action?pid=1110005501> pour la documentation sur ces données.

6. En effet, on a que  $\frac{d \log Y_{H,p,t}}{d \log z_{H,p,t}} = \frac{(dY_{H,p,t}/Y_{H,p,t})}{(dz_{H,p,t}/z_{H,p,t})} = \beta_H$  si  $z_{H,p,t} = 1 - \tau_{H,p,t}$ .

rés ordinaires si  $E(\epsilon_{p,t} | z_{H,p,t}, \mu_p, \lambda_t) = 0$ . Par contre, le GEMI  $z_{H,p,t}$  étant calculé à la valeur moyenne des revenus du groupe,  $\bar{y}_{H,p,t}$ , il est corrélé par construction avec l’assiette et ses déterminants inobservables,  $\epsilon_{p,t}$ . Il existe une solution relativement simple à ce problème. On utilise le GEMI  $z_{H,p,t}$ , calculé au seuil du groupe,  $\pi_{H,t}$  comme instrument pour le GEMI évalué à la moyenne et l’estimation se fait par moindres carrés linéaires en deux étapes.

Puisque les estimations de [Milligan and Smart \(2015\)](#) utilisent des données de 1988 à 2011, il est intéressant de regarder ce que donne cet estimateur une fois pris en compte les années plus récentes. Nous considérons une spécification avec effets fixes  $\lambda_t$  et effets de province  $\mu_p$  ([Milligan and Smart, 2015](#)). De plus, nous contrôlons pour le logarithme du revenu total moyen de la province à l’année  $t$  pour capturer des effets de conjoncture économique spécifiques à chaque province. Cette spécification est identique à la spécification préférée par [Milligan and Smart \(2015\)](#) (Tableau 3, colonne 2). Nous pondérons chaque observation par le nombre de contribuables pour obtenir potentiellement des gains d’efficacité (écart-types plus petit). On sous-pondère alors les cellules avec peu d’observations où le bruit est probablement plus important, et vice-versa, on sur-pondère les cellules qui sont estimées de manière plus précise (avec plus d’observations). Nous estimons par moindres carrés en deux étapes et ajustons les écart-types pour l’autocorrélation à l’intérieur de chaque province (e.g. *clustering*). Finalement, nous considérons la période 1988-2016 qui est plus longue que celle utilisée par [Milligan and Smart \(2015\)](#), soit 1988-2011. Le Tableau 1 présente les résultats.

	Top 1%	Top 5%	Top 10%
$\beta_H : \log(1 - \tau_{H,p,t})$	0.999** (0.356)	0.296 (0.297)	0.057 (0.121)
N	219	219	219

TABLE 1 – Estimation du modèle de part par moindres carrés en deux étapes sur les données province-année de 1988 à 2016. La spécification comprend des effets fixes de province, de temps, ainsi que le logarithme du revenu moyen dans chaque province. Les écart-types prennent en compte l’autocorrélation des résidus à l’intérieur d’une province. Les régressions sont pondérées par le nombre de contribuables par province-année. \*\* dénote un coefficient statistiquement significatif au seuil de 5%, \* au seuil de 10%.

Pour la période 1988-2016, nous obtenons une élasticité de 0.999 pour le dernier percentile et de 0.296 pour le 95e percentile et une élasticité près de zéro et statistiquement non-significative pour le dernier décile (0.057). L’assiette dans le dernier percentile demeure donc relativement sensible aux variations de taux d’imposition.

Nous pouvons valider la robustesse de cette estimation pour le dernier percentile. En particulier, nous pouvons regarder si l’effet est dû en particulier à quelques provinces ou années dans les données. Pour ce faire, nous débutons par valider que l’estimation par moindres carrés ordinaires donne un résultat très similaire à l’estimation par doubles moindres carrés. On trouve que c’est le cas. Ceci nous permet d’exploiter une particularité de l’estimateur des moindres carrés. On peut obtenir une estimation de  $\beta_H$  en deux étapes qui mettra en lumière les sources d’identification de cet effet. D’abord,

on peut faire une régression avec effets fixes de temps et de province en plus de contrôler pour le revenu moyen pour chacune des variables d'intérêt, soit  $q_{p,t}$  et  $\log z_{p,t}$ . On utilise les résidus de ces régressions. Ces résidus sont, par construction, indépendant d'effets fixes de province et de temps (et du revenu moyen). Une régression des résidus de  $q_{p,t}$  sur les résidus de  $\log z_{p,t}$  doit donner la même estimation de  $\beta_H$  que si nous avons estimé par moindres carrés ordinaires  $\beta_H$  directement. Ce résultat est dû au théorème Frish-Waugh-Lowell des moindres carrés. La figure 4 montre les résidus. Le nuage de points indique clairement une relation positive entre les deux variables, ce qui suggère que  $\beta_H$  est bel est bien positif. De plus, peu d'observations vont à contre-courant avec cette relation positive. Seul deux observations, provenant du Nouveau Brunswick et de Terre-Neuve et Labrador semblent dévier considérablement. On peut en conclure que l'effet estimé n'est pas sensible à l'inclusion d'année ou de province particulière. La source d'identification semble généralisée, et même si nous devons demeurer prudent, il est difficile d'envisager une variable qui pourrait facilement expliquer cette relation et qui aurait été omise de l'analyse.

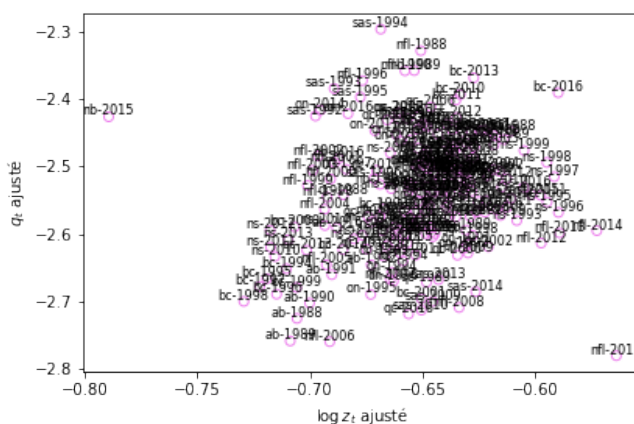


FIGURE 4 – **Variation province-année** : Le graphique présente les résidus provenant de la régression de  $q_{p,t}$  sur des effets fixes d'années, de provinces et le logarithme du revenu moyen et d'une régression similaire pour  $\log z_{p,t}$ . Les résidus sont recentrés sur la moyenne de chacune des variables.

En utilisant notre estimation, le taux d'imposition qui maximise les recettes provenant de l'assiette fiscale dans le dernier percentile est de 36% alors que le taux marginal observé en 2016 au Québec est de 53%. En utilisant plutôt l'estimation préférée par [Milligan and Smart \(2015\)](#) pour le top 1%, soit 0.689, on obtient plutôt un taux optimal de 44%, encore en dessous de ce qui est observé. Cette approche suggère que le taux d'imposition chez les hauts revenus est probablement trop élevé.

Cette approche avec données agrégées a trois limites importantes. D'abord, elle contraint l'effet d'un changement de  $\tau_H$  à être permanent. Étant donné le nombre limité d'années dans le panel, il est alors difficile d'identifier des réponses de court terme et de long terme, par exemple en incluant des variables retardées ou avancées du GEMI. Ainsi, il n'y a pas de différence entre l'effet de long-terme et de court-terme. Une deuxième limite est la possibilité que la composition des groupes, autant  $N_H$

que la composition du groupe changent avec les variations de  $\tau_H$ . Alors qu'on pourrait croire que cet effet risque d'être faible, en pratique, la mobilité interprovinciale rend l'estimation de ces effets plus périlleuse. Le troisième effet concerne la sensibilité des résultats à l'utilisation d'effets fixes dans les deux dimensions, temporelle et provinciale. Les tendances spécifiques aux provinces qui sont corrélées à la fois avec l'évolution de l'assiette des hauts revenus et des taux d'imposition sont difficiles à capter sans pour autant détruire le potentiel d'identification du modèle pour  $\beta_H$ . Par exemple, [Milligan and Smart \(2015\)](#) montrent que l'utilisation de tendances polynomiales par province diminue considérablement l'élasticité obtenue pour le dernier percentile.

### 2.3 Approche longitudinale

Nous envisageons maintenant passer à des données longitudinales qui permettent de suivre des contribuables dans le temps. [Feldstein \(1995\)](#) a été l'un des premiers à proposer l'estimation de l'élasticité par le biais de données fiscales longitudinales. Plutôt que des données agrégées, supposons que nous avons des données sur des contribuables  $i = 1, \dots, N$  sur  $t = 1, \dots, T$  années. Ainsi, on peut postuler le modèle

$$\log y_{i,t} = \mu_i + \beta_H \log z_{i,t} + \epsilon_{i,t}. \quad (9)$$

où  $z_{i,t} = 1 - \tau_{i,t}$  est le GEMI calculé à  $y_{i,t}$ . Cette équation peut être estimée par moindres carrés ordinaires après avoir éliminé les effets fixes  $\mu_i$  si  $E(\epsilon_{i,t} | \mu_i, z_{i,t}) = 0$ . En prenant une première différence, nous obtenons :

$$\Delta \log y_{i,t} = \beta_H \Delta \log z_{i,t} + \Delta \epsilon_{i,t} \quad (10)$$

Nous avons alors besoin de la condition,  $E(\Delta \epsilon_{i,t} | \Delta z_{i,t}) = 0$ . Dénotons  $z_{i,t}(y_{i,t_R}) = \log(1 - \tau_{i,t}(y_{i,t_R}))$  pour rendre explicite la dépendance du GEMI au timing du revenu qui est utilisé pour le calculer. Si  $t_R = t$ , les moindres carrés ordinaires sont biaisés puisque  $E(\Delta z_{i,t}(y_{i,t}) \Delta \epsilon_{i,t}) \neq 0$ . Ceci survient parce que  $\Delta z_{i,t}(y_{i,t})$  est fonction de  $(y_{i,t}, y_{i,t-1})$  et donc de  $(\epsilon_{i,t}, \epsilon_{i,t-1})$ . On peut essayer de retarder en posant  $t_R = t - 1$ . Mais on a encore,  $E(\Delta z_{i,t}(y_{i,t-1}) \Delta \epsilon_{i,t}) \neq 0$  et ce même si  $\epsilon_{i,t}$  n'est pas autocorrélé. C'est un biais de retour à la moyenne induit par l'utilisation de la variation dans le temps de ces variables. Si  $\epsilon_{i,t}$  n'est pas autocorrélé, on peut utiliser  $t_R = t - 2$  et donc les moments,

$$E(z_{i,t}(y_{i,t-2})(\Delta \log y_{i,t} - \beta_H \Delta \log z_{i,t}(y_{i,t}))) = 0 \quad (11)$$

pour estimer  $\beta_H$ . On calcule alors le GEMI de l'année  $t$  avec les règles fiscales de l'année  $t$  mais au revenu de l'année  $t - 2$ . Si  $\epsilon_{i,t}$  est un processus moyenne mobile d'ordre 1, on peut utiliser  $t_R = t - 3$ ,  $z_{i,t}(y_{i,t-3})$  comme instrument (Weber, 2014). Plus le processus de retour à la moyenne du terme d'erreur est lent, plus il faudra choisir un  $t_R$  distant pour éviter l'effet de retournement à la moyenne. Sans une prise en compte de la dynamique des revenus, cet estimateur s'expose à des biais dû à l'autocorrélation des  $\epsilon_{i,t}$ . Nous reviendrons sur cet aspect à la section 4 en proposant un modèle plus adapté à la dynamique des revenus.

## 2.4 Différences-en-différences

Puisqu'on peut suivre les mêmes contribuables dans le temps, ce qui n'est pas permis avec les modèles de part appliqués sur les données agrégées, on peut former deux groupes stables selon le revenu,  $j = H, L$ . Le groupe  $H$  est touché par un changement de  $\tau$  entre  $t = 0$  et  $t = 1$ . Formons ces groupes sur la base de  $y_{i,0}$ . Alors, nous pourrions estimer l'élasticité par différences en différences en utilisant un estimateur de type :

$$\hat{\beta}_H = \frac{E(\Delta \log y_i | i \in H) - E(\Delta \log y_i | i \in L)}{E(\Delta \log z_i | i \in H) - E(\Delta \log z_i | i \in L)} \quad (12)$$

où  $\Delta \log y_i = \log y_{i,1} - \log y_{i,0}$  et  $\Delta \log z_i = \log z_{i,1}(y_{i,0}) - \log z_{i,0}(y_{i,0})$ . Supposons que nous avons seulement 2 années. Alors cet estimateur risque d'être biaisé à cause du biais de retournement à la moyenne. Une bonne proportion de ceux dans le groupe  $H$  sont susceptibles d'avoir des revenus plus faibles en  $t = 1$  même si le changement de TEMI ne survient pas. Donc, on risque de sur-estimer  $\beta_H$  en utilisant cet estimateur. Maintenant, supposons que nous pouvons former les groupes sur la base d'une année  $t = -k$  pour  $k > 0$  et donc  $\Delta \log z_i = \log z_{i,1}(y_{i,-k}) - \log z_{i,0}(y_{i,-k})$ . Un arbitrage survient. Si  $t = -k$  est trop loin,  $y_{i,-k}$  n'est que peu prédictif du revenu en  $t = 1$ . La variable instrumentale a un faible pouvoir prédictif ce qui peut biaiser l'estimation. Si  $t = -k$  est trop près, le risque d'un biais par retournement à la moyenne est élevé. Ainsi, il conviendra de valider la sensibilité des résultats à l'utilisation de différentes fenêtres pour ces revenus de départs. Ce type d'estimateur, qui est une forme d'estimateur par variable instrumentale appelé estimateur de Wald, a l'avantage de bien se prêter à l'analyse dynamique dans le cas d'un changement d'imposition bien identifié pour un groupe de contribuables. De plus, on peut visualiser ces effets facilement à l'aide d'un graphique, ce que nous ferons dans le cas particulier du Québec.

## 3 Différences-en-différences : le cas du Québec en 2013 et en 2016

### 3.1 Historique

Deux changements importants ont été apporté concernant l'imposition des hauts revenus au Québec entre 2013 et 2016. D'abord, en novembre 2012, le gouvernement nouvellement élu à Québec a présenté un budget dont une des pièces maîtresse est l'introduction d'un nouveau palier d'imposition pour les contribuables gagnant plus de 100 000\$ pour l'année fiscale 2013. Cette hausse est annoncée d'abord le 10 octobre 2012 puis officialisée dans le budget de novembre. Le taux d'imposition au barème pour ce groupe se situe à 24% en 2012 et il grimpe à 25.75% en 2013. Trois ans plus tard, un autre changement survient. En 2015, le nouveau gouvernement élu au niveau fédéral annonce le 7 décembre 2015 l'ajout d'un nouveau palier d'imposition pour les contribuables gagnant plus de 200 000\$. Le taux passe de 29% à 33%. Mais on parle déjà de cette mesure, qui fait parti de la plate-forme électorale du parti gagnant, le 19 octobre 2015. Le «timing» est important, puisque les deux changements sont annoncés avant leur entrée en vigueur et surtout avant que les contribuables n'aient produit leur déclaration de revenu de l'année précédent le changement (2012 et 2015).

### 3.2 Impact sur les TEMI et le gain marginal net (GEMI)

Nous utilisons les données de la base de données administratives longitudinales (DAL) pour regarder l'effet de ces changements sur le revenu déclaré.<sup>7</sup> Cette base de données contient une déclaration de revenu sur 5 au Canada (20%) et permet de suivre les mêmes contribuables dans le temps. Nous retenons les contribuables ayant des déclarations de revenus entre les années 2006 à 2019. Puisque le premier changement a lieu en 2013, nous utilisons la moyenne des revenus d'un contribuable entre 2006 et 2008 pour définir les groupes. Nous définissons 4 groupes au Québec et un groupe témoin en Ontario. Au Québec, nous classons les contribuables sur la base du revenu moyen 2006-2008 dans les classes 50-99 000\$, 100 000\$-199 000\$, 200-499 000\$ et finalement 500 000\$ et plus. Nous gardons aussi le groupe de contribuables de l'Ontario gagnant un revenu de 100-149 000\$ durant ces années. Ainsi les classes Québec 50-99 000\$ et Ontario 100-149 000\$ peuvent servir de groupes témoins.

La Figure 5 permet de constater que ces groupes de revenus ont des sources de revenus assez différentes. Les hauts revenus ont davantage de revenus qui proviennent de dividendes par exemple. Ceci est important pour quand viendra le temps d'interpréter les différents effets selon la source de revenu.

Dénotons les classes de revenu par  $j$  et  $t_R$  la période de référence pour le calcul du revenu moyen (2006-2008). Sur la base de ce classement, nous construisons la première différence suivante (en normalisant les données par rapport à 2011, l'année avant l'annonce du changement pour 2013) :

---

7. La présentation de cette base de données peut être consultée à <https://www150.statcan.gc.ca/n1/fr/catalogue/13C0019>

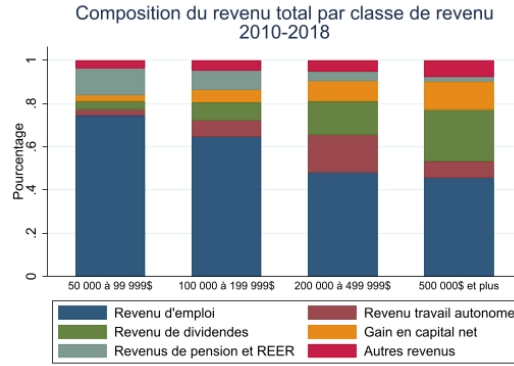


FIGURE 5 – **Composition des revenus selon la classe de revenu, Québec** : Données administratives longitudinales (DAL).

$$\Delta \log \bar{z}_{j,t}(t_R) = \log E(z_{i,t}(y_{j,i,t_R})|i \in j) - \log E(z_{i,2011}(y_{j,i,t_R})|i \in j), \quad j \in J \quad (13)$$

La Figure 6 présente l'évolution de  $\Delta \bar{\tau}_{j,t}(t_R) - \Delta \bar{\tau}_{c,t}(t_R)$  pour chacun des groupes traités  $j$  par rapport à un groupe contrôle  $c$ . Dans le panel a), le groupe témoin est le groupe du Québec ayant des revenus de référence de 50 à 99 000\$ tandis que dans le panel b), le groupe témoin est le groupe de l'Ontario ayant des revenus de 100 à 149 000\$ durant la période de référence. Dans les deux cas, il y a bel et bien un saut en 2013 pour tous les groupes traités par rapport aux deux groupes contrôles. En 2016, deux des trois groupes sont traités de nouveau avec l'introduction du nouveau palier au niveau fédéral. L'effet sur  $z_{i,t}$  est le miroir de ces effets sur le TEMI puisque  $z_{i,t} = 1 - \tau_{i,t}$ .



FIGURE 6 – **Différences-en-différences du taux marginal d'imposition moyen par groupe de revenu** : Données administratives longitudinales (DAL).

### 3.3 Impact sur les revenus

Nous analysons maintenant les revenus déclarés par les différents groupes de contribuables. Notons d’abord que les groupes de contribuables ne changent pas dans le temps. Mais ils sont assujettis potentiellement à une hausse du taux marginal d’imposition en 2013 et en 2016. Nous procédons de la même manière et calculons

$$\Delta \log \bar{y}_{j,t} = \log E(\Delta y_{i,t} | i \in j) = \log E(y_{i,t} | i \in j) - \log E(y_{i,2011} | i \in j), \quad j \in J \quad (14)$$

Nous regardons ensuite l’évolution de  $\Delta \log \bar{y}_{j,t} - \Delta \log \bar{y}_{c,t}$  pour chaque groupe traité et pour un groupe contrôle donné. Nous faisons ce calcul pour le revenu total déclaré, le revenu imposable, les revenus d’emploi et de dividendes. La Figure 7 montre les résultats en utilisant le groupe Ontario 100-149 000\$ comme témoin. Des résultats très similaires sont obtenus si on utilise plutôt les contribuables du Québec gagnant de 50-99 000\$.

Trois éléments retiennent notre attention. D’abord si on se concentre sur le revenu total et imposable, on remarque que la réaction est beaucoup plus forte chez les très hauts revenus (500 000\$ et plus) que chez les autres groupes. Deuxièmement, il y a un effet de synchronisation, ou *retiming*. Des contribuables déclarent davantage de revenu dans l’année précédent le changement. Puisque ces changements sont annoncés dans l’année précédente, ceci signifie que les contribuables déclarent davantage de revenu dans l’année courante et réduisent leurs revenus déclarés l’année subséquente. Cet effet de re-timing diminue l’effet comportemental négatif de la hausse du taux d’imposition. Troisièmement, les deux hausses successives, au Québec et au fédéral, ont un effet qui ne semble pas s’estomper selon ces estimations. En 2018, les revenus sont toujours plus faibles d’environ 10% chez les contribuables ayant des revenus de plus de 500 000\$ dans la période de référence. Fait intéressant, on peut observer que l’effet de re-timing de 2013 est concentré sur les revenus de dividendes mais pas sur les revenus d’emploi alors que pour 2016, il semble aussi y avoir un effet de re-timing pour les revenus d’emploi.

En terme d’élasticité, l’estimateur de Wald (équation 12) donne une élasticité en 2013 de 0.39 pour les revenus totaux chez les contribuables gagnant de 100 à 199 000\$. L’élasticité est beaucoup plus élevée chez les très hauts revenus (500 000\$ et plus), soit 2.78 en 2013. Les élasticités ne diminuent pas avec le temps et même augmentent parfois pour se stabiliser autour de 2.

Il est pertinent de s’intéresser en particulier à l’effet de re-timing et l’effet très important pour le changement fédéral chez les 500 000\$ et plus. Pour ce faire, on s’attarde aux contribuables qui ont une entreprise canadienne dont ils sont actionnaires importants et de laquelle ils reçoivent un revenu. La Figure 8 montre les résultats. D’abord, on remarque que par rapport à la Figure 7, ces contribuables réagissent plus fortement. Ils ont beaucoup plus de flexibilité pour déclarer ou non des revenus de

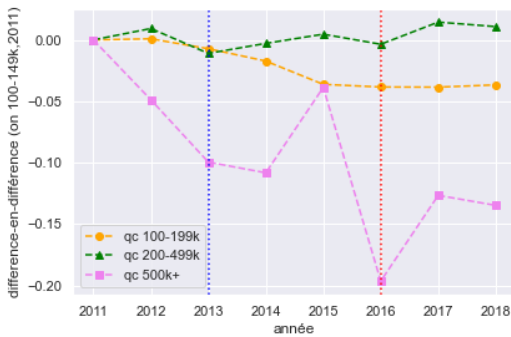




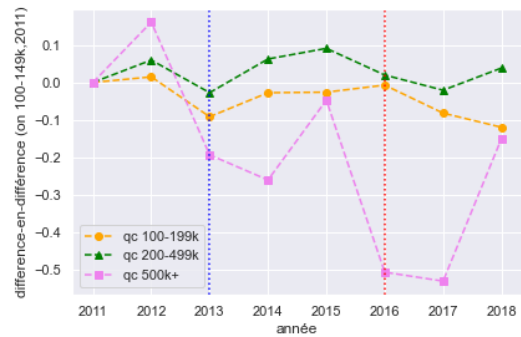
(a) Revenu total



(b) Revenu imposable



(c) Revenu emploi



(d) Revenu de dividendes

FIGURE 7 – Différences-en-différences par groupe de revenu pour différentes sources de revenu : Données administratives longitudinales (DAL).

ces entreprises et utilisent ces mécanismes pour éviter en partie les hausses d'impôt. Par ailleurs, on note que l'effet de re-timing est très fort pour ces contribuables, en particulier pour les revenus de dividendes. Pour ceux n'ayant pas accès à une entreprise, les effets de re-timing sont pratiquement inexistants.

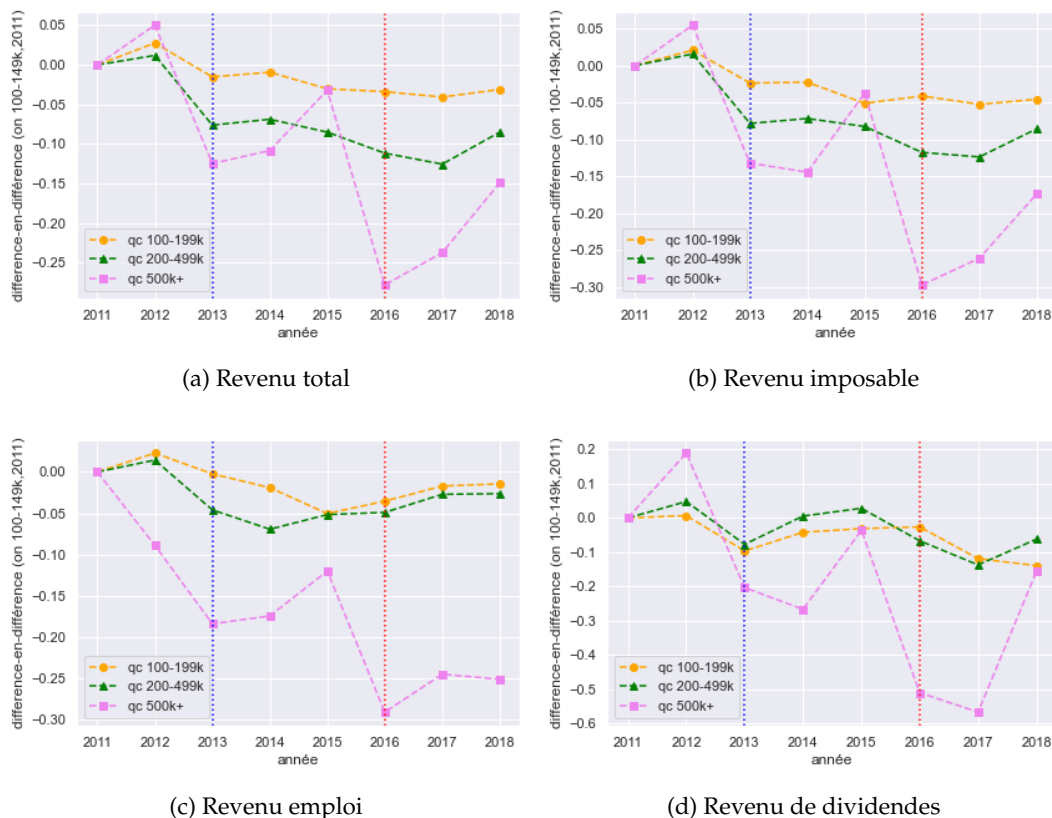


FIGURE 8 – Différences-en-différences par groupe de revenu pour différentes sources de revenu pour ceux actionnaires d'une entreprise : Données administratives longitudinales (DAL).

En somme, cet exercice d'estimation par différences-en-différences permet de voir clairement des effets comportementaux substantiels et en particulier un effet de re-timing ou synchronisation de la déclaration des revenus. Comprendre l'effet net de moyen et long-terme sur ces recettes est plus difficile avec ces estimations. Il importe de souligner que ces estimations souffrent du problème de retour à la moyenne même si une moyenne des revenus 3 ans auparavant est utilisé pour créer les groupes. Quand on regarde l'évolution 2009-2011 des revenus par sous-groupe, on remarque une convergence (retour vers la moyenne). Il est très probable que cet effet soit nul après 2011 mais il est difficile d'en être certain car il s'agit d'un contre-factuel que nous ne pouvons observer. Nous revenons sur cet enjeu à la section 4.

### 3.4 Impact sur la mobilité

Dans le cadre conceptuel présenté, les effets comportementaux se résument à un effet sur le revenu déclaré. Par ailleurs, on pourrait penser que le nombre de contribuables pourrait aussi être influencé par une hausse du taux d'imposition. Ainsi  $\frac{\partial N_H}{\partial z_H} > 0$  est possible, entre autre à cause de la migration inter-provinciale. Pour visualiser s'il semble y avoir exode de l'assiette fiscale lors de la hausse de 2013 au Québec, nous construisons la variable suivante :

$$Y_{m,i,t} = \frac{\sum_i m_{i,t} y_{i,t-1}}{Y_{i,t-1}} \quad (15)$$

où  $d_{i,t}$  est égal à un si le contribuable quitte le Québec en  $t$ . Ainsi  $Y_{m,i,t}$  mesure la part de l'assiette de  $t - 1$  qui quitte le Québec en  $t$ . La figure 9 montre qu'effectivement il y a une hausse de la part de l'assiette qui quitte le Québec en 2012 et 2013 (chez ceux gagnant plus de 100 000\$), comparativement au groupe contrôle (les 50 à 99 000\$). L'effet est cependant assez faible, soit 0.15%, ou deux dixième de point de pourcentage de l'assiette. À terme, cet effet disparaît et devient même négatif. Ainsi, malgré la détection d'un effet, nous nous concentrons dans ce qui suit sur l'effet dynamique de ceux qui demeurent au Québec après un changement de taux d'imposition.



FIGURE 9 – Différences-en-différences de l'émigration par groupe de revenu : Données administratives longitudinales (DAL).

## 4 Dynamique et élasticités

### 4.1 Modèle économétrique

L'ajustement à un changement d'imposition peut se faire de manière retardé mais aussi il est possible, comme nous l'avons vu précédemment, que les contribuables devancent la déclaration de certains

revenus quand le taux futur augmente. Par exemple, un ménage qui possède une entreprise peut retarder la déclaration de son revenu ou bien le devancer sachant qu'une hausse du taux d'imposition surviendra dans l'année suivante. Ainsi, la modélisation de cette dynamique est cruciale. Malgré sa simplicité, l'approche par différences en différences souffre de biais potentiels dus, entre autre, à l'effet de retour à la moyenne.

Une approche alternative est de s'attaquer directement à cette dynamique et de la modéliser. Postulons un modèle dynamique flexible qui permet de capter les ajustements des contribuables à des changements du TEMI. Considérons le modèle suivant,

$$\log y_{i,t} = \mu_i + \phi_1 \log y_{i,t-1} + \phi_2 \log y_{i,t-2} + \beta_m \log z_{i,t-1} + \beta_0 \log z_{i,t} + \beta_p \log z_{i,t+1} + \epsilon_{i,t} \quad (16)$$

Les retards de  $y$  permettent de capter la persistance des revenus et entre autre l'effet de retour vers la moyenne. On peut penser par exemple que ces paramètres peuvent être estimés sur une période où les taux d'imposition ne changent pas. La connaissance de la valeur de ces paramètres permet de bien prévoir qui sera affecté et qui ne le sera pas suivant un changement du taux d'imposition. Au lieu d'inclure seulement  $z_{i,t}$  dans la spécification, on permet à la fois un effet de retard capturé par  $\beta_m$  et un effet d'anticipation capturé par  $\beta_p$ . Comme nous l'avons vu, les changements de taux d'imposition sont souvent annoncés dans l'année qui précède leur entrée en vigueur, ce qui favorise la planification fiscale visant à devancer ou retarder des revenus. Cette spécification est flexible pour permettre un bon nombre de trajectoires dynamiques. De plus, il est possible de tester la spécification de ce modèle.

Il est possible d'estimer ce type de modèle par méthode des moments généralisés suivant l'approche développée par [Arellano and Bond \(1991\)](#). D'abord, prenons une première différence pour éliminer les effets fixes,

$$\Delta \log y_{i,t} = \phi_1 \Delta \log y_{i,t-1} + \phi_2 \Delta \log y_{i,t-2} + \beta_m \Delta \log z_{i,t-1} + \beta_0 \Delta \log z_{i,t} + \beta_p \Delta \log z_{i,t+1} + \Delta \epsilon_{i,t}. \quad (17)$$

On ne peut estimer ce modèle par moindres carrés ordinaires parce que  $\Delta \log y_{i,t-1}$  est corrélé avec  $\Delta \epsilon_{i,t}$ . En effet, les variables datées en  $t-1$  ne peuvent servir pour construire des conditions de moments parce qu'elles sont corrélées avec  $\epsilon_{i,t-1}$  dans  $\Delta \epsilon_{i,t}$ . Cependant, on peut utiliser des variables datés en  $t-2$ , tant  $\log y_{i,t-2}$  que  $z_{i,t-2}$  sous l'hypothèse que  $\epsilon_{i,t}$  n'est pas auto-corrélé (notons que  $\phi_1 \neq 0$  capture déjà l'autocorrélation). Ainsi, nous utilisons comme instruments  $(y_i^{t-2}, \log z_{i,t}(y_{i,0}, \log z_{i,t}(y_{i,t-2}))$ . Comme le montre [Arellano and Bond \(1991\)](#), l'hypothèse que  $\epsilon_{i,t}$  n'est pas corrélé est testable puisque ceci implique que  $\Delta \epsilon_{i,t}$  est AR(1) mais pas AR(2). Nous augmentons le nombre de moments en exploitant les moments en niveaux et en utilisant plutôt les changements de  $y$  comme instruments. Cette

stratégie, proposée par [Blundell and Bond \(1998\)](#), permet d’obtenir un gain d’efficience, en particulier dans des contextes où la persistance des variables est élevée.

## 4.2 Résultats

Nous considérons la période 2010-2019 pour le Québec et conduisons cette estimation pour deux tranches de revenus, soit les 100-250 000\$ et les 250 000\$ et plus. Nous ne pouvons restreindre à des groupes plus fins, sans obtenir des échantillons trop petits pour l’estimation. Le tableau suivant montre les coefficients estimés pour chacun des groupes de revenu séparément pour les revenus totaux et les revenus imposables.

	Revenu total		Revenu imposable	
	100-250k	>250k	100-250k	>250k
$\phi_1 : \log y_{i,t-1}$	0.591 (0.013)	0.538 (0.020)	0.622 (0.013)	0.552 (0.019)
$\phi_2 : \log y_{i,t-2}$	0.189 (0.009)	0.184 (0.014)	0.181 (0.011)	0.182 (0.014)
$\beta_p : \log z_{i,t+1}$	-0.831 (0.151)	-0.409 (0.259)	-0.414 (0.153)	-0.754 (0.284)
$\beta_0 : \log z_{i,t}$	0.548 (0.136)	1.376 (0.340)	0.682 (0.140)	1.853 (0.371)
$\beta_m : \log z_{i,t-1}$	0.149 (0.098)	-0.431 (0.259)	0.109 (0.103)	-0.632 (0.273)
AR(2) p-value	0.618	0.893	0.934	0.562

TABLE 2 – Paramètres estimés du modèle dynamique par GMM : paramètres et écart-types en parenthèses.

On remarque d’abord que tant le revenu imposable que le revenu total sont persistants. La somme des coefficients  $\phi_1 + \phi_2$  est toujours près de 0.8. Ceci contribue à la persistance de l’effet des changements de taux d’imposition. Par ailleurs, cette persistance détectée nous mets aussi en garde contre les stratégies empiriques qui supposent peu de persistance au delà d’un processus avec mémoire limitée (comme un MA(1)).

L’effet contemporain d’une hausse du taux d’imposition,  $\beta_0$ , est élevé, en particulier chez les très hauts revenus (plus de 250 000\$). L’élasticité est plus élevée pour ce groupe, qu’on regarde le revenu total ou le revenu imposable. Ceci est cohérent avec les résultats présentés précédemment. L’élasticité est plus modeste chez ceux gagnant moins de 250 000\$ au début de la période d’observation (0.548 et 0.682 pour le revenu total et imposable respectivement).

On détecte, tout comme l’inspection visuelle à l’aide des graphiques différences-en-différences le suggérait, un effet de *retiming* important, et ce pour tous les groupes. En particulier, ces effets sont statistiquement significatifs pour le revenu imposable chez les deux groupes de revenu. Une baisse de 10% du GEMI à l’année suivante, entraîne une augmentation de 4.1% du revenu imposable dans l’année courante chez les moins de 250 000\$ et de 7.5% chez ceux gagnant plus de 250 000\$.

On détecte par ailleurs un effet de retard du GEMI ( $\beta_m$ ). Cet effet est non-significatif chez ceux ayant

des revenus inférieur à 250 000\$ mais significatif pour le revenu imposable chez ceux ayant des revenus de plus de 250 000\$. Il vient affecter l'effet d'une hausse du taux d'impôt dans l'année fiscale suivant cette hausse.

### 4.3 Implications pour les effets dynamiques

Pour comprendre l'effet dynamique d'une hausse d'impôt, on n'a qu'à suivre le processus dynamique de l'équation 17. Ces réponses d'impulsions dynamiques deviennent très rapidement compliquées. Ainsi, nous effectuons ce calcul numériquement. La Figure ?? montre l'effet de cette hausse d'impôt qui se traduit par une baisse du GEMI de 10% ( $d \log z = -0.1$ ) pour le revenu imposable et le revenu total en utilisant ces coefficients estimés. Puisque les paramètres estimés ont des écart-types et sont corrélés, on simule 5000 fois cette réponse en tirant de la distribution des paramètres estimés. On utilise la matrice variance-covariance de ces paramètres. On note des effets de re-timing important, une baisse abrupte chez les deux groupes au temps  $t = 0$  et un retour plus rapide vers zéro pour les très hauts revenus contrairement à ceux ayant des revenus plus modérés.

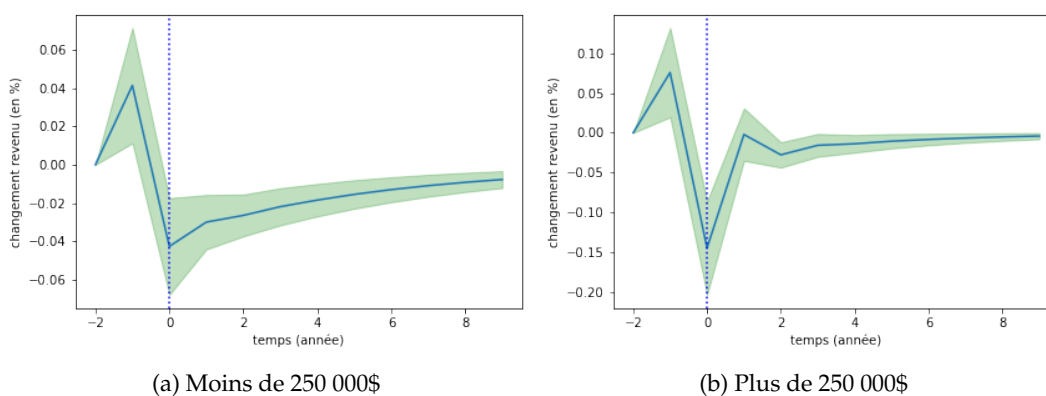


FIGURE 10 – **Effet d'une baisse du GEMI sur le revenu** : 5000 réplifications pour une simulation d'un changement de -10% du *GEMI* au temps  $t = 0$  à partir de la modélisation dynamique.

Le tableau suivant montre ces mêmes résultats avec intervalles de confiance 95% sous formes d'élasticités pour le revenu imposable seulement. On observe que les élasticités de court-terme et de long-terme sont assez différentes. Chez ceux gagnant moins de 250 000\$, l'élasticité au moment de la hausse est positive avec une valeur centrale de 0.426 et un intervalle de confiance (0.174,0.676). Mais cette élasticité diminue considérablement avec le temps. L'effet de long-terme suggère une élasticité entre 0.032 et 0.121 après 10 ans. Même constat chez ceux gagnant plus de 250 000\$. Pour ce groupe, l'élasticité de court-terme converge assez rapidement à l'élasticité de long-terme, en moins de 2 ans après l'annonce de la hausse (faite en  $t - 1$ ). L'élasticité de court-terme est cependant plus forte que chez les faibles revenus (entre 0.860 et 2.006).

temps	élasticité	borne inférieure	borne supérieure
Moins de 250 000\$			
-1	-0.412	-0.705	-0.119
0	0.425	0.174	0.676
1	0.298	0.154	0.441
2	0.263	0.152	0.374
3	0.218	0.119	0.316
4	0.183	0.098	0.269
5	0.154	0.078	0.229
6	0.129	0.063	0.195
7	0.108	0.051	0.166
8	0.091	0.040	0.142
9	0.076	0.032	0.121
Plus de 250 000\$			
-1	-0.755	-1.307	-0.202
0	1.433	0.860	2.006
1	0.018	-0.315	0.351
2	0.272	0.107	0.438
3	0.154	0.006	0.301
4	0.135	0.021	0.249
5	0.103	0.010	0.196
6	0.082	0.007	0.157
7	0.064	0.004	0.125
8	0.051	0.002	0.100
9	0.040	0.000	0.080

TABLE 3 – Élasticité du revenu imposable à un changement du *GEMI* à  $t = 0$ . Les bornes correspondent à un interval de confiance de 95% basé sur les simulations.

#### 4.4 Rendement de l'impôt sur les hauts revenus

En terme d'implications de ces résultats, on peut calculer l'effet cumulatif d'une hausse d'une augmentation de  $\tau_H$  à  $t = 0$ . Dénotons par  $\psi_t$  l'élasticité de l'assiette pour un changement de taux d'imposition au temps  $t = 0$ . Ces élasticités sont rapportées au Tableau

L'effet de re-timing amène des recettes additionnelles au taux qui prévaut avant la hausse. Le changement de recette est

$$dR_{-1} = -\tau_H Y_0 \psi_{H,-1} \alpha \frac{\tau_H}{1 - \tau_H} d\tau_H \quad (18)$$

Il est positif si  $\psi_{H,-1} < 0$ . Il n'y a pas d'effet mécanique dans le période  $t - 1$  puisque la hausse de taux n'est pas encore implémenté. Mais la hausse de l'assiette auquel on applique le taux prévalent avant la hausse de taux donne l'impact sur les revenus. C'est un effet infra-marginal en quelque sorte.

On a ensuite l'effet pour chacune des années subséquentes ( $t$ ), marginal celui-là, qui est donné par

$$dR_t = Y_0 \left[ 1 - \psi_{H,t} \alpha \frac{\tau_H}{1 - \tau_H} \right] d\tau_H, \quad t \geq 0. \quad (19)$$

En faisant la somme de ces effets on obtient l'effet total sur les recettes

$$dR_T = -\tau_H Y_0 \psi_{H,-1} \alpha \frac{\tau_H}{1-\tau_H} d\tau_H + \sum_{t=0}^T Y_0 \left[ 1 - \psi_{H,t} \alpha \frac{\tau_H}{1-\tau_H} \right] d\tau_H \quad (20)$$

Avec les élasticités dynamiques calculées, nous pouvons calculer cet effet. Considérons les plus de 250 000\$. Supposons une assiette de départ de  $Y_0 = 100$ , un taux marginal de départ égal à  $\tau_H = 0.53$  et le paramètre de la distribution Pareto  $\alpha = 1.8$ . Le Tableau 4 montre l’effet simulé sur 5 ans d’une hausse de l’impôt d’un point de pourcentage chez les contribuables gagnant plus de 250 000\$. Cette hausse est exprimée en terme de points de pourcentage de l’assiette fiscale initiale,  $Y_0$ . Le rendement net incorpore l’effet comportemental alors que l’effet mécanique contient seulement l’effet de la hausse du taux appliqué sur l’assiette fiscale, soit une hausse de un point de pourcentage des recettes provenant de cette assiette. L’effet total net, qui incorpore l’effet comportemental, est positif sur les revenus mais beaucoup moindre que l’effet mécanique. En fait le rendement de net de cette hausse est 41% de l’effet mécanique (2.47 sur 6). Permettre un horizon plus long permet éventuellement de réduire l’écart. Mais même après 20 ans, les recettes additionnelles sont inférieurs de 21.5% par rapport à l’effet mécanique.

	-1	0	1	2	3	4	5	total
Rendement net	0.808	-1.915	0.953	0.441	0.682	0.721	0.787	2.476
Rendement mécanique	0.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	6.000

TABLE 4 – Rendement d’une hausse de un point de taux d’imposition chez les contribuables gagnant plus de 250 000\$ (en pourcentage de l’assiette initiale).

## 5 Implications et conclusions

En Amérique du Nord, et particulièrement au Québec, l’imposition des revenus des particuliers joue un rôle important pour atteindre des objectifs de redistribution et de financement des services publics. Devant la hausse des inégalités, les gouvernements successifs ont particulièrement jugé bon de hausser les taux d’imposition des ménages à plus hauts revenus. Bien que d’un point de vue mécanique, le potentiel de cette stratégie en terme de rendement de l’impôt semble intéressant, les effets comportementaux peuvent faire fondre considérablement l’assiette. Dans ce rapport, nous avons voulu comparer divers méthodes pour estimer ces effets en portant une attention particulière à l’effet dynamique d’une hausse du taux d’imposition des hauts revenus.

Pour ce faire, nous exploitons la richesse des données administratives longitudinales sur 20% des contribuables canadiens. D’abord, nous répliquons l’estimation de l’élasticité de l’assiette fiscale au gain marginal net effectué par [Milligan and Smart \(2015\)](#) et [Gagné \(2004\)](#) pour montrer que l’élasticité chez le dernier centile a peut-être même augmenté depuis ces dernières estimations. Nous estimons une élasticité de tout près de un. En regardant plutôt la dynamique de revenus des mêmes contribuables au



Québec, affectés par deux hausses de taux d'imposition en 2013 et 2016, nous obtenons plutôt que cette réponse chez les hauts revenus n'est pas constante dans le temps. En premier lieu, les contribuables, particulièrement ceux ayant des revenus provenant d'une entreprise dont ils sont propriétaires, sont en mesure de déjouer temporairement la hausse du taux d'imposition en déclarant davantage de revenu, particulièrement de dividendes, dans l'année fiscale où l'on annonce une hausse pour l'année suivante. Cette effet explique en grande partie la baisse du revenu déclaré dans l'année fiscale où le taux augmente. Par la suite, les revenus déclarés ne récupèrent pas complètement et on semble observer un retour lent vers la normale. De plus, nous estimons un effet faible sur la mobilité des contribuables à haut revenus, vers d'autres provinces, quand le taux d'imposition augmente. Cet effet ne semble pas assez notable pour être pris en compte dans le calcul du rendement de l'impôt.

Pour explorer davantage les effets dynamiques, nous procédons ensuite à l'estimation de modèles économétriques dynamiques parcimonieux, qui permettent, entre autre, de pallier à certaines des lacunes des autres approches utilisées dans la littérature. L'estimation de ces modèles nous permet de constater que la réponse dynamique est tout sauf monotone. D'abord, nous détectons des effets de *re-timing* important dans l'année de l'annonce d'une hausse du taux d'imposition. Alors que la réponse immédiate à une hausse du taux d'imposition est négative sur l'assiette, la réponse prend un certain temps à s'amoinrir chez les contribuables gagnant moins de 250 000\$ et est plus rapide chez les contribuables plus fortunés. Il demeure que nous estimons, sur un horizon de 10 ans, qu'une hausse d'un point de pourcentage du taux d'imposition des ménages les plus élevés procure beaucoup moins de recettes additionnelles que ce qu'une règle de trois aurait prédit, soit l'effet mécanique.

En terminant, rappelons que la question de l'impôt sur le revenu des particuliers, notamment celui des hauts revenus, est régulièrement l'objet de discussions dans l'espace public. Il est tentant pour la classe politique, et quelque fois politiquement payant, de proposer un alourdissement du fardeau fiscal des contribuables les mieux nantis dans le but, parfois, de réduire celui des contribuables moins fortunés (par exemple, ceux qu'on appelle la «classe moyenne»).

Malheureusement, dans la plupart des cas, les estimations du coût de la mesure sont réalisées de manière mécanique à l'aide de simples règles de trois : si le taux marginal passe de 10 à 12 pourcent par exemple, alors on peut prévoir que les recettes fiscales augmenteront de 20 pourcent. On ignore donc complètement les changements de comportement générés par ces changements fiscaux.

Les résultats de nos analyses démontrent qu'il y a des effets substantiels sur le comportement des contribuables. De plus, ces résultats sont appuyés par une vaste littérature qui va dans le même sens. Autrement dit, les estimations mécaniques à l'aide de simples règles de trois sont à éviter lorsque vient le temps d'évaluer les effets d'une réforme fiscale. Notre rapport met en lumière pour la première fois au Québec les effets dynamiques de telles hausses d'impôt.

Au delà des effets directs sur le comportement des contribuables québécois et canadiens, ce que nos

résultats et ceux discutés dans la littérature ne montrent pas sont les effets sur l'attraction au Québec de contribuables à hauts revenus. Nous avons même montré qu'il existe une hausse de l'émigration, quoique faible, du Québec vers les autres provinces quand le taux marginal le plus élevé augmente légèrement. Ainsi, il est important de souligner que nos analyses ne concernent que de faibles changements à un régime qui est l'un des plus gourmands au Canada. De l'analyse marginale à l'analyse plus globale du poids de la fiscalité, la question est de savoir jusqu'à quel point le poids de la fiscalité au Québec décourage des individus et des familles à venir s'installer, travailler ou entreprendre au Québec et au Canada.

## Références

- Arellano, M. and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data : Monte carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2) :277–297.
- Blundell, R. and Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1) :115–143.
- Commission d'examen sur la fiscalité québécoise (2015). Rapport final de la commission d'examen sur la fiscalité québécoise : Volume 3.
- Department of Finance (2010). Tax expenditures and evaluations 2010.
- 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.
- FMI (2014). Public Expenditure Reform : Making Difficult Choices.
- Gagné, Robert; Nadeau, J.-F. . V. F. (2004). Réactions des contribuables aux variations des taux marginaux d'impôt : une étude portant sur des données de panel au Canada. *Lx27;Actualité économique*, 80(2-3) :383–404.
- Heisz, A. (2015). Trends in income inequality in Canada and elsewhere. In Green, D., Riddell, C., and St-Hilaire, F., editors, *Income Inequality : The Canadian Story*, chapter 2, pages 77–99. IRPP, Montreal.
- Milligan, K. and Smart, M. (2015). Taxation and top incomes in Canada. *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économie*, 48(2) :655–681.
- Saez, E., Slemrod, J., and Giertz, 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. and Veall, M. R. (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(3) :341–356.

Slemrod, J. and Kopczuk, W. (2002). The optimal elasticity of taxable income. *Journal of Public Economics*, 84(1) :91–112.

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.