UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE DES DÉTERMINANTS DE L'ASSIETTE FISCALE DE LA TAXE À LA CONSOMMATION : LE CAS DU QUÉBEC

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

VINCENT DORÉ

JUIN 2019

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier, tout d'abord, mes directeurs de mémoire, les professeurs Dalibor Stevanovic et Jean-Denis Garon. Merci pour votre patience tout au long du processus de rédaction ainsi que pour votre compréhension concernant mon travail à temps plein. Je tiens aussi à remercier les membres du comité de révision de m'avoir aidé à améliorer la qualité de mon mémoire.

J'aimerais aussi remercier le corps enseignant du département des sciences économiques et l'ESG-UQAM, en particulier Germain Belzile, qui m'ont d'abord fait découvrir ma passion pour l'économie, mais m'ont aussi permis d'en explorer les nombreuses facettes.

J'en profite aussi pour remercier mes nombreux collègues et les membres de ma famille : mon père, ma mère et mes cinq frères et sœurs pour leur support moral continu au cours de cette période très chargée de mon cheminement académique et professionnel.

J'aimerais aussi prendre quelques lignes pour remercier ma gestionnaire, Marie-Danielle Colas, lors de mes quatre années chez Service Canada. Sa compréhension, ses encouragements et sa complicité ont été indispensables à ma conciliation travail-étude.

Pour finir, je ne saurais mettre assez d'emphase sur la contribution, les encouragements continus et le réconfort reçus de la part de Patricia Rodriguez Guerra. Tant par ses talents de correctrice que par son assistance au quotidien, elle a su faire une différence importante à cet accomplissement.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES TABLEAUX vi

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES vii

RÉSUMÉ viii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
LA TAXE DE VENTE DU QUÉBEC 5

CHAPITRE II
REVUE DE LITTÉRATURE 13

2.1 Approche globale 13

2.2 Concurrence liée aux taxes de vente 18

2.3 Nouvelles technologies 23

2.4 Changement démographique 26

CHAPITRE III
DESCRIPTION DES DONNÉES 29

3.1 Taxe de vente du Québec 29

3.1.1 Évolution du taux effectif de la taxe à la consommation 29

3.1.2 Assiette fiscale de la TVQ 30

3.2 Indice de vieillissement de la population 32

3.3 Revenus, dépenses ou production 33

3.4 Indice de différentiel de prix 34

3.5 Indice du commerce en ligne 37

3.5.1 Fondement 37

3.5.2 Méthodologie 39

3.5.3 Validation 42
3.6 Statistiques descriptives 45
CHAPITRE IV
MÉTHODOLOGIE 46
4.1 Construction du modèle 46
4.2 Estimation du modèle 48
CHAPITRE V
ANALYSE DES RÉSULTATS 52
5.1 Relation de long terme 52
5.2 Relation de court terme 56
5.3 Validation des estimations 58
CONCLUSION 60
ANNEXE A
DONNÉES : GRAPHIQUES ET TABLEAUX DESCRIPTIFS 63
ANNEXE B
TABLEAUX DES RÉSULTATS ET FONCTIONS DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE 69
ANNEXE C
DEMANDE EN VERTU DE LA *LOI SUR L'ACCÈS AUX DOCUMENTS DES ORGANISMES PUBLICS ET SUR LA PROTECTION DES RENSEIGNEMENTS PERSONNELS* 75
BIBLIOGRAPHIE 80

LISTE DES FIGURES

Figure Page

3.1 Évolution de nos indices du commerce en ligne au Québec ainsi que les données des sondages de Statistique Canada. 44

3.2 Part des achats en ligne faits auprès de compagnies à l'extérieur du Canada selon les sondages de Statistique Canada. 44

5.1 Fonctions de réponse impulsionnelle de l'assiette fiscale de la TVQ suivant un choc d'un écart-type dans le VAR d'ordre structurel récursif de notre modèle principal. 57

A.1 Visualisation des données mensuelles utilisées pour l'analyse des déterminants de l'assiette fiscale de la TVQ de janvier 2004 à décembre 2015. . . 65

B.1 Visualisation des résidus des différentes équations du VAR sous-jacent. . 71

B.2 Superpositions des fonctions de réponse impulsionnelle de l'assiette fiscale de la TVQ suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal pour différents ordres récursifs. 71

B.3 Fonctions de réponse impulsionnelle du taux de taxe effectif suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal. . . . 72

B.4 Fonctions de réponse impulsionnelle du PIB du Québec suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal. 72

B.5 Fonctions de réponse impulsionnelle de l'indice du commerce en ligne suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal. 73

B.6 Fonctions de réponse impulsionnelle du différentiel de prix États-Unis/Québec suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal. 73

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

1.1 Démonstration de l'équivalence théorique entre la TVA et la taxe de vente au détail ainsi que deux exemples de l'effet en cascade. 8

A.1 Corrélations entre nos indices composites tirés de Google Trends. 63

A.2 Résultats de la consolidation de nos indices composites en un seul indicateur à travers la méthode de composante principale. 64

A.3 Description statistique des données mensuelles utilisées pour l'analyse des déterminants de l'assiette fiscale de la TVQ de janvier 2004 à décembre 2015. 66

A.4 Corrélation entre nos différents indices de commerce en ligne du Québec et les données des sondages de Statistique Canada. 66

A.5 Résultats de différents tests pour sélectionner le nombre de retards. 67

A.6 Résultats des tests de cointégration de Johansen effectués sur l'ensemble de nos données. 68

B.1 Présentation de l'ordre des variables du modèle principal et des modèles alternatifs utilisés pour tester la robustesse de l'ordre du modèle principal. 70

B.2 Résultats de l'estimation de notre modèle par VECM : estimation effectuée avec 4 retards, une constante dans le coefficient de cointégration et constante dans le VAR sous-jacents. 70

B.3 Décomposition de la variance de nos estimations par VECM du modèle principal. 74

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ACP	Analyse de composantes principales
ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle provenant de l'appellation anglaise)
AIDS	Système de demande quasi idéal (sigle provenant de l'appellation anglaise)
ARIMA	Moyenne de déplacement intégré autorégressif (sigle provenant de l'appellation anglaise)
CAD	Dollars du Canada (sigle provenant de l'appellation anglaise)
CIRANO	Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations
DOLS	Moindres carrés ordinaires dynamiques (sigle provenant de l'appellation anglaise)
ECM	Modèle à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
FMI	Fonds monétaire international
IPC	Indice des prix à la consommation
MCO	Moindres carrés ordinaires
MCP	Moyenne du carré des corrélations partielles
OCDE	Organisation de coopération et de développement économique
PIB	Produit intérieur brut
TPS	Taxe sur les produits et services
TVA	Taxe à la valeur ajoutée
TVQ	Taxe de vente du Québec (revenu)
URL	Localisateur uniforme de ressources (sigle provenant de l'appellation anglaise)
USD	Dollars des États-Unis (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VAR	Modèle vectoriel autorégressif (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VECM	Modèle vectoriel à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)

RÉSUMÉ

Le Québec a mis en place en 2014 une commission d'examen pour évaluer l'ensemble du système fiscal québécois. En 2015, cette commission avait recommandé entre autres d'augmenter de 1,025 point de pourcentage la taxe de vente du Québec (TVQ). Notre étude possède deux objectifs, soit de recenser les principaux déterminants de l'assiette fiscale et d'estimer leurs effets marginaux sur l'assiette fiscale de la TVQ. Pour notre premier objectif, nous analysons dans un premier temps la structure de la TVQ pour mieux comprendre comment l'environnement économique l'influence. À partir de la littérature, nous avons déterminé que les enjeux contemporains prédominants relativement à la TVQ sont la concurrence liée aux taxes de vente par rapport aux États-Unis, l'évolution du commerce en ligne et le vieillissement de la population. Pour notre deuxième objectif, nous avons d'abord dû créer nos propres indices de l'évolution du commerce en ligne au Québec au moyen de la base de données Google Trends. Notre indice du commerce en ligne, avec nos autres données, nous a permis d'estimer l'interaction entre notre sélection de déterminants et l'assiette fiscale de la TVQ par l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif et d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs. Nos résultats montrent dans un premier temps que l'augmentation de TVQ proposée par la commission d'examen réduirait la taille de l'assiette fiscale de 1,6 %. Le commerce en ligne serait quant à lui responsable d'une diminution de 1,9 % de l'assiette fiscale de la TVQ en 2015. Nous estimons aussi que l'assiette fiscale de la TVQ est sensible aux fluctuations du différentiel de prix entre le Québec et les États-Unis. Pour finir, nous sommes en mesure d'estimer que le vieillissement de la population a un effet positif sur l'assiette fiscale de la TVQ et sera responsable d'une augmentation de près de 4 milliards de dollars d'ici 2020.

Mots-clés : taxe de vente, taxe à la valeur ajoutée, TVQ, autodéclaration, fournitures intangibles, commerce transfrontalier, commerce électronique, vieillissement de la population, Google Trend, VECM, Québec, Canada, États-Unis.

INTRODUCTION

Dans le but d'assainir ses finances publiques, le gouvernement du Québec a mis en place en juin 2014 la Commission d'examen sur la fiscalité québécoise (ci-après « la Commission ») pour analyser l'ensemble de la fiscalité québécoise et proposer des réformes. Parmi les recommandations de son rapport final déposé en mars 2015 figurent certaines modifications à la taxe de vente du Québec (TVQ). La Commission propose entre autres une augmentation du taux de TVQ. Cette recommandation se fonde principalement sur le fait que, de manière générale, la littérature démontre que l'impôt sur le revenu a des incidences plus dommageables sur l'économie que la taxe à la consommation [1]. Toutefois, elle note aussi que certaines évolutions récentes de l'environnement économique mettent en péril les taxes de ventes, toutes juridictions confondues. Ces nouveaux enjeux nécessitent donc un examen plus approfondi, ce qui aidera à comprendre leur incidence sur des hausses de taux potentielles.

Le Québec représente un candidat de choix pour analyser l'impact de l'évolution récente de l'économie sur l'assiette fiscale de la taxe à la consommation. D'abord, de ses 84,5 milliards de dollars de revenu autonome annuel en 2017-2018, les recettes de la taxe de vente du Québec représentent 16,4 milliards de dollars, soit 19,4 % de l'ensemble de ses revenus [2]. Cette province possède aussi un environnement géographique intéressant, vu le fait qu'elle est en compétition directe avec les autres provinces de la fédération du

---

1. Commission d'examen sur la fiscalité québécoise (2015)

2. Données tirées du budget de 2017-2018 du gouvernement du Québec.

Canada, ainsi qu'avec les États-Unis à sa frontière sud [3]. D'ailleurs, le gouvernement fédéral et le gouvernement du Québec ont un historique récent de variations de taux de taxation. En effet, le taux de taxe à la consommation canadienne (TPS) a baissé d'un point de pourcentage en 2006 et en 2008, passant de 7 % à 5 %. La TVQ, au contraire, a connu plusieurs hausses depuis quelques années, soit d'un point de pourcentage en 2011 et en 2012, ainsi que d'une hausse de 0,475 % en 2013, passant de 7,5 % à 9,975 %. Cette dernière augmentation de taux représente toutefois une harmonisation de la TVQ avec la TPS et n'a pas affecté le taux effectif de taxe. Ces fluctuations successives, sur une courte période de temps, permettent d'observer la réaction des agents économiques (Walsh et Jones, 1988). En contrôlant pour l'effet de certains déterminants, nous sommes donc en mesure d'estimer l'impact de ces changements successifs sur l'assiette fiscale sous-jacente.

Le présent mémoire s'inscrit précisément dans ce contexte et possède deux objectifs distincts. Dans un premier temps, nous souhaitons faire ressortir de la littérature les déterminants susceptibles d'influencer l'assiette fiscale de la TVQ. Cependant, puisqu'une part importante de la littérature sur le sujet se penche sur le cas des États-Unis, nous commençons par analyser les différences entre leur système et celui du Québec. Cette analyse nous permet alors d'effectuer des rapprochements et étendre les conclusions de ces études sur le cas du Québec. Notre second objectif est d'estimer les effets marginaux des déterminants tirés de la littérature sur l'assiette fiscale de la TVQ.

Notre analyse s'inscrit aussi dans la foulée des études sur la taxe à la consommation du Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO). La série de quatre études, publiée peu de temps après le dépôt du rapport de la Commission, se penche notamment sur l'élargissement de l'assiette de la TVQ, le commerce

---

3. Il est important de noter que le système de taxe à la consommation des États-Unis est bien différent de celui du Québec et du Canada. Toutefois, de nombreux rapprochements sont possibles et font l'objet d'une analyse plus approfondie dans les prochains chapitres.

électronique, les résultats de simulations de réforme et l'effet marginal de certains déterminants. Notre analyse vise donc aussi à complémenter ces études au moyen d'une approche méthodologique différente et de l'utilisation de nouvelles données.

Premièrement, nos données sur le revenu de TVQ proviennent d'une demande d'accès à l'information que nous avons effectué auprès du gouvernement du Québec en vertu de la *Loi sur l'accès aux documents des organismes publics et sur la protection des renseignements personnels* (ci-après « Loi sur l'accès à l'information »). Ces données ainsi obtenues font état de l'évolution des recettes de TVQ sur une base mensuelle par industrie et à partir desquelles nous pouvons calculer directement l'assiette fiscale [4]. Un exemple des documents reçus est présenté dans l'annexe III du présent mémoire. Deuxièmement, comme le mentionnent Vaillancourt et Pollini (2015b), il n'existe pas beaucoup de données sur l'évolution du commerce en ligne au Québec ou au Canada. Celles qui existent ne remontent pas assez dans le temps ou sont sporadiques. Pour contourner ce problème, nous avons créé notre propre indice à partir de la base de données Google Trend. La démarche utilisée ainsi que sa validation sont présentées en détail dans le présent mémoire. Avec toutes ces données, nous sommes en mesure de contribuer à une meilleure compréhension de l'évolution récente de l'assiette fiscale de la TVQ.

Le présent texte se divise en six sections. Le premier chapitre offre un survol de la structure de la TVQ afin d'approfondir notre compréhension des caractéristiques qui la rendent vulnérable et de permettre une comparaison avec différentes juridictions. Entre autres, ce chapitre facilite le rapprochement entre le système de taxe à la consommation des États-Unis, au centre de nombreuses études sur le sujet, et celui utilisé au Québec. Le chapitre suivant présente une revue de littérature sur les enjeux contemporains susceptibles d'affecter les recettes de la taxe à la consommation québécoise, à la lumière

4. Même si dans la présente analyse nous ne faisons pas usage du détail concernant les industries, il mériterait d'être l'objet d'une étude subséquente.

des vulnérabilités relevées dans le premier chapitre. Le troisième chapitre présente les données qui sont utilisées pour mesurer la relation entre les déterminants sélectionnés et l'assiette fiscale de la TVQ. Le quatrième présente la construction de notre modèle estimé par la méthode vectorielle autorégressive (VAR) et la méthode vectorielle à corrections d'erreurs (VECM). Ensuite, le chapitre cinq présente les résultats des estimations ainsi que leur analyse. Enfin, le tout se termine par une conclusion qui résume les points saillants de ce mémoire.

CHAPITRE I

LA TAXE DE VENTE DU QUÉBEC

Pour être en mesure de bien cerner les enjeux contemporains qui entourent la taxe de vente du Québec, il est utile de détailler la structure actuelle. Cette information aide à bien comprendre les fondements et l'approche utilisée pour la suite de la présente analyse. Nous choisissons de porter une attention particulière à chacune des caractéristiques listées ci-dessous puisqu'elles sont soulevées à de nombreuses reprises comme étant au cœur des enjeux actuels entourant la taxe à la consommation (Li, 2003 ; Ballard et Lee, 2007 ; Reddrick et Coggburn, 2007 ; la Commission, 2015 ; Downer, 2016). Même si nous nous concentrons sur la TVQ, il est important de noter que la taxe sur les produits et services (TPS) du gouvernement du Canada, qui s'applique aussi au Québec, partage la même architecture législative depuis 1997 (Smart et Bird, 2009) [1].

Pour commencer, il faut mentionner que la TVQ est une taxe qui s'applique sur les ventes dans le but de taxer la consommation, c'est-à-dire qu'elle vise à ce que les revenus de la taxe ne proviennent que de la consommation finale de biens et services des ménages québécois. Conséquemment, la TVQ vise à éviter de taxer les fournitures intermédiaires qui servent d'intrants dans la production de biens finaux de consommation. Pour y arriver, il existe dans le monde différentes approches que nous pouvons regrouper en deux catégories distinctes : la taxe de ventes au détail et la taxe à la valeur ajoutée.

---

1. Il existe tout de même un petit nombre de différences entre la TPS et la TVQ sur le plan de l'assiette fiscale, comme les livres ou les ventes interprovinciales.

La première et la plus ancienne catégorie est celle de la taxe de vente au détail. Pour ne taxer que les fournitures finales et exempter les fournitures intermédiaires, ce système catégorise l'ensemble de biens et services de l'économie comme finaux ou intermédiaires, l'un est alors taxé et l'autre ne l'est pas. Les États et les municipalités des États-Unis sont l'exemple le plus connu de juridiction utilisant ce système de taxe (Reddrick et Coggburn, 2007). Ils sont aussi le seul membre de l'OCDE à l'utiliser. Cette méthode est toutefois critiquée pour plusieurs raisons. La plus connue est sa tendance à taxer bon nombre d'intrants dans l'économie (Smart et Bird, 2009). En effet, dans la réalité, certaines fournitures comme le papier, les voitures ou les ordinateurs peuvent servir tant à la consommation finale que comme facteur de production. Aux États-Unis, l'application d'une taxe de vente sur les intrants, aussi appelée l'effet en cascade de la taxe, peut représenter de 11 à 70 % des recettes de taxe de vente, dépendamment des États observés (Ring, 1999) [2]. Le tableau 1.1 et l'analyse qui s'en suit donnent un exemple des conséquences de l'effet en cascade.

C'est surtout dû à l'effet en cascade de la taxe au détail que bon nombre d'économistes recommandent la mise en place d'un système de taxe appelé taxe à la valeur ajoutée (TVA) [Smart et Bird, 2009]. Le Québec et le Canada, comme la majorité des membres de l'OCDE, optent plutôt pour ce second système relativement plus jeune (la Commission, 2015). Dans ce système, aucune distinction n'est établie entre les intrants et les biens finaux. La grande majorité des biens vendus dans l'économie est assujettie à la taxe, sauf certaines exceptions. Au Québec, ces exceptions se catégorisent comme étant détaxées ou exonérées et représentent en général les fournitures dites de base comme la plupart des produits et services financiers [3], les produits d'hygiène féminine,

2. Le système de taxe des États-Unis est très complexe et bien différent de celui du Québec et du Canada. D'une part, il n'y a pas de taxe de vente nationale et chaque État possède son propre système (Bruce et al., 2006). À cela s'ajoute bien souvent un système de comté et municipal (Hu et Tang, 2014).

3. Certains services associés au domaine de la finance sont assujettis à la TVQ tels que les frais d'assurances et de courtage.

les médicaments d'ordonnance, les services publics, la location de logements, certains livres et fournitures scolaires ainsi que certains aliments de base, entre autres. Il importe de noter qu'il existe au Québec certaines autres taxes spécifiques sur l'alcool, le tabac ou l'essence par exemple, mais notre étude se concentre uniquement sur la TVQ. En somme, Vaillancourt et Pollini (2015a) estiment que la consommation de biens et services non assujettis à la TVQ représente en moyenne 30,8 % de la consommation totale des ménages québécois, la plus grande partie étant le coût du logement. En ce qui concerne les entreprises, comme elles se procurent des biens taxés pour leur production, elles ont droit à un remboursement de la taxe payée, c'est-à-dire que lorsque vient le temps de produire une déclaration, les entreprises retournent au gouvernement la différence entre la taxe perçue sur leurs ventes moins celle payée sur leurs intrants, d'où l'appellation de taxe « à la valeur ajoutée ».

L'objectif de la TVA demeure le même que celui de la taxe de vente au détail, à savoir que les biens finaux de l'économie se retrouvent majoritairement taxés alors que les intrants non. C'est surtout en pratique qu'elles diffèrent. D'une part, l'utilisation d'une TVA élimine le besoin administratif de distinguer entre les biens finaux et intermédiaires. Cette structure est aussi reconnue, car elle encourage l'intégration des entreprises dans l'économie formelle, vu que ces dernières souhaitent avoir droit au remboursement de la taxe qu'elles ont payée sur leurs intrants (Li, 2003). Toutefois, la distinction la plus importante entre les deux systèmes provient du fait que la TVQ, en donnant droit à un remboursement payé sur les intrants, élimine l'effet en cascade (Reddick et Coggburn, 2009). En effet, l'équivalence théorique entre la TVA et une taxe de vente ne tient que dans le cas où les biens intermédiaires ne pourraient servir de consommation finale.

Tableau 1.1 Démonstration de l'équivalence théorique entre la TVA et la taxe de vente au détail ainsi que deux exemples de l'effet en cascade.

	Entreprise intrant 1 (Valeur ajoutée = 10)							**Entreprise intrant 2** (Valeur ajoutée = 5)							**Détaillant** (Valeur ajoutée = 10)								
Taxe à la valeur ajoutée																							
Cout avant taxe				0	=	0				10	=	10				15	=	15					
Taxe sur le cout		0	+	0	=	0		10	+	1	=	11		15	+	1.5	=	16.5					
Valeur ajoutée		0	+	10	=	10		10	+	5	=	15		15	+	10	=	25	**Prix final :**	**27.5**			
Taxe sur le produit		10	+	1	=	11		15	+	1.5	=	16.5		25	+	2.5	=	27.5	**Taxe nette :**	**2.5**			
Taxe nette		1	-	0	=	1		1.5	-	1	=	0.5		2.5	-	1.5	=	1	**Profit total :**	**25**			
Profit	11	0	-	1	=	10	16.5	11	-	0.5	=	5	27.5	16.5	-	1	=	10	**Taux effectif marginal :**	**0.1**			
Taxe de vente au détail																							
Cout avant taxe				0	=	0				10	=	10				15	=	15					
Taxe sur le cout		0	+	0	=	0		10	+	0	=	10		15	+	0	=	15					
Valeur ajoutée		0	+	10	=	10		10	+	5	=	15		15	+	10	=	25	**Prix final :**	**27.5**			
Taxe sur le produit		10	+	0	=	10		15	+	0	=	15		25	+	2.5	=	27.5	**Taxe nette :**	**2.5**			
Taxe nette		0	-	0	=	0		0	-	0	=	0		2.5	-	0	=	2.5	**Profit total :**	**25**			
Profit	10	0	-	0	=	10	15	10	-	0	=	5	27.5	15	-	2.5	=	10	**Taux effectif marginal :**	**0.1**			
Effet en cascade vers l'avant (maintient des profits)																							
Cout avant taxe				0	=	0				10	=	10				16	=	16					
Taxe sur le cout		0	+	0	=	0		10	+	1	=	11		16	+	1.6	=	17.6					
Valeur ajoutée		0	+	10	=	10		11	+	5	=	16		17.6	+	10	=	27.6	**Prix final :**	**30.36**			
Taxe sur le produit		10	+	1	=	11		16	+	1.6	=	17.6		27.6	+	2.76	=	30.36	**Taxe nette :**	**5.36**			
Taxe nette		1	-	0	=	1		1.6	-	0	=	1.6		2.76	-	0	=	2.76	**Profit total :**	**25**			
Profit	11	0	-	1	=	10	17.6	11	-	1.6	=	5	30.36	17.6	-	2.76	=	10	**Taux effectif marginal :**	**0.21**			
Effet en cascade vers l'arrière (maintient du prix final)																							
Cout avant taxe				0	=	0				10	=	10				15	=	15					
Taxe sur le cout		0	+	0	=	0		10	+	1	=	11		15	+	1.5	=	16.5					
Valeur ajoutée		0	+	10	=	10		10	+	5	=	15		15	+	10	=	25	**Prix final :**	**27.5**			
Taxe sur le produit		10	+	1	=	11		15	+	1.5	=	16.5		25	+	2.5	=	27.5	**Taxe nette :**	**5**			
Taxe nette		1	-	0	=	1		1.5	-	0	=	1.5		2.5	-	0	=	2.5	**Profit total :**	**22.5**			
Profit	11	0	-	1	=	10	16.5	11	-	1.5	=	4	27.5	16.5	-	2.5	=	8.5	**Taux effectif marginal :**	**0.22**			

En utilisant un exemple fictif chiffré de chaîne de production en trois étapes, le tableau 1.1 montre l'impact significatif que peut avoir l'effet de cascade sur l'économie. Les deux premières lignes du tableau montrent l'égalité théorique des systèmes de TVA et de taxe de vente au détail. En effet, nous observons qu'il n'y a pas de différence au niveau des prix des produits finaux, des profits des firmes et des revenus de taxe. C'est lorsque nous intégrons l'effet en cascade de la taxe que la différence se fait sentir. La troisième ligne représente le cas où les entreprises poussent complètement le fardeau de la taxe à leur client pour garder leur marge de profit intacte. La quatrième ligne représente l'inverse, c'est-à-dire que le coût de la taxe sur les intrants est absorbé par les firmes. La réalité doit se trouver quelque part entre les deux, mais ces exemples permettent de comprendre l'effet en question. Dans les deux cas, nous pouvons constater que le montant de taxe collectée est deux fois supérieur à ce qu'il devrait être, au détriment du prix ou du profit final. Lorsqu'il y a effet en cascade, la taxe de vente payée sur les intrants représente en quelque sorte une taxe sur l'utilisation du capital et de la force de travail puisqu'elle réduit la marge de profit par rapport au prix final du bien produit. Cela fait aussi en sorte que les économies utilisant une taxe de vente au détail comme les États-Unis possèdent une relation plus forte entre la production de leur économie et les revenus de taxe de vente en raison de l'effet multiplicateur de l'effet en cascade.

Qu'importe le système utilisé, un enjeu de grande importance est celui de la juridiction. Effectivement, pour éviter les risques de double taxation ou de double non-taxation, les autorités fiscales prenant part aux transactions transfrontalières doivent s'entendre ensemble. Les règles en place dans la majorité des économies développées (y compris le Québec) et qui sont privilégiées par l'OCDE se fondent sur le principe de destination (*supply rule*) [4]. Au Québec et au Canada, la taxe de vente cible donc les biens et services

4. Le principe d'origine est utilisé en Europe pour les transactions effectuées par une entreprise d'un État membre qui vend dans un autre État membre pour moins de 100 000 € par an (Li, 2003).

destinés à la consommation dans leur propre territoire. Par conséquent, elle s'applique sur les importations et détaxe les exportations. Contrairement au principe d'origine, le principe de destination est considéré comme celui qui respecte le principe de neutralité, car il n'altère pas les préférences entre la consommation de biens locaux et étrangers [5]. En résumé, toutes les fournitures consommées à l'intérieur des frontières québécoises sont assujetties aux mêmes taux de taxe.

Au Québec comme ailleurs, c'est le vendeur qui a la responsabilité de la percevoir au nom du gouvernement. La décision du gouvernement de procéder ainsi possède de nombreux avantages. Dans un premier temps, cette procédure de perception indirecte réduit considérablement le nombre d'entités à contrôler (Li, 2003). Au Québec, il est question de 8.4 millions d'habitants [6] pour 865 milliers d'entreprises [7], soit près de 10 fois moins d'agents à contrôler. Deuxièmement, les entreprises sont généralement mieux surveillées par les autorités financières que les contribuables québécois, comme en atteste leur plus grand nombre d'obligations [8]. En conclusion, puisque les vendeurs ont après tout l'habitude de transférer le fardeau de la taxe aux acheteurs (Reddick et Coggburn, 2009), nous pouvons assumer, qu'outre l'aspect de concurrence, les entreprises ont moins d'incitatifs à évader le fisc que les consommateurs.

---

5. La notion de principes fondamentaux d'un bon système de taxation remonte à l'œuvre d'Adam Smith, *The Wealth of Nations* (1776). L'OCDE les a redéfinis en 2001 comme étant la neutralité, l'efficience, la certitude/simplicité, l'efficacité/équité ainsi que la flexibilité.

6. Population du Québec en date du 1er juillet 2017. Source : Institut de la statistique du Québec.

7. Nombre d'entreprise au Québec avec ou sans employés en décembre 2017. Source : Statistique Canada.

8. En se basant sur la liste des obligations de Revenu Québec, le citoyen n'a qu'une déclaration d'impôt annuelle à produire, alors que les entreprises doivent, en plus de la déclaration d'impôt annuelle, produire plusieurs fois par année une déclaration de taxe (TPS/TVQ) et des relevés de retenues à la source, sans compter les obligations spécifiques à certains domaines.

Il importe aussi de noter que l'obligation de percevoir les taxes ne s'applique qu'aux commerçants ayant une présence suffisante au Québec et qui y vendent pour plus de 30 000 $ de fournitures au cours d'un an. Une fois ces deux conditions réunies, les personnes morales ou physiques sont tenues de s'enregistrer auprès du gouvernement et ont alors l'obligation légale de recouvrer la TVQ sur leurs ventes. Toutefois, cette notion de présence suffisante au sein d'une juridiction n'est pas aussi évidente à définir qu'il le paraît, surtout lorsqu'il est question de biens intangibles (Li, 2003). Entre autres, pour statuer qu'il y a présence suffisante, il faut prendre en considération l'adresse de l'acheteur et du vendeur, l'endroit où le bien est consommé, le lieu de facturation, la méthode de livraison, le lieu d'entreposage, l'adresse liée au compte bancaire. Puisque ce type d'analyse n'est pas à la portée de tous, les entités demandent souvent au gouvernement en question de décider et, malgré tout, ces décisions font souvent l'objet de contestations devant les tribunaux (Reddick et Coggburn, 2009). Cependant, que ce soit pour une raison ou pour une autre, les achats de fournitures effectués auprès d'une entreprise non enregistrée sont tout de même assujettis à la TVQ en vertu des règles en vigueur actuellement. Dans ce cas, la responsabilité de payer son dû aux autorités fiscales incombe à l'acquéreur.

Ce dernier processus, souvent appelé processus d'autodéclaration, fait l'objet de nombreuses critiques. Un calcul simple inspiré de Li (2003) illustre bien l'inefficience du système d'autodéclaration de la taxe de vente tel qu'il existe actuellement au Québec. Par exemple, étudions l'exemple d'une fourniture taxable de 10 $ qui a été acquise chez un petit fournisseur. Le simple coût du timbre postal pour l'envoi du chèque joint du formulaire FP-505 représente plus de la moitié de la charge de la taxe de TPS et de TVQ [9]. À ce coût, nous pouvons ajouter l'effort, en temps, que cela a pris pour remplir et poster le tout. Bien que le gouvernement ait depuis mis en place une procédure en ligne plus

9. Selon les tarifs postaux et les taux de taxe en vigueur en date du 1er janvier 2017.

simple, nous pouvons facilement constater que le problème d'incitatifs demeure bel et bien réel. Notons aussi que la mise en application du processus d'autodéclaration par les autorités gouvernementales du Québec reste limité (Li, 2003). Pour avoir une meilleure idée de l'intégration de ce processus au Québec, nous avons fait une demande d'accès à l'information pour obtenir le nombre de formulaires d'autodéclaration de TVQ et TPS ayant été soumis à Revenu Québec entre avril 2010 et mars 2015. Les documents présentés dans l'annexe III montrent que la moyenne annuelle est de 644 formulaires par an pour les achats internationaux et de 81 pour les achats interprovinciaux [10]. Nous jugeons ce nombre comme considérablement faible par rapport à ce que nous pouvons raisonnablement croire être le nombre réel d'achats québécois fait auprès d'entreprises non enregistrées.

Ce paragraphe conclut notre présentation de la TVQ actuelle ainsi que certains principes de la TVA. Il est important de bien comprendre les notions liées à l'effet en cascade, aux principes d'origine et de destination, aux concepts de présence suffisante ainsi qu'aux mécanismes de perception de la taxe, car nous y ferons référence à plusieurs reprises au cours de notre analyse. Ces notions nous servent aussi de guide pour la sélection de nos déterminants qui influencent l'assiette fiscale de la taxe à la consommation québécoise dans la littérature. Elles permettent aussi de mieux transposer sur l'économie du Québec les résultats de certaines études effectuées sur l'économie des États-Unis.

10. Documents demandés par l'auteur en vertu de la Loi sur l'accès à l'information le 5 juillet 2016. Numéro de référence A-089521.

CHAPITRE II

REVUE DE LITTÉRATURE

Puisque notre analyse possède deux objectifs : approfondir notre compréhension sur les principaux enjeux liés à la taxe à la consommation et estimer leurs effets marginaux sur l'assiette fiscale de la TVQ, nous approchons aussi la littérature en deux étapes. Dans un premier temps, nous souhaitons recenser les déterminants susceptibles d'influencer les revenus de TVQ à travers les écrits qui proposent une vue d'ensemble sur le sujet. Une fois les principaux déterminants sélectionnés, nous examinons individuellement comment ils s'intègrent au système de taxe de vente québécois à la lumière des caractéristiques de la TVQ mentionnées dans le chapitre sur la taxe de vente du Québec. Comme bon nombre d'études utilisent les données des États-Unis, il est important de garder à l'esprit que les États et les municipalités de ce pays n'utilisent pas un système de TVA comme le Québec et le Canada. Cela étant dit, de multiples conclusions sont applicables à travers les différents systèmes.

2.1 Approche globale

Comme mentionné précédemment, pour répertorier les enjeux dominants liés à la TVQ, nous nous concentrons d'abord sur la littérature ayant une approche plus générale et englobante des fluctuations des revenus de taxe à la consommation. En effet, ces études

possèdent l'avantage de lister les phénomènes ayant un impact potentiel sur les taxes à la consommation tout en évaluant leurs relations. L'étude d'Ebrahimi et Vaillancourt (2015) représente un excellent départ, car elle recense quelques écrits sur le sujet particulièrement liés à la TVQ. Cette dernière se concentre principalement sur l'étude de Legler et Shapiro (1968), mais aussi sur celles qui s'en sont inspirées.

Legler et Shapiro (1968) visent à mettre en relation les recettes de taxe sur le revenu et sur la consommation avec les taux de taxes directes et indirectes, le revenu par habitant dans l'économie, la population, ainsi que le différentiel de prix des biens taxés et non taxés [1]. Ils formulent l'hypothèse que l'impôt sur le revenu affecte la consommation à cause de son effet sur le prix relatif entre le travail et le loisir. Leur modèle dont les variables sont exprimées en logarithme est ensuite estimé par MCO avec les données de huit états amércains. Par ailleurs, ce n'est pas tant leurs résultats que leur approche qui a inspiré les études de Freidlaender et al. (1973), de Fox et Campbell (1984) et d'Ebrahimi et Vaillancourt, (2015). En effet, les seules conclusions significatives de Legler et Shapiro (1968) tournent principalement autour de l'impact de la population sur les recettes fiscales avec une élasticité de 0,2 à 3,8, selon les États. Ils montrent aussi l'effet du revenu sur les mêmes recettes avec une élasticité de 0,4 à 2. Selon eux, ces importantes variations sont dues aux particularités de chaque système. Leurs résultats concernant les autres variables ne permettent pas de ressortir de conclusion pertinente.

Friedlaender et al. (1973) critiquent justement l'étude de Legler et Shapiro (1968), et ce, en raison de ce qu'ils considèrent être une mauvaise intégration de la relation entre la taxe à la consommation et celle sur les revenus. Selon eux, pour corriger le modèle de Legler et Shapiro (1968), il faut estimer les relations entre le revenu tiré de la taxe de vente et son taux, indépendamment des autres recettes. Ils estiment donc un modèle

1. Legler et Shapiro (1968) finissent par retirer le différentiel de prix, faute de données. Ils font alors l'hypothèse qu'il est demeuré stable sur la période observée.

très similaire à celui de Legler et Shapiro (1968), mais seulement en fonction de la taxe de vente. Leurs résultats estimés pour 15 États des États-Unis sont significatifs et plus homogènes. L'élasticité du revenu varie entre 0,63 et 1,33, celle de la population varie entre 0,27 et 2,60 et celle du taux de taxe varie entre 0,71 et 1,13.

D'un autre côté, Fox et Campbell (1984) émettent l'hypothèse que l'élasticité liée au revenu ne demeure pas fixe dans le temps, ce qui pourrait expliquer les divergences entre les deux autres études précédemment mentionnées. Ils étudient donc la variation de l'élasticité entre les recettes de taxe à la consommation et le revenu dans l'économie en fonction du taux d'utilisation du capital et du taux d'intérêt. Leurs résultats montrent que cette élasticité varie entre 0,16 et 0,92 avec une moyenne de 0,58 au Tennessee entre 1953 et 1970. Toutefois, au même titre que Legler et Shapiro (1968) et Friedlaender et al. (1973), ils ne sont pas en mesure d'estimer une élasticité liée au différentiel de prix différente de zéro.

De leur côté, Bruce et al. (2006) diffèrent dans leur approche par leur distinction entre la relation de long terme et celle de court terme entre les variables. Leur objectif est d'estimer l'impact que l'environnement économique a sur l'élasticité entre les recettes fiscales et le revenu brut agrégé des particuliers à travers les différents États des États-Unis. Pour ce faire, ils se servent dans un premier temps du modèle des moindres carrés ordinaires dynamique (DOLS) et du modèle à correction d'erreurs (ECM) pour estimer respectivement les élasticités de long terme et de court terme. Ils séparent aussi l'élasticité de court terme en deux, soit lorsqu'elle est au-dessus (1,80 en moyenne) et en dessous (0,15 en moyenne) de l'équilibre de long terme (0,81 en moyenne). Dans un deuxième temps, ils utilisent l'environnement économique de chaque État des États-Unis pour expliquer leur élasticité respective. Selon leurs résultats, les seules variables significatives qui expliquent l'élasticité entre les revenus bruts des ménages

et les revenus de taxe à la consommation sont liées au revenu lui-même [2]. Notons qu'ils ont toutefois jugé important d'incorporer certaines variables démographiques liées à l'âge de la population.

En s'inspirant quelque peu de la méthodologie de Bruce et al. (2006), Ebrahimi et Vaillancourt (2015) reprennent le modèle de Friedlaender et al. (1973) pour l'appliquer sur l'économie du Québec. Une différence notoire entre Ebrahimi et Vaillancourt (2015) et ces prédécesseurs est l'utilisation du différentiel de ratio entre les taux de taxe de deux juridictions (Québec et Ontario) au lieu du ratio des prix des fournitures taxées et non taxées. Ils n'ont finalement pas été en mesure de tirer de conclusion par rapport à ce ratio en raison de résultats nuancés. Pour ce qui est de leur estimation de l'élasticité liée au revenu brut, elle se trouve généralement autour de un. Grâce à toutes ces études, nous sommes en mesure de constater l'importance du revenu des ménages et de la population dans l'évolution des revenus de TVQ. Nous remarquons aussi que tous ces auteurs montrent un intérêt particulier, sans pouvoir en prouver l'importance, pour une concurrence entre les biens taxés et non taxés ou une concurrence entre juridictions.

Une autre étude d'intérêt est celle de Russo (2010). Cette dernière vise à évaluer la présence ou non d'une tendance à la baisse de la taille de l'assiette fiscale de la taxe à la consommation. Premièrement, il explique que la pratique courante mettant en relation l'assiette fiscale de la taxe à la consommation avec le revenu, que ce soit le brut ou le net, tend à sous-estimer l'érosion de l'assiette fiscale à cause de la diminution constante de l'épargne des ménages depuis les années 1950 aux États-Unis. Pour éviter ce biais, il calcule la part des dépenses en bien taxables par rapport aux dépenses totales. Il constate alors une baisse substantielle de cette proportion, qui passe de 51,7 % en

2. Ces variables sont le revenu médian des ménages, la part de la taxe de vente sur ce revenu et la part des recettes de taxe de vente provenant réellement des consommateurs (l'autre part provient des entreprises en raison de l'effet en cascade).

1947 à 39,8 % en 2002. Pour estimer les déterminants de cette tendance, il utilise un système de demande quasi idéal [3] (AIDS). Ce modèle représente une approximation de premier ordre d'une fonction de demande qui met en relation le prix de fournitures et la proportion de ces dernières dans le budget d'un agent économique. À l'image des études précédentes, il n'est pas en mesure de montrer que le ratio des prix taxés et non taxés a un effet significatif sur l'assiette fiscale aux États-Unis. Seulement les dépenses agrégées et le nombre d'heures travaillées dans l'économie ont un impact positif et significatif sur la part taxable de consommation. Pour finir, Russo (2010) effectue une prévision de l'évolution de la part taxable de la consommation en combinant trois modèles. Pour sa première prévision, il utilise le processus à moyenne de déplacement intégré autorégressif (ARIMA) afin de prédire l'évolution de chaque variable individuellement de 2002 à 2017. Il utilise ensuite les prévisions ARIMA des variables dépendantes de son modèle AIDS pour construire une seconde prédiction de la proportion taxable de la consommation. La troisième prédiction provient de l'estimation d'un modèle vectoriel autorégressif (VAR). Pour combiner les prévisions, il les estime d'abord à l'intérieur de son échantillon dans le but de les comparer avec les données actuelles et en calculer l'erreur moyenne de prévision. Il pondère ensuite chaque modèle en fonction de l'inverse de son erreur. Ce faisant, il conclut que près de 6,4 % de l'assiette fiscale de la taxe à la consommation des États-Unis va s'éroder entre 2002 et 2017. Il stipule que cette observation demeure optimiste puisqu'il n'intègre pas dans son modèle les transformations démographiques, institutionnelles et économiques récentes. En analysant cette dernière affirmation de Russo (2010), nous pensons qu'il pourrait faire référence ici au phénomène du vieillissement de la population et surtout à l'émergence du commerce en ligne.

---

3. Traduction libre de l'auteur de l'anglais vers le français de l'appellation « *Almost Ideal Demand System (AIDS)* ».

Par cette dernière observation et à la lumière des études mentionnées ci-haut, nous sommes en mesure de ressortir trois principaux enjeux entourant la taxe à la consommation contemporaine, outre le revenu et la population. Le premier est l'enjeu de concurrence, que ce soit entre les biens taxés et non taxés ou entre des juridictions différentes. Le second est l'enjeu démographique principalement dû au vieillissement de la population. Le troisième est celui de l'évolution économique récente du commerce en ligne. Il existe bien évidemment d'autres déterminants, mais nous souhaitons nous concentrer sur ceux que nous jugeons être les plus importants. Les prochaines sections présentent plus en détail ces trois phénomènes, ce qui nous permet de comprendre leurs interactions potentielles avec l'assiette fiscale de la TVQ.

2.2 Concurrence liée aux taxes de vente

Dans les études précédemment décrites, nous avons été en mesure de recenser deux types de concurrence liée aux taxes de ventes. La première est celle entre les prix des biens assujettis à la taxe et ceux des biens qui en sont exceptés (Legler et Shapiro, 1968 ; Freidlaender et al., 1973 ; Fox et Campbell, 1984). Une étude pertinente sur ce sujet est celle de Hawkins (2000). Ce dernier étudie la substituabilité entre différents biens et services en fonction du pourcentage de biens taxés dans l'économie. La logique qu'il présente veut que plus il y a de fournitures taxées dans une économie, moins il y a d'opportunités pour les substituer par des fournitures non taxées. De fait, Hawkins (2000) montre que l'élasticité diminue considérablement avec l'élargissement de l'assiette fiscale de la taxe de vente dans différents états américains. Selon ses résultats, l'élasticité est quasi nulle lorsque l'assiette fiscale atteint 90 % des dépenses des ménages. Lorsque les services de base sont exceptés, seulement l'élasticité liée au prix des services est importante, les autres demeurent quasi nulles [4]. L'étude de Mirrlees et al. (2011) sur

4. L'assiette fiscale de la taxe de vente excluant les services représente 49,9 % des dépenses des ménages aux États-Unis.

la taxe indirecte au Royaume-Uni, sans donner de pourcentage précis, arrive aussi à la conclusion qu'une assiette fiscale plus large réduit les distorsions dans l'économie. Ces études pourraient expliquer pourquoi Legler et Shapiro (1968), Freidlaender et al. (1973) et Fox et Campbell (1984) retirent le ratio entre biens taxés et non taxés de leurs estimations, par manque de significativité. Dans le cas du Québec, puisque Vaillancourt et Polloni (2015a) estiment la portion taxable de la consommation à 69,2 % et que la majorité des services y sont taxables, nous considérons la substituabilité entre les biens taxables et exemptés comme étant très faible, voire presque nulle.

Le second type de concurrence liée aux taxes de ventes est celui de la concurrence entre juridictions. Tel qu'il a été mentionné précédemment, pour minimiser la concurrence non souhaitée entre les commerçants locaux et étrangers, la communauté internationale privilégie l'utilisation du principe d'origine (OCDE, 2001). Il n'en demeure pas moins que la concurrence liée aux taxes de ventes entre juridictions existe et que les taux de taxe d'une juridiction à l'autre influencent le comportement des consommateurs, que ce soit d'un point de vue théorique ou pratique. Il demeure toutefois compliqué d'en estimer l'ampleur puisque malgré que plusieurs importations de ce type se font légalement grâce à l'exemption personnelle [5], certaines importations se font illégalement (Ferri, 2000 ; Li, 2003).

L'étude de Ferri (2000) propose une solution intéressante pour contourner ce problème. Sachant que les Canadiens qui traversent la frontière pour magasiner aux États-Unis le font souvent pour éviter de payer la taxe canadienne, leur déclaration douanière ne reflète généralement pas la réalité. Pour contourner cette réalité et être en mesure d'évaluer l'évolution de ce type de commerce transfrontalier, il utilise le nombre de voyages de moins d'une journée comme approximation de son volume. Il cherche ensuite à évaluer

5. L'exemption personnelle de 200.00 $ pour un séjour de 24 à 48 heures et de 800.00 $ pour un séjour de plus de 7 jours.

l'impact de différents facteurs sur son évolution entre janvier 1972 et décembre 1997. Ses estimations montrent entre autres que le taux de change et le différentiel de prix incluant les taxes sont parmi les principaux facteurs qui influencent le magasinage transfrontalier entre le Canada et les États-Unis. Toutefois, prenant en considération le coût et le temps de déplacement, il faut faire d'importantes économies ou d'importants achats. Plus les achats sont importants, plus il devient difficile de les dissimuler dans le véhicule pour ne pas les déclarer à la douane canadienne. Cette situation nous permet de faire l'hypothèse que le taux de taxe ne peut donc pas, à lui seul, rentabiliser ce genre de périple ; c'est plutôt la combinaison de la taxe, du taux de change et du différentiel de prix qui le rend possible. C'est cela qui pourrait expliquer pourquoi Ebrahimi et Vaillancourt (2015) n'ont pas été en mesure de montrer que le différentiel de taux de taxe entre le Québec et l'Ontario avait un effet sur les ventes au détail québécoises.

Une autre étude d'intérêt est celle de Walsh et Jones (1988) qui analyse le commerce transfrontalier entre différents états américain. Ce type de commerce se rapproche considérablement du commerce entre le Québec et l'Ontario puisque dans les deux cas, il y a deux entités fiscales différentes et aucune douane à la frontière. Ces auteurs utilisent précisément l'évènement de trois baisses de taxe consécutives d'un point de pourcentage dans l'État de la Virginie-Occidentale pour évaluer l'élasticité des biens taxables vis-à-vis du taux de taxe. En divisant l'état en comtés frontaliers et centraux, ils montrent que le différentiel de taux de taxation n'affecte que les comtés limitrophes et ils évaluent l'élasticité du différentiel de prix incluant les taxes et l'assiette fiscale à près de 5,9.

Ces études suggèrent ce à quoi pourrait ressembler le commerce transfrontalier québécois. D'une part, comme le mentionnent Ebrahimi et Vaillancourt (2015), la faible différence de taux de taxation entre le Québec et ses provinces voisines ne peut justifier à elle seule le coût de transport et l'effort d'un voyage. Bien qu'il serait intéressant

d'analyser l'effet du différentiel de taxe entre Ottawa et Gatineau ou Pointe-à-la-Croix et Campbellton, aux fins de la présente étude, nous considérons ce commerce comme étant marginal comparativement à celui des États-Unis à l'échelle de la province. De plus, le taux de change entre le USD et le CAD offre de son côté des économies parfois substantielles dans la mesure où il existe des écarts suffisants par rapport à la parité absolue des pouvoirs d'achat pour des biens échangeables, par exemple en raison d'une pratique de fixation des prix en fonction du marché (*pricing-to-market*) par les firmes productrices ou distributrices de ces biens échangeables. Nous avons analysé les différentiels de prix incluant la taxe et approximé par l'indice des prix excluant le logement, entre le Québec et l'Ontario, le Nouveau-Brunswick et les États-Unis respectivement. L'analyse montre que les différences absolues moyennes entre le prix des biens et services du Québec et ceux de l'Ontario et du Nouveau-Brunswick sont respectivement de 0,67 % et 0,43 % alors qu'elle avoisine le 7,8 % par rapport aux États-Unis. Cela voudrait donc dire qu'il y aurait près de dix fois plus d'arbitrage possible au sud de la frontière qu'avec les provinces voisines du Québec [6]. D'autre part, 77,47 % de la population du Québec sont plus près des États-Unis que de tout autre territoire hors Québec [7]. Pour ces raisons, le magasinage transfrontalier québécois est présumé avoir lieu principalement avec les États-Unis à cause de la combinaison du taux de change, du différentiel de prix et des taxes, et de sa proximité avec les grands bassins de population du Québec.

Cela étant dit, la compétition entre juridictions connaît un nouveau tournant ces dernières années. En effet, l'arrivée de l'Internet a le potentiel de transformer la manière dont les biens et services sont commercialisés, vendus et distribués (Michalak et Jones,

---

6. Calculs de l'auteur. Source : Statistique Canada.

7. Ce pourcentage est calculé par l'auteur et représente la somme de la population des régions suivantes : Capitale nationale, Mauricie, Estrie, Montréal, Chaudière-Appalaches, Laval, Lanaudière, Montérégie, Centre-du-Québec. Ces régions ont été sélectionnées parce qu'elles sont plus près des États-Unis que tout autre territoire hors Québec. Source : Institut de la statistique du Québec.

2003). L'étude de Ballard et Lee (2007) se penche sur cet enjeu en considérant l'Internet comme étant une juridiction à part. En se servant des données du *Current Population Survey*, ils estiment la propension à magasiner en ligne en fonction de plusieurs critères incluant le taux de taxation local et une moyenne des taux de taxation voisins. Leurs résultats montrent que plus le taux de taxe d'un État et de ses voisins est grand, plus la population magasine en ligne. Ils notent aussi que plus les taux de taxe des États voisins est bas et celui de la taxe locale est élevé, moins les gens sont portés à magasiner en ligne. Plus précisément, ils estiment qu'une augmentation de 1 % du prix local avec taxe augmente de 0.2 % la propabilité d'acheter des produits en ligne. Ils en concluent alors que le commerce en ligne représente un substitut au commerce transfrontalier.

En analysant plus de 275 000 annonces sur la plateforme de vente en ligne eBay, Einav et al. (2012) arrivent approximativement à la même conclusion, à savoir que le commerce en ligne est un substitut au commerce local et transfrontalier. Au lieu d'estimer la propension d'avoir acheté au moins un produit en ligne comme Ballard et Lee (2007), ils évaluent, pour un visiteur d'annonce sur eBay, la propension d'acheter un produit lorsque la facture finale avec taxe est affichée à l'écran. Leurs résultats montrent que pour chaque 1 % de taxe appliquée, la probabilité que le visiteur achète un produit dans un autre état augmente de 5 % [8]. Ils estiment aussi que l'augmentation de 1 % du taux de taxe augmente de 1,8 % la probabilité que le visiteur achète un produit en ligne.

8. Comme il sera détaillé plus bas, seules les transactions Internet d'un fournisseur local sont asujetties à la taxe aux États-Unis. Nous nous intéressons donc ici à l'élasticité entre produits locaux et étrangers.

Nous faisons l'hypothèse que la différence entre les élasticités de ces deux études provient principalement du fait que Ballard et Lee (2007) évaluent une variable dichotomique d'achat en ligne ou non, alors qu'Einav et al. (2012) évaluent le volume de transaction. Le second permet à une seule personne d'être comptabilisée plusieurs fois alors que le premier ne le permet pas. Quoi qu'il en soit, à la lumière de ces études et devant la complexité des enjeux entourant le commerce en ligne, nous jugeons nécessaire d'analyser plus en détail comment ce dernier influence l'assiette fiscale de la taxe à la consommation.

2.3 Nouvelles technologies

Parmi les innovations technologiques récentes figure l'apparition de plateformes de vente en ligne. Ces dernières font l'objet de nombreuses critiques liées au domaine de la taxation, selon qu'elles appartiennent à des entreprises locales ou étrangères. Leur arrivée remet surtout en question la notion de présence suffisante ainsi que le principe de destination précédemment présenté.

D'un point de vue technique, les autorités ne peuvent généralement pas imposer leur taux de taxe à la consommation à une entreprise tant et aussi longtemps qu'elle ne possède pas une présence suffisante à l'intérieur de leurs frontières (Li, 2003 ; Reddrick et Coggburn, 2007 ; Downer, 2016). Aux États-Unis, par exemple, la Cour suprême a refusé en 1992 de donner raison à l'État du Colorado qui souhaitait forcer les commerçants étrangers à l'informer lorsque des résidents de sa juridiction effectuaient un achat en ligne [9]. Bien que cette décision vienne tout juste d'être infirmée [10], telle est toujours la norme dans bon nombre de juridictions, y compris le Québec. Le principal argument

9. Décision relative à la cause *Quill Corps. v. North Dakota* du 26 mai 1992.

10. Décision relative à la cause *South Dakota v. Wayfair* du 21 juin 2018.

pour ne pas taxer ces transactions provient de l'important fardeau que l'enregistrement auprès des autorités fiscales de chaque juridiction peut représenter pour les petites et moyennes entreprises (Reddrick et Coggburn, 2007). En revanche, ne pas assujettir ces transactions avantage considérablement les entreprises en ligne par rapport aux détaillants occupant des lieux physiques traditionnels (Ballard et Lee, 2007).

Pour ce qui est du Québec, considérant que les entreprises canadiennes tardent à adopter le commerce en ligne comparativement aux entreprises des États-Unis (Michalak et Jones, 2003), nous estimons que l'arrivée de ces plateformes, combinées avec l'avènement continuel de nouvelles technologies de communication, augmente considérablement la concurrence internationale. Cette plus grande ouverture sur le monde s'accompagne raisonnablement d'une augmentation du nombre de joueurs sur les marchés. Beaucoup de ces derniers sont suspectés de ne pas atteindre le seuil de 30 000 $ qui rend l'enregistrement obligatoire. La TVQ pour ces achats devrait être déclarée proactivement par l'acquéreur. À la lumière des lacunes entourant le système d'autodéclaration mentionné au chapitre précédent (Li, 2003), nous faisons alors l'hypothèse que les plateformes de vente en ligne augmentent considérablement le nombre de transactions qui passent inaperçues par les autorités.

Également, même si l'entreprise applique correctement les taxes et qu'elle remplit les critères d'enregistrement, le commerce en ligne amène son lot d'incertitudes concernant le lieu de consommation des biens et services. Li (2003) explique que les différents gouvernements ne possèdent pas tous la même définition de lieu de consommation. Par exemple, l'UE considère qu'un service électronique se consomme où se trouve l'acquéreur, alors que le Québec juge que certains services électroniques se consomment où ils se vendent en tant que bien meuble intangible (Li, 2003). Il se peut donc que certains services consommés en ligne par un Québécois en France échappent aux deux taxes alors qu'à l'inverse, un Français aurait à payer les deux. De surcroît, on pourrait

se demander si la ressource en ligne est consommée dans le pays de l'acquéreur, du vendeur, du serveur hôte de la ressource ou du serveur hôte de la transaction (Reddrick et Coggburn, 2007). Ces complications engendrent donc une multitude de distorsions potentielles et non désirables qui affectent la compétitivité des économies en cause (Reddrick et Coggburn, 2007 ; Li, 2003).

Cependant, est-ce que les taux de taxe affectent vraiment le comportement du consommateur sur ces plateformes ? C'est ce à quoi tente de répondre Goolsbee (2000) en analysant en profondeur le comportement des individus sur Internet. Ce dernier utilise les données d'un sondage sur le commerce électronique de 1997 effectué aux États-Unis pour évaluer l'élasticité de l'achat sur Internet par rapport au taux de taxe. Il compare donc les résultats du sondage entre les différents états en fonction de leur taux de taxe respectif, tout en contrôlant pour certains facteurs socioéconomiques. Ses résultats montrent qu'une augmentation de 1 % de la taxe de vente augmente de 0,5 % la probabilité d'effectuer des achats en ligne. Il estime aussi que le nombre de consommateurs en ligne diminuerait de près de 24 % aux États-Unis si chaque état était en mesure d'appliquer leur taxe sur les achats en ligne de leur population, toutes choses étant égales par ailleurs. Hu et Tang (2014) utilisent certaines données métropolitaines de la ville de New York pour estimer cette même élasticité et arrivent à une conclusion similaire, à savoir que 25,7 % du commerce en ligne dépend de son exemption de taxe de vente.

Alm et Melnik (2010) tentent de leur côté d'estimer les pertes de revenu de taxe liée au commerce en ligne en analysant près de 21 000 annonces mises en ligne sur la plateforme de vente eBay par approximativement 7 000 vendeurs différents aux États-Unis. Dans un premier temps, leur examen fait ressortir que près de 92 % des transactions sur eBay s'effectuent d'un état américain à un autre. Ils notent aussi que sur près de 7 000 vendeurs, seulement 18 % appliquent une taxe de vente. Toutefois,

ils montrent l'existence d'une forte corrélation positive entre le niveau d'activité d'un vendeur sur la plateforme et la présence d'une taxe de vente au moment de l'achat ; un vendeur moyennement actif sur la plateforme a 43 % plus de chance de collecter une taxe que celui qui est très peu actif. Cela fait en sorte que près de 42 % des annonces sur eBay affichent une taxe. Finalement, ils estiment que les transactions non taxées seraient responsables d'approximativement 122 millions de dollars en perte de revenus de taxe à la consommation annuellement aux États-Unis pour cette plateforme seulement.

Pour finir, cette évolution effrénée des nouvelles technologies accroît la migration de la consommation de fournitures tangibles vers leur homologue intangible (Li, 2003 ; Reddrick et Coggburn, 2007). Bien que nous aimerions en évaluer l'évolution, il n'existe actuellement pas d'indice ou de statistique sur la migration de la consommation tangible vers l'intangible ni sur leur proportion au Canada ou au Québec. Pourtant, parmi les biens recensés par Michalak et Jones (2003) comme étant les mieux intégrés dans les habitudes de consommation en ligne des Canadiens figurent bon nombre d'exemples de biens à forte propension intangible. Notons parmi ceux-ci les livres, la musique, les films, les jeux, les billets de transport. Aujourd'hui, il est aussi question de services d'ingénierie, de plans de marketing, de consultations médicales et d'autres services du genre (Li, 2003). Ce phénomène ne pose pas de problème en soi, outre le fait qu'il rend les transactions locales et transfrontalières presque indétectables aux yeux des autorités fiscales (Reddrick et Coggburn, 2007).

2.4 Changement démographique

Certaines des études précédemment citées mentionnent ou intègrent à leur analyse certains facteurs démographiques (Bruce et al. ,2006 ; Ballard et Lee, 2007 ; Russo, 2010). Parmi ces facteurs, le vieillissement de la population est l'un des plus pertinents pour le Québec. Le vieillissement de la population représente l'augmentation de la proportion

des personnes de plus de 65 ans au sein de la population totale. Ce phénomène s'est accentué au Québec depuis les dernières années, où la part des 65 ans et plus est passée de 18 % en 2004 à 25 % en 2016 [11]. Bien que son incidence sur les dépenses gouvernementales soit bien documentée, son impact sur les recettes fiscales semble faire l'objet d'une attention moindre. Là encore, la littérature qui traite des recettes fiscales se concentre plus souvent sur leur lien avec l'impôt sur le revenu que sur leur lien avec la taxe à la consommation.

L'analyse de Felix et Watkins (2013) se penche sur la composition de la consommation des agents économiques aux États-Unis par tranches d'âge afin d'évaluer l'impact potentiel du vieillissement de la population sur les revenus de taxe à la consommation. Ces auteurs révèlent que les individus semblent consommer une part relativement stable de biens taxables au cours de leur vie. Toutefois, leurs données montrent que le revenu des personnes âgées de 65 ans et plus diminue considérablement par rapport aux personnes âgées de 25 à 64 ans. Cela semble montrer que le lissage des revenus à travers le temps n'est pas pleinement atteint. Ils notent que le résultat final de ces deux phénomènes demeure une diminution de 0,5 % de la consommation de biens taxables entre 2011 et 2030 en raison du phénomène du vieillissement de la population.

Menchik (2003) estime aussi que les personnes âgées consomment moins de biens et services taxables. Il remarque toutefois que leur part respective dans les revenus nets croît avec l'âge. Selon ses résultats, bien que la part de la consommation taxable en pourcentage de la consommation totale reste stable, cette dernière prend beaucoup moins de place dans le revenu des personnes plus jeunes puisqu'elles consacrent une bonne partie de leurs revenus à l'épargne. Puisque les personnes âgées sont généralement à l'étape de retirer leur investissement, une plus grande part de leur revenu sert à

11. Calcul de l'auteur effectué à l'aide de la base de données de Statistique Canada sur la population du Québec par tranche d'âge.

consommer des biens taxables. Malgré cela, au même titre que Felix et Watkins (2013), il estime que l'impact du mouvement démographique fera diminuer de 5 % l'assiette fiscale de la taxe à la consommation entre 2000 et 2030 aux États-Unis [12].

Même si les personnes à la retraite ont tendance à retirer de leur épargne pour consommer, l'étude de Langlois (2003) montre que cette consommation supplémentaire se concentre davantage dans des catégories de biens et services non taxés. En effet, en se servant des données détaillées de l'enquête sur les dépenses des ménages de Statistique Canada, Langlois (2003) montre que le groupe d'âge des 65 à 74 ans alloue une plus grande part de leur consommation à l'alimentation et à la santé que l'ensemble des autres groupes d'âge de 1969 à 1999. Les 65 à 74 ans sont aussi parmi ceux qui dépensent proportionnellement plus pour se loger. Aussi, les études de Menchik (2003) et Felix et Watkins (2013) sont basées sur l'économie américaine qui ne possèdent pas un filet social aussi généreux pour les personnes âgées que celui du Québec [13].

---

12. L'écart entre leurs résultats semble provenir principalement de leur méthodologie différente ainsi que de leur horizon. Notons aussi que l'ajustement des prévisions du *Census Bureau* affecte aussi les résultats, puisque Felix et Watkins (2013) notent que la diminution aurait été de 1,6 % si elle avait été estimée en fonction des prévisions de 2003.

13. Comité d'experts sur l'avenir du système de retraite québécois. (2013). *Rapport – Innover pour pérenniser le système de retraite*. Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

CHAPITRE III

DESCRIPTION DES DONNÉES

Cette section présente en détail la base de données qui est utilisée pour estimer les effets du commerce en ligne, du vieillissement de la population et de la concurrence avec les États-Unis sur l'assiette fiscale de la taxe de vente au Québec. Notre base de données à fréquence mensuelle s'étend de janvier 2004 à décembre 2015. Malgré l'existence de la désaisonnalisation par la méthode X-ARIMA-13, nous utilisons la méthode X-ARIMA-12 pour toutes nos désaisonnalisations par souci de conformité avec certaines de nos données de Statistique Canada, lesquelles sont déjà désaisonnalisées au moyen de X-ARIMA-12. Les seules variables non désaisonnalisées sont les variables démographiques ainsi que les taux de taxation puisqu'elles ne comprennent pas de tendance saisonnière.

3.1 Taxe de vente du Québec

3.1.1 Évolution du taux effectif de la taxe à la consommation

Comme mentionné précédemment, la TPS a connu deux baisses d'un point de pourcentage au cours de la période s'étalant du 1er janvier 2004 au 31 décembre 2015, soit en juillet 2006 et en janvier 2008, passant de 7 % à 5 %. La taxe de vente du Québec,

quant à elle, a connu un total de trois changements du taux officiel au cours de la même période. Le taux a augmenté d'un point de pourcentage en janvier 2011 et janvier 2012, puis de 0,475 point de pourcentage en janvier 2013 pour s'établir à 9,975 % jusqu'à aujourd'hui. Il est important de noter que cette dernière augmentation représente une harmonisation de la TVQ avec la TPS. Lors de sa mise en place en 1992, la TVQ s'appliquait sur le montant facturé incluant la TPS fédérale. Le Québec a cessé cette pratique en janvier 2013 et a rajusté son taux. Le tout ayant pour effet de maintenir le même taux de taxe effectif.

En raison de cette harmonisation des deux taxes débutant en janvier 2013, nous devons procéder au calcul du taux effectif de la taxe à la consommation au Québec comme suit, pour chaque observation mensuelle datée t.

$$\begin{aligned} &\text{De janvier 2004 à décembre 2012} && \tau_t^e = (\tau_t^{TPS} + 1) * \tau_t^{TVQ} - 1 \\ &\text{De janvier 2013 à décembre 2015} && \tau_t^e = \tau_t^{TPS} + \tau_t^{TVQ} \end{aligned} \tag{1}$$

où τ_t^e représente le taux de taxe effectif et τ_t^i, le taux de taxe i, pour $i = TPS$ ou TVQ. La figure A.1 fait état de l'évolution de ces différents taux au Québec. Ces changements de taux sur une courte période offrent une belle opportunité d'analyse.

3.1.2 Assiette fiscale de la TVQ

L'assiette fiscale de la TVQ est calculée à partir des revenus gouvernementaux tirés de la TVQ, dont les données ont été obtenues directement de Revenu Québec à la suite d'une demande d'accès à l'information. Ce sont des données administratives mensuelles provenant des déclarations obligatoires des entreprises assujetties à la TVQ. Ces données se divisent en trois fréquences de déclaration. Conformément à la *Loi sur la taxe d'accise*, les entreprises doivent déclarer leur TVQ mensuellement si elles vendent

pour plus de 6 000 000 $ de fournitures taxables annuellement ; cette déclaration se fait trimestriellement si ces ventes se trouvent entre 1 500 000 $ et 6 000 000 $ et annuellement pour des ventes de moins de 1 500 000 $ [1]. Il importe de noter que les données fournies dans les déclarations trimestrielles rapportent tout de même l'activité des mois qui les composent. Elles sont donc faciles à additionner aux déclarations mensuelles, ce qui n'est pas le cas des données provenant de déclarations annuelles. C'est pourquoi, aux fins de notre analyse, ces dernières déclarations sont exclues des recettes de TVQ totales. Comme elles ne représentent qu'approximativement 1 % du revenu total de TVQ et demeurent stables, nous jugeons l'impact de cette exclusion comme raisonnablement faible.

Pour obtenir la taille de l'assiette fiscale, nous avons simplement divisé les revenus de TVQ par le taux de TVQ en vigueur à ce moment. Toutefois, puisque nous souhaitons obtenir uniquement la consommation de biens et services taxables, nous avons dû séparer l'échantillon en deux en raison de l'harmonisation ayant eu lieu en janvier 2013. De ce fait, nous soustrayons des revenus de TVQ la partie tirée de la TPS pour la période préalable à l'harmonisation. Nous procédons donc comme suit :

$$\begin{aligned} &\text{De janvier 2004 à décembre 2012} \qquad A_t^{TVQ} = \frac{R_t^{TVQ}}{(\tau_t^{TPS}+1) * \tau_t^{TVQ}} \\ &\text{De janvier 2013 à décembre 2015} \qquad A_t^{TVQ} = \frac{R_t^{TVQ}}{\tau_t^{TVQ}} \end{aligned} \tag{2}$$

où A_t^{TVQ} représente l'assiette fiscale de la TVQ et R_t^{TVQ} représente la somme des recettes de TVQ des entreprises à déclaration mensuelle et trimestrielle. Une fois l'assiette fiscale obtenue, nous l'avons ramenée en dollars constants de 2007 à l'aide de l'indice des prix

1. Les entreprise peuvent toutefois choisir volontairement de faire leur déclaration à une fréquence plus grande que ce que la loi exige.

à la consommation (IPC) [2], mais en excluant le coût du logement. L'IPC excluant le logement est mieux adapté à l'assiette fiscale de la TVQ que l'indice implicite des prix du PIB, parce que la TVQ s'applique sur la consommation et que l'exemption de TVQ la plus importante est le logement. Nous avons ensuite désaisonnalisé les données selon la méthode X-ARIMA-12.

D'abord, nous pouvons constater, par la figure A.1, l'importante volatilité de l'assiette fiscale de la taxe d'un mois à l'autre par rapport au PIB. Nous voyons aussi que l'assiette fiscale de la TVQ représente plus ou moins 35 % du PIB québécois en 2004 avec une tendance à la hausse et qui atteint près de 45 % en 2010. À partir de cette date, la part de l'assiette fiscale semble décroitre légèrement. Nous tenterons de voir par nos estimations ci-dessous quelles pourraient en être les causes.

3.2 Indice de vieillissement de la population

Les données démographiques utilisées pour construire notre indice du vieillissement de la population proviennent de l'Enquête sur la population active. Cette enquête estime mensuellement la taille de la population québécoise par tranche d'âge. Pour construire notre indice lié au phénomène du vieillissement de la population, nous calculons simplement le ratio des 65 ans et plus sur la population des 14 ans à 64 ans. En d'autres mots, cet indice représente le rapport des personnes éligibles à la retraite sur la force de travail du Québec [3, 4]. Notre indice mensuel se construit donc comme suit :

---

2. L'indice des prix à la consommation sont calculés selon la méthode de Laspeyres. C'est à dire qu'il compare au fil du temps le coût d'un panier fixe. Source : Statistique Canada.

3. L'âge d'éligibilité normal au Régime de rentes du Québec est de 65 ans, bien qu'il soit possible de prendre une retraite réduite à 60 ans.

4. En utilisant les données trimestrielles, nous avons calculé une corrélation de 99,9 entre l'indice avec la population de 0-14 ans et celui sans la population de 0-14 ans.

$$\eta_t = \frac{N_t^{65+}}{N_t^{15-64}} \tag{3}$$

où η représente l'indice du vieillissement de la population du Québec et N^i la population d'âge i. Il est possible de voir, par la figure A.1, que le Québec connaît une augmentation importante et continue de cet indice sur l'ensemble de la période en question, passant de 17,9 % en janvier 2004 à 25,9 % en décembre 2015.

3.3 Revenus, dépenses ou production

Nous utilisons le revenu brut estimé par le PIB. Outre l'exclusion de l'impôt sur le revenu, comme le souligne Russo (2010), l'utilisation du revenu a aussi pour effet de sous-estimer l'évolution de la consommation des ménages en raison de la diminution constante de leur épargne depuis les années 1950. En effet, les données trimestrielles du Québec permettent de voir une diminution faible, mais présente, de l'épargne des ménages québécois de 2004 à 2015 [5].

Les données sur le revenu de l'économie québécoise estimées par le PIB proviennent de l'Institut de la Statistique du Québec. Elles représentent le PIB mensuel désaisonnalisé en dollars enchaînés aux prix de base de 2007 pour l'ensemble des industries du Québec. Les données sont exprimées au taux annuel et ramenées au taux mensuel en les divisant par 12. La figure A.1 fait état d'une croissance stable du PIB en dollars enchaînés sur tout notre échantillon, à l'exception de la période débutant à la fin 2008 et se terminant à la mi-2009 qui représente l'impact de la crise financière des États-Unis sur l'économie québécoise.

---

5. Calculs de l'auteur. Source : Institut de la statistique du Québec.

3.4 Indice de différentiel de prix

Suivant les écrits de Shapiro et Legler (1968), de Friedlaender et al. (1973), de Fox et Cambell (1984) et d'Ebrahimi et Vaillancourt (2015), nous intégrons dans notre analyse un aspect de concurrence vis-à-vis des biens assujettis à la TVQ. Certains utilisent la concurrence entre les biens taxés et non taxés (Russo, 2010 ; Friedlaender et al. 1973 ; Fox et Cambell, 1984), mais Hawkins (2000) démontre que l'élasticité de substitution entre ces biens devient très faible lorsque plus de 50 % des biens d'une économie sont taxés, ce qui est le cas du Québec, tel qu'il a été rapporté plus haut. L'analyse de Hawkins explique donc pourquoi les ratios de ce type n'offrent généralement pas des résultats significatifs. D'autres chercheurs se penchent alors sur le ratio de taux de taxe d'un État comparativement à celui d'un autre. Parmi ces auteurs se trouvent Walsh et Jones (1988), Ferri (2000) et Ebrahimi et Vaillancourt (2015).

Nous utilisons un indice de différentiel de prix en fonction de deux juridictions différentes. Nous souhaitons aussi que notre indice combine les variations des prix incluant les taux de taxe, comme le font Walsh et Jones (1988) ainsi que Ferris (2000). Pour intégrer ces effets dans notre analyse, nous construisons un indice qui représente le différentiel du prix d'acquisition de fournitures locales vis-à-vis du prix des biens et services des États-Unis, pour un résident québécois.

Nous avons choisi de comparer le Québec aux États-Unis pour plusieurs raisons. D'une part, 77,5 % de la population du Québec habite dans des régions ayant les États-Unis comme frontière la plus rapprochée [6]. D'autre part, depuis 2002, le différentiel de taxe entre le Québec et ses provinces voisines ne dépasse pas 2 points de pourcentage. En

6. Ces régions sont la Mauricie, Québec, Chaudière-Appalaches, Centre-du-Québec, Lanaudière, Montréal, Laval, Montérégie et Estrie.

intégrant les prix des fournitures, les différences absolues moyennes entre le prix des biens et services avec taxes du Québec et ceux de l'Ontario et du Nouveau-Brunswick sont respectivement de 0,67 % et 0,43 % alors qu'elle avoisine le 7,18 % par rapport aux États-Unis. Cette faible différence entre provinces rend le magasinage interprovincial moins attrayant comparativement à celui au sud de la frontière où les taux de taxes sont généralement plus faibles [7].

D'un autre côté, il demeure considérablement plus difficile pour les instances gouvernementales canadiennes ou québécoises de contrôler les fournisseurs à l'extérieur de leur frontière (Li, 2003). Nous faisons aussi l'hypothèse que le Québec peut faire respecter plus facilement sa réglementation auprès des autres provinces qu'à l'étranger grâce à l'assistance du gouvernement fédéral. Aussi, en raison de la complexité actuelle entourant la taxe à la consommation aux États-Unis, il demeure difficile pour leurs entreprises de se conformer aux nombreuses spécificités de chaque état, compté ou municipalité (Reddick et Coggburn, 2007), ce qui est encore plus vrai pour les juridictions hors des États-Unis, comme le Québec.

Nous avons aussi choisi de ne pas nous limiter aux états américains près de la frontière du Québec pour notre indice. Ce choix repose sur l'évolution récente du commerce transfrontalier. Premièrement, l'aspect parfois intangible des transactions rend le coût de transport quasi nul [8] (Li, 2003). Deuxièmement, même lorsque les biens sont tangibles, Neiva et al. (2012) montrent que les consommateurs ont tendance à négliger les coûts de transports lorsqu'ils magasinent sur les plateformes de vente en ligne. Effectivement, ces derniers estiment qu'une augmentation de 300 % de la distance diminue de seulement

---

7. Selon les données de l'étude de Goolsbee (2000), le taux de taxe moyen aux États-Unis est de 6,6 %.

8. Il est question ici de biens intangibles vendus complètement en ligne, tels que la musique ou les films. Après le coût initial de connexion au réseau d'Internet, le coût marginal de transport des fournitures intangibles devient nul.

3 % la probabilité qu'un visiteur d'annonce sur eBay achète le produit. Pour ces raisons, nous intégrons l'ensemble des États-Unis dans notre indice.

Puisque nous avons choisi de construire notre indice de différentiel de prix en fonction des États-Unis, nous devons aussi y intégrer le taux de change. Les données sur le taux de change entre le dollar des États-Unis et celui du Canada s'expriment en dollars canadiens et proviennent de Statistique Canada. Les indices des prix du Québec et des États-Unis proviennent de Statistique Canada et de la Federal Reserve Economic Data (FRED) respectivement et représentent les IPC excluant le logement de leur économie respective en base 2007. L'indice de différentiel de prix se construit donc comme suit :

$$\rho_t = \frac{p_t^{ÉU} * USA_t}{P_t^{Qc}} \tag{4}$$

où ρ représente le ratio des prix, $P^{ÉU}$ représente le prix des biens des États-Unis en dollars USD estimé par l'IPC excluant le logement des États-Unis, USD représente le taux de change en dollars canadiens et P^{Qc} représente le prix des biens du Québec en dollars canadiens estimé par l'IPC excluant le logement. Une fois calculé, l'indice est désaisonnalisé par la méthode X-ARIMA-12.

De par sa construction, l'indice exprime en quelque sorte la compétitivité de l'économie du Québec par rapport à celle des États-Unis. Par exemple, une augmentation des prix des biens des États-Unis ou de leur devise engendre une hausse de l'indice et de la concurrence du Québec. Par l'indice de différentiel de prix observable dans la figure A.1, nous voyons que la compétitivité du Québec diminue progressivement avant la crise financière des États-Unis. La compétitivité connaît par la suite un regain important durant la crise financière de 2008 pour retourner après à son niveau d'avant. À la suite de cette période, l'indice croît graduellement de manière relativement constante.

3.5 Indice du commerce en ligne

Un des aspects de l'économie contemporaine qui génère beaucoup d'attention concernant les taxes de vente est celui du commerce en ligne. Il demeure difficile d'évaluer à ce jour son impact sur la capacité des États à contrôler les transactions de biens et de services à l'intérieur de leurs frontières. Même si la Commission (2015) met l'accent sur « l'urgence d'agir » dans ce dossier, les évaluations empiriques demeurent peu nombreuses. Statistique Canada a commencé à compiler certaines données sur le sujet, mais elles sont sporadiques, discontinues et donc difficiles à utiliser dans le cadre d'analyses temporelles. Ce manque de données nous incite donc à construire notre propre indice du commerce en ligne québécois.

Il existe une importante littérature sur le sujet et autant de variété de méthodes pour construire des indicateurs, comme en fait état l'étude de Gan et al. (2017). Devant la multiplication de ces types d'indices, l'OCDE a publié un Manuel de construction d'indicateurs composites en 2008 pour contribuer à leur compréhension et technique de construction. Ce dernier décrit en 10 étapes comment construire un indice composite. Nous nous en inspirons pour bâtir un indicateur à la hauteur des standards actuels. En résumé, sans passer à travers chacune des 10 étapes en détail, nous regroupons notre démarche en trois sections : le fondement de notre indice, sa construction et sa validation.

3.5.1 Fondement

Le cadre conceptuel et théorique entourant le commerce électronique, principalement présenté dans notre revue de littérature, nous permet de bien cerner notre indice. Par les différentes études sur l'érosion de l'assiette fiscale de la TVQ due au commerce

en ligne, nous savons que notre indice doit se concentrer sur les achats en ligne des particuliers et non des entreprises (Vaillancourt et Pollini, 2015b ; Li, 2003). Ces études nous permettent aussi d'avoir une bonne idée du comportement des consommateurs québécois sur Internet et donc de choisir les composantes de l'indice judicieusement (Vaillancourt et Pollini, 2015b ; CEFRIO, 2018).

Pour évaluer la tendance de ce phénomène, nous nous sommes donc tournés vers une nouvelle source de données de plus en plus populaire dans le domaine de l'économie et de la finance. Cette base de données s'intitule Google Trends et permet d'obtenir un indice concernant le volume des recherches de certains mots ou groupes de mots dans le moteur de recherche de Google. Nous nous servons de ces indices pour construire notre propre indice du commerce en ligne québécois qui servira à en mesurer l'évolution de janvier 2004 à décembre 2015.

Le volume de recherches effectuées en utilisant le nom de sites Web sur le moteur de recherche Google fournit une excellente approximation de la navigation sur ces sites. En effet, depuis l'arrivée de ce moteur de recherche, il n'est plus nécessaire de connaître l'adresse URL exacte d'un site pour en visiter la page. Il ne suffit que d'utiliser le moteur de recherche et de sélectionner le bon lien. De plus, ce moteur de recherche possède maintenant son propre navigateur Internet, ce qui accroît davantage l'intégration de cette habitude chez les Québécois. Si nous mettons à profit ces connaissances, nous pouvons raisonnablement faire usage de ces indices pour refléter l'achalandage de certains sites Internet au Québec. Nous utilisons tout de même les différents sondages sporadiques de Statistique Canada pour évaluer la justesse de notre indice.

3.5.2 Méthodologie

Pour avoir une bonne mesure de ce que nous souhaitons évaluer, il importe d'avoir une bonne quantité d'indices ainsi qu'un bon éventail de secteurs avec une présence en ligne. Nous avons donc sélectionné un total de six mots qui représentent l'important des gros joueurs du secteur du commerce électronique au Québec. Comme mentionné plus haut, la base de données Google Trends est en mesure de fournir des indices de choix en ce qui a trait à l'intégration du commerce en ligne au Québec. Il reste toutefois nécessaire de choisir les termes qui serviront à construire notre indice. En utilisant nos connaissances sur le sujet, nous avons porté notre choix sur six termes. Parmi nos choix figurent eBay et Amazon, puisqu'elles représentent une part prédominante du commerce de détail en ligne et figurent parmi les sites où les Québécois ont dépensé le plus en 2017 (CEFRIO, 2018). Ensuite, nous avons Expedia et Ticketmaster, car de récents écrits révèlent que les secteurs des ventes en ligne de voyages, de spectacles et de billets de cinéma figurent parmi les mieux intégrés dans les habitudes des consommateurs occidentaux d'aujourd'hui (Michalak et Jones, 2003 ; Vaillancourt et Pollini, 2015b ; CEFRIO, 2018). Également, Steam, le logiciel de vente de jeux vidéos en ligne, a su, quant à lui seul, accaparer la quasi-totalité du marché des jeux vidéos avec sa plateforme intégrée. De plus, la nature intangible de ses produits et sa portée internationale complique considérablement son contrôle et en fait un indice encore plus intéressant. Pour finir, nous intégrons la plateforme de transaction en ligne PayPal au moyen de laquelle s'effectuent quantité d'échanges de ce type de commerce.

Les données de la plateforme Google Trends sont fournies sur une base 100 qui représente le volume maximum atteint sur la période observée. Nous avons normalisé les indices sélectionnés en les ramenant à la même année de base par une règle de trois par rapport à la moyenne de leur année 2007 respective. Les indices représentent donc l'évolution de la recherche de ces termes sur la plateforme de recherche Google de

janvier 2004 à décembre 2015 en base 2007 pour la province de Québec, tels qu'ils sont présentés à la figure A.1.

Pour ce qui est de la pondération et de l'agrégation, l'étude de Gan et al. (2017) recense les méthodes les plus populaires à partir de 1417 études qui utilisent 96 indicateurs différents de durabilité [9]. Les quatre méthodes de pondération les plus populaires sont la pondération égale (46,88 %), l'analyse en composantes principales (11,46 %), l'opinion publique (8,33 %) et l'allocation budgétaire (7,29 %). Pour ce qui est de notre indice, devant l'absence de données sur l'allocation budgétaire ou l'opinion des ménages québécois sur ces différentes plateformes, nous ne nous concentrons que sur les deux autres qui sont aussi les plus populaires. En effet, nous utiliserons deux méthodes différentes pour ensuite évaluer la plus adéquate des deux au moment de la validation. Pour ce qui est de l'agrégation, nous utiliserons la méthode additive, utilisée dans 86,46 % des cas.

En l'absence de raisons concrètes pour pondérer les indices différemment, la meilleure méthode consiste bien souvent à faire une moyenne arithmétique simple des indices. Notre indice à pondération égale se calcule donc simplement comme suit :

$$I_t^{pe} = \frac{1}{6} \sum_{m_t=1}^{6} m_t \qquad \text{où} \qquad M_t = [I_t^B, I_t^A, I_t^E, I_t^T, I_t^S, I_t^P] \tag{5}$$

où $I^{pe}, I^B, I^A, I^E, I^T, I^S$ et I^P représentent respectivement les indices du commerce électronique à pondération égale, d'eBay, d'Amazon, d'Expedia, de Ticketmaster, de Steam et de PayPal.

---

9. Traduction du terme *Sustainability indicators* utilisée par le gouvernement du Canada. Source : https ://www.rncan.gc.ca/forets/rapport/indicateurs/2017.

Toutefois, les indices à pondération égale ont tendance à surestimer certains phénomènes en raison de la corrélation entre les indicateurs de composition. Pour remédier à cela, la méthode d'analyse en composantes principales ou analyse de facteurs est à privilégier, puisqu'elle permet de faire ressortir les phénomènes indépendants sous-jacents à l'ensemble d'indices, autrement appelés facteurs ou composantes. Il peut y en avoir entre un et le nombre total de sous-indices moins un. Ces facteurs sont alors orthogonaux les uns aux autres et représentent en quelque sorte les phénomènes que nous tentons d'expliquer par la combinaison de variables sélectionnées. La méthode consiste à sélectionner les facteurs sous-jacents les plus pertinents, d'où l'appellation « composantes principales ».

Les étapes de cette méthode sont décrites dans le guide de l'OCDE, l'étude de Gan et al. (2017) et plus en détail dans les travaux de Smith (2002). Il faut d'abord analyser la table de corrélation de nos indices. Par le tableau A.1, nous voyons que bon nombre de nos indices possèdent de fortes corrélations entre elles, ce qui augmente les risques liés à la méthode à pondération égale et justifie l'approfondissement de l'analyse factorielle.

La deuxième étape consiste à extraire les facteurs communs. Ces facteurs se calculent à partir des valeurs et vecteurs propres de notre ensemble d'indices. Le tableau A.2 fait état des facteurs de nos données et leur part respective expliquant la variance de l'ensemble. La méthode habituelle pour la sélection des facteurs principaux veut qu'ils aient une valeur propre supérieure à un, une part de la variance totale d'au moins 10 %, et ce, jusqu'à ce que leur part combinée atteigne 60 % (OCDE, 2008). Selon cette méthode, nous conservons les trois premiers facteurs. Toutefois, Zwick et Velicer (1986) montrent dans leurs travaux que sélectionner le nombre de facteurs minimisant la moyenne du carré des corrélations partielles (MCP) entre les indices peut s'avérer être plus efficace. Dans notre cas, selon cette méthode de sélection, seulement le premier facteur serait conservé. Nous utiliserons donc aussi cette méthode de sélection pour

comparer un troisième indice. Au final, nous validerons donc trois différents indices construits selon trois méthodes différentes : pondération égale, facteurs standards et facteur MCP.

La dernière étape de la méthode de composantes principales est celle de la rotation des facteurs. L'objectif de cette rotation est de minimiser le poids d'indicateurs partageant une forte relation avec d'autres facteurs. Cette relation se calcule par le niveau de saturation des indices par rapport aux autres facteurs. Le tableau A.2 montre le résultat de cette rotation et les niveaux de saturation de chaque indice par rapport aux trois facteurs de la méthode standard. La part de chaque indice composite dans un facteur représente la part du carré de son coefficient de saturation dans le total des carrés de tous les coefficients. Il suffit, en d'autres mots, de calculer le carré de chaque coefficient de saturation, les additionner et diviser chaque carré par cette somme. La rotation ne s'applique pas à la méthode par MCP, car elle n'a qu'un seul facteur.

Une fois chaque facteur calculé en fonction des pondérations de chaque indice, il ne reste qu'à combiner les facteurs. Pour ce faire, nous utilisons leur part respective expliquant la variance une fois les autres facteurs retirés. Les statistiques de la méthode standard et MCP sont aussi représentées dans le tableau A.2. Les indices ainsi construits sont alors désaisonnalisés à l'aide de la méthode X-ARIMA-12.

3.5.3 Validation

Nous avons donc trois indices distincts tels qu'illustrés à la figure 3.1. Nous pouvons voir que les indices à pondération égale et à facteurs standards se superposent parfaitement. En effet, le tableau A.4 montre qu'ils sont corrélés à 99,9 %. L'indice MCP, quant à lui, semble croître plus fortement que les autres. Nous pouvons toutefois constater que tous ces indices connaissent une forte croissance de janvier 2002 à décembre 2015.

Comme mentionné au début de cette section, au cours des dernières années, Statistique Canada a effectué quelques sondages sporadiques auprès de la population canadienne pour évaluer leurs habitudes en ce qui a trait au commerce en ligne. Nous nous concentrons principalement sur deux enquêtes, soit l'Enquête canadienne sur l'utilisation d'Internet des années 2005, 2007 et 2009 ainsi que l'Enquête sur l'utilisation d'Internet par les ménages de 2001, 2002 et 2003. La figure 3.1 présente l'évolution québécoise du commerce électronique à travers les différentes enquêtes.

Pour valider nos indices, nous estimons d'abord une tendance par MCO sur la part du commerce en ligne dans les dépenses des ménages tirée de ces sondages de Statistique Canada. Nous superposons ensuite nos indices du commerce en ligne québécois en ramenant nos indices égaux à la tendance en date de l'année 2007. Visuellement, nous sommes en mesure de montrer que les indices à pondérations égales et à facteurs standards suivent de plus près la tendance des sondages que l'indice à facteur MCP. Ce résultat est confirmé par l'analyse de la corrélation entre les indices et les résultats du sondage présenté dans le tableau A.4. Devant ces observations, notre choix se pose finalement sur l'indice du commerce en ligne québécois construit selon la méthode d'analyse à facteurs principaux standards, ci-après appelée simplement « indice du commerce en ligne ».

Nous prenons aussi quelques lignes pour tenter d'évaluer rapidement l'ampleur du risque lié au commerce électronique au Québec. Pour commencer, en se basant sur les études de Li (2003), Reddick et Coggburn (2007), Alm et Melnik (2010) ainsi que Vaillancourt et Pollini (2015b), le commerce électronique interne représente une moindre menace à la stabilité de la taxe à la consommation en comparaison avec le commerce transfrontalier, peu importe la juridiction. Pour cette raison, nous considérons seulement les achats en ligne québécois faits auprès de sociétés étrangères afin d'évaluer le risque encouru par l'État québécois. Selon les résultats de l'enquête présentés à la

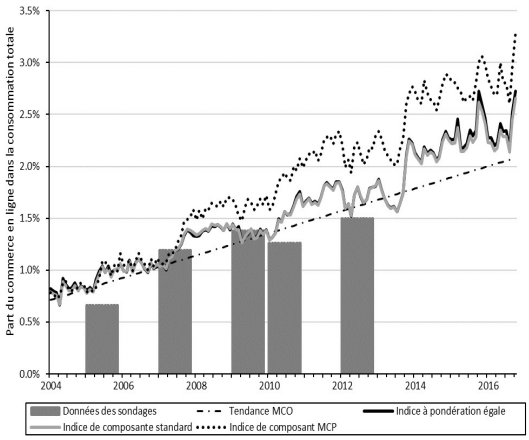

Figure 3.1 Évolution de nos indices du commerce en ligne au Québec ainsi que les données des sondages de Statistique Canada.

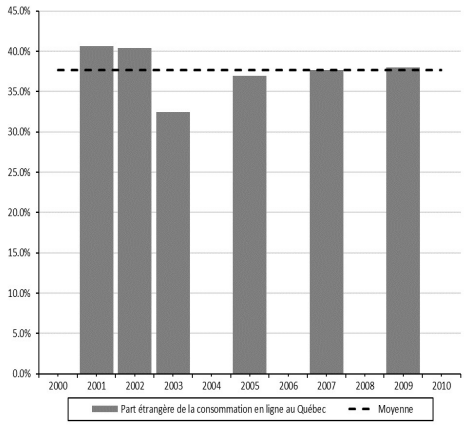

Figure 3.2 Part des achats en ligne faits auprès de compagnies à l'extérieur du Canada selon les sondages de Statistique Canada.

figure 3.2, les Canadiens ont acheté en moyenne plus de 37 % de leurs biens en ligne à l'extérieur du Canada entre 2001 et 2009. D'un autre côté, par la superposition de notre indice de commerce en ligne aux données des sondages, nous sommes en mesure d'estimer la part de la consommation en ligne pour les périodes qui ne sont pas dans le sondage. Avec cette approximation et sous l'hypothèse que la part étrangère de la consommation en ligne demeure constante, la part du commerce en ligne étranger représenterait 0.86 % de la consommation totale des ménages en 2015. Considérant que la consommation des ménages québécois représentait alors plus de 225 milliards de dollars, les pertes de revenus de TVQ potentielles pour l'État du Québec dues aux achats en ligne effectués à l'étranger représenteraient 190 millions de dollars ou approximativement 1,3 % des recettes de la TVQ au cours de l'année 2015. Notre estimation, proche de celles rapportées par la Commission, donne certainement une idée de l'ampleur du problème, « ne serait-ce qu'en raison de la croissance extrêmement rapide du commerce électronique » (la Commission, 2015).

3.6 Statistiques descriptives

Certaines statistiques descriptives de l'ensemble de notre base de données finale sont présentées dans le tableau A.3. Ces statistiques incluent leurs tests de stationnarité, puisque cette dernière peut avoir un impact significatif sur nos estimations empiriques (Granger et Newbold, 1973). Pour vérifier la stationnarité de nos données, nous utilisons le test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) qui vérifie l'hypothèse nulle de présence de racine unitaire dans nos séries. Si le test ne peut rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire, cette variable est alors considérée comme étant non stationnaire. Pour déterminer le nombre de retards optimal pour chaque variable, nous utilisons le critère d'information d'Akaike modifié. Le tableau A.3 présente aussi les résultats des tests de stationnarité appliqués à nos données en niveau avec et sans tendance déterministe et en différence première. Dans un premier temps, nous voyons que nos variables ne sont pas stationnaires en niveau. Les tests ADF en différence première indiquent que nos données sont stationnaires en différence première, à l'exception du taux de taxe effectif. Ces observations sont utiles pour nous guider vers la meilleure méthodologie à appliquer pour faire nos estimations empiriques.

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

4.1 Construction du modèle

Nous présentons maintenant la méthodologie qui nous servira à estimer leurs effets marginaux sur l'assiette fiscale de la TVQ en y incluant l'effet du taux de taxe effectif et du revenu de l'économie. Dans un premier temps, nous présentons notre modèle et ses fondements. Dans un deuxième temps, nous décrivons la méthodologie économétrique que nous utilisons pour estimer ce dernier.

Le modèle utilisé dans le cadre de notre analyse s'inspire principalement des études d'Ebrahimi et Vaillancourt (2015) et Friedlander et al. (1978). Ces auteurs analysent la relation des recettes fiscales de la taxe à la consommation en fonction du revenu de l'économie par habitant, de la population, du taux de taxe et d'un indice différentiel de prix quelconque [1]. Les modèles sont généralement estimés après une transformation logarithmique de manière à les ramener à une échelle comparable et interpréter les résultats comme des élasticités. Le modèle de Friedlander et al. (1978) ci-dessous représente un bon exemple de ce type de modèle :

---

1. Comme indice de différentiel de prix, Ebrahimi et Vaillancourt (2015) utilisent principalement le différentiel de taux de taxe entre le Québec et l'Ontario, alors que Friedlander et al. (1978) utilisent le différentiel de prix entre les biens taxés et non taxés.

$$ln(R_t) = ln(c) + e_\tau ln(\tau_t) + e_y ln(y_t) + e_N ln(N_t) + e_P ln\left(\frac{P_t^e}{P_t^a}\right) + \varepsilon_t \quad (6)$$

où R représente les recettes de taxe à la consommation, τ le taux de taxe, y le revenu par habitant, N la population et P le différentiel de prix entre l'assiette fiscale de la taxe (P^a) et le prix de la consommation exonérée (P^e). c, e_i et ε représentent respectivement la constante, le coefficient de l'indice i et l'erreur d'estimation. Notre modèle diffère toutefois de ce dernier pour plusieurs raisons relatives aux explications listées dans les chapitres précédents.

D'abord, nous utilisons l'assiette fiscale de la taxe au lieu du revenu de la taxe, ce qui se rapproche d'un des modèles d'Ebrahimi et Vaillancourt (2015). Dans leur modèle, ces derniers utilisaient les ventes au détail comme approximation de l'assiette fiscale. Grâce à notre demande d'accès à l'information, nous n'avons pas à faire cette approximation puisque nous pouvons la calculer directement. D'un autre côté, à la lumière de l'étude de Hawkins (2000), nous remplaçons le différentiel de prix des biens taxés et non taxés par le différentiel de prix entre les biens du Québec vis-à-vis de ceux des États-Unis. Nous combinons aussi le revenu par habitant et la population pour n'utiliser que le revenu total pour alléger le modèle, comme le font Fox et Campbell (1984). Pour finir, nous ajoutons notre indice du commerce en ligne et du vieillissement de la population. Notre modèle final ressemble donc au modèle suivant :

$$ln(A_t) = ln(c) + e_\tau ln(\tau_t) + e_Y ln(Y_t) + e_\rho ln\left(\frac{P_t^{US}}{P_t^{Qc}}\right) + e_\eta ln(\eta_t) + e_\xi ln(\xi_t) + \varepsilon_t \quad (7)$$

où A représente l'assiette fiscale de taxe à la consommation, τ le taux de taxe effectif, Y le revenu total dans l'économie, ρ le différentiel de prix pour un Québécois entre les biens et services du Québec (P^{Qc}) et ceux des États-Unis (P^{US}), η l'indice du

vieillissement de la population et ξ l'indice de commerce électronique. Au moyen du modèle présenté par l'équation 7, nous souhaitons intégrer au maximum les résultats et les observations tirées de l'ensemble des études précédemment mentionnées.

4.2 Estimation du modèle

Suivant notre revue de littérature sur le sujet, nous jugeons pertinent d'estimer notre modèle par l'utilisation du modèle vectoriel autorégressif (VAR) et le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM). Nous utilisons dans un premier temps le VECM sur nos variables en niveau logarithmique pour estimer les relations de long terme et de court terme entre nos variables. Nous nous servons ensuite d'un VAR d'ordre structurel récursif sur nos variables en niveau logarithmique pour estimer les sentiers de réponse dynamique (IRF) et leur intervalle de confiance [2].

Par les tests de racine unitaire présentés dans le tableau A.3, nous savons qu'entre janvier 2004 et décembre 2015 nos variables sont toutes I(0) en taux de croissance et donc I(1) en niveau, exception faite du taux de taxe effectif. Nous jugeons toutefois le risque associé à la non-stationnarité du taux de taxe effectif comme étant acceptable puisque nous savons qu'il ne provient pas d'un processus I(1), mais de décisions politiques. Nous procédons ensuite avec le test de Johansen pour vérifier la présence ou non de cointégration dans notre modèle. Puisque ce test dépend fortement du nombre de retards choisi, nous nous inspirons de la méthode utilisée par Giorgioni et Holden (2003) pour choisir le plus approprié. Dans un premier temps, nous estimons un modèle VAR non contraint avec un nombre de retards arbitraires de 12 périodes, vu que nos données sont à fréquence mensuelle. Nous regardons par la suite les résultats de différents critères de

2. Les IRF estimés par modèle VAR sur des variables en niveau, bien que sensiblement moins précis, demeurent convergents (Sims et al., 1990).

sélection de retards qui sont présentés dans le tableau A.5. Ce tableau montre que les critères Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn recommandent de ne considérer qu'un seul retard, alors que celui du ratio de vraisemblance séquentielle modifiée recommande un retard de quatre périodes. Considérant que nous souhaitons faire une estimation par la méthode VECM, nous choisissons le dernier, car nous le jugeons plus approprié. Le tableau A.6 présente donc les résultats des tests de cointégration de Johansen de l'ensemble de nos données. Considérant les résultats avec et sans tendance déterministe et à la lumière des hypothèses liées au test de Johansen, nous arrivons à la conclusion qu'il y a un seul vecteur de cointégration dans notre ensemble de données [3].

Une fois que nous avons confirmé la présence de cointégration, nous pouvons estimer notre modèle avec la méthode VECM. Le VECM non restreint est estimé avec quatre retards et une constante dans le vecteur de cointégration ainsi que dans les équations du VAR sous-jacent. Nous avons aussi estimé le VECM avec une tendance déterministe, mais comme cette dernière n'était pas significative, nous l'avons retirée de notre modèle [4].

La dernière étape méthodologique avant de pouvoir passer à l'analyse des résultats provient de la sensibilité des sentiers de réponse dynamique (IRF) par rapport à l'ordre des variables. Effectivement, puisque nous estimons nos IRF par la méthode de Cholesky, l'ordonnancement des variables influence les relations estimées à partir du modèle (Co-

3. Johansen et Juselius (1990) expliquent dans leur étude qu'il arrive que le test de valeur propre maximale et celui de la trace indiquent deux niveaux de cointégration différents. Dans ce cas, ils recommandent d'estimer le plus grand et vérifier le comportement des relations de long terme. Dans notre cas, lorsque nous avons estimé le modèle avec deux relations de cointégrations, certains résultats étaient contre-intuitifs, ce qui nous a amenés à rejeter l'hypothèse de deux vecteurs de cointégration et donc à nous pencher en faveur des résultats liés à la valeur propre. Aussi, si nous décidons de resserrer le seuil de significativité à 1 %, nous arriverions à la même conclusion.

4. Nous avons aussi comparé le modèle avec trois retards (un de moins que le VAR) et le modèle était moins performant en fonction de chaque caractéristique analysée.

oley et Leroy, 1985 ; Giorgioni et Holden, 2003). Cooley et Leroy (1985) expliquent que c'est la théorie macroéconomique qui doit être à la base de la décision sur l'ordonnancement des variables dans notre modèle et ils mettent en garde contre la modélisation athéorique. Pour ce qui est de notre modèle, puisque nous utilisons le triangle inférieur de la matrice du VAR et du VECM, nous devons ordonner nos variables en cascade de manière à ce que la variable influence les suivantes, mais pas l'inverse. Par la nature de nos variables et notre revue de littérature existante sur le sujet, nous savons comment doit être structuré notre modèle.

Dans un premier temps, la variable du vieillissement de la population est considérée comme exogène dans notre modèle puisqu'elle ne peut être raisonnablement affectée par les autres variables. La variable suivante se trouve à être le PIB, puisqu'elle est susceptible d'influencer l'ensemble des autres variables. S'en suit alors du différentiel de prix puisqu'il construit à partir d'indices de prix et du taux de change, et qu'il ne dépend ni du taux de taxe effectif, ni de l'assiette fiscale, ni de l'indice du commerce en ligne. La variable suivante dans l'ordre de dépendance est le taux de taxe puisque nous faisons l'hypothèse que les décideurs politiques prennent en considération la croissance économique ainsi que l'impact du différentiel de prix face aux États-Unis lorsqu'ils décident de modifier le taux de taxe. Cette dernière influence alors le comportement des consommateurs sur internet (Ballard et Lee, 2007 ; Einav et al., 2012) ainsi que les revenus de taxe. L'avant dernière variable est notre indice du commerce en ligne pour le Québec qui est influencé par toutes les variables qui le précède et influence à son tour les revenus de taxe. La dernière variable, objet central de notre analyse, est le revenu de taxe, puisque nos hypothèses nous amènent à croire que l'ensemble des variables sélectionnées a un impact sur elle. L'ordonnancement de nos variables est donc le suivant [5] :

5. Nous présentons toutefois dans la figure B.2 les IRF de l'assiette fiscale de la TVQ pour les différents ordres récursifs présentés dans le tableau B.1.

$$ln(\eta_t),\ ln(Y_t),\ ln(\rho_t),\ ln(\tau_t),\ ln(\xi_t),\ ln(A_t) \tag{8}$$

où η représente l'indice du vieillissement de la population (exogène), Y le revenu total dans l'économie, ρ le différentiel de prix, τ le taux de taxe effectif, ξ l'indice de commerce électronique et A représente l'assiette fiscale de taxe à la consommation. Nos modèles VAR et VECM s'expriment alors de la manière suivante :

$$\text{VAR :} \qquad X_t = c + B(L)X_t + \phi(L)Z_t + \varepsilon_t \tag{9}$$

$$\text{VECM :} \qquad X_t = c + \beta(L)X_t + \Phi(L)Z_t + \delta[1-b]X_{t-1} + e_t \tag{10}$$

où c représente les constantes, (L) représente l'opérateur de retard, B et β représentent respectivement les matrices de coefficients des variables endogènes ($X_t = [Y_t, \rho_t, \tau_t, \xi_t, A_t]$) des modèles VAR et VECM, ϕ et Φ représentent respectivement les matrices de coefficients des variables exogènes ($Z_t = \eta_t$) des modèles VAR et VECM et δ représente le coefficient lié au vecteur de cointégration $[1-b]$ du modèle VECM. Le tableau B.2 présente donc les résultats de l'estimation par VECM de l'équation 7 avec un seul vecteur de cointégration et quatre retards [6].

6. Les résultats liés aux coefficients du VAR sous-jacent ne sont pas présentés pour alléger le tableau.

CHAPITRE V

ANALYSE DES RÉSULTATS

5.1 Relation de long terme

Tel que le montre Engler et Granger (1987), nous sommes en mesure d'évaluer la relation de long terme au moyen de l'estimation du vecteur de cointégration estimé à partir du VECM appliqué sur nos variables en niveau logarithmique. Nous savons aussi que le vecteur de cointégration peut être présenté sous la forme d'une équation. Nous pouvons donc exprimer les résultats du coefficient de cointégration de Johansen en fonction de notre équation 7. L'équation 11 ci-dessous représente donc notre estimation et correspond à la relation de long terme qui lie nos données :

$$\begin{aligned} ln(A_t) &= 89.334 - \underset{(0.129)}{0.254^{*}}\, ln(\tau_t) - \underset{(1.323)}{2.667^{**}}\, ln(Y_t) \\ &+ \underset{(0.112)}{0.190^{*}}\, ln(\rho_t) + \underset{(0.390)}{1.716^{***}}\, ln(\eta_t) - \underset{(0.116)}{0.263^{**}}\, ln(\xi_t) + z_t \end{aligned} \tag{11}$$

où z représente l'écart de l'équilibre. Les autres variables possèdent la même désignation que précédemment. Les indicateurs $*$, $**$ et $***$ représentent les seuils de significativité

de 10 %, 5 % et 1 % respectivement [1]. Pour finir, les nombres entre parenthèses représentent les écarts-types des coefficients estimés.

Conformément à nos attentes, nos résultats montrent qu'il y a une relation négative significative entre le taux de taxe effectif et l'assiette fiscale de la TVQ. Puisque les coefficients peuvent être interprétés comme des élasticités, la relation indique que pour chaque augmentation de 1 % du taux de taxe effectif, l'assiette fiscale diminue de 0,25 %. Nous pouvons aussi exprimer les élasticités entre le taux de taxe et l'élasticité de l'assiette fiscale (e^{τ}) par rapport aux recettes (e^{r}), par la transformation $e^{r} - 1 = e^{\tau}$, ce qui nous donne une élasticité des recettes fiscales de la TVQ de 0,75 par rapport au taux effectif [2]. Nos résultats concordent donc avec ceux des études de Legler et Shapiro (1968), Friedlander et al. (1978), Fox et Campbell (1984) et Bruce et al. (2006). Nos résultats pourraient permettre aussi de réévaluer l'estimation de la Commission (2015), selon laquelle une augmentation du taux effectif de 14,975 % à 16 % augmenterait les revenus de TVQ de 1,294 milliard. En effet, nos calculs basés sur les recettes de TVQ de 2014-2015 indiquent que cette augmentation serait plutôt d'environ de 0,747 milliard, soit 42 % de moins.

D'un autre côté, notre estimation de l'effet du revenu de l'économie semble contre-intuitive à première vue. Effectivement, considérant les résultats des études présentées dans ce mémoire, nous nous attendions davantage à une relation positive entre les revenus et l'assiette fiscale de la TVQ et non à une élasticité de –2.67. Toutefois, l'étude de Fox et Cambpell (1984) nous fournissaient déjà un indice, à savoir que

---

1. Les seuils de significativité sont calculés par rapport à la statistique *t* en fonction de 114 degrés de liberté (139 observations – 4 retards x 6 variables – coefficient de cointégration – constante = 113 degrés de liberté.

2. En effet, cetiris paribus, si le taux augmente de 1 %, en l'absence d'érosion de l'assiette fiscale, le revenu augmenterait aussi de 1 %. Conséquemment, la différence entre l'élasticité du revenu et une élasticité unitaire représente l'élasticité de l'assiette fiscale.

l'élasticité liée au revenu de l'économie varie avec les cycles économiques. En d'autres mots, l'élasticité du revenu diminue lorsque l'économie est en récession et remonte lorsqu'elle en ressort. Le fait que nous estimons cette élasticité de manière fixe à travers la crise financière pourrait expliquer en partie l'élasticité négative. D'un autre côté, l'étude de Vaillancourt et Pollini (2015a) montre qu'au Québec, la consommation par rapport au revenu diminue considérablement en fonction de ce dernier. La Commission rapporte aussi que les produits et services non taxés au Québec profitent davantage au décile le plus riche. Pour finir, les analyses précédemment mentionnées qui estiment l'élasticité du revenu sont principalement basées sur l'économie des États-Unis. À la lumière des différences notées entre les systèmes au chapitre II, il se peut que l'effet en cascade, absent au Québec, puisse expliquer la relation positive plus forte observée entre le PIB et l'assiette fiscale aux États-Unis en raison de son effet multiplicateur. Pour ces raisons, nous jugeons plausible que, ceteris paribus, une augmentation des revenus réduise l'assiette fiscale. Notons toutefois que cela pourrait aussi suggérer un problème au niveau de la spécification du modèle, sur lequel nous reviendrons plus loin dans le texte.

Nous avons ensuite une élasticité significative de 0,19 entre l'assiette fiscale de la TVQ et notre indice de différentiel de prix. Puisque cet indice représente en quelque sorte la compétitivité des biens et services du Québec par rapport à ceux des États-Unis, il est normal qu'une augmentation de l'indice engendre une augmentation de l'assiette fiscale. Rappelons que la grande majorité des fluctuations de l'indice sont dues au taux de change entre le USD et le CAD, ce qui corrobore les observations de Ferri (2000) sur le magasinage transfrontalier entre le Canada et les États-Unis.

En ce qui a trait au vieillissement de la population québécoise, l'élasticité positive et significative de 1,7 serait de bon augure pour le gouvernement. Effectivement, si on prend en considération les prédictions de Statistique Canada, cet indice devrait

passer de 26 % à 31 % de 2015 à 2020. Le vieillissement de la population serait alors responsable à lui seul d'une augmentation des recettes fiscales de la TVQ de l'ordre de 4,0 milliards de dollars [3]. L'importante différence entre nos résultats et les estimations de Menchik (2003) et Felix et Watkins (2013) pourrait provenir du fait que les États-Unis n'appliquent généralement pas de taxe sur les services. En effet, sous l'hypothèse que les services représentent une plus grande part de la consommation des personnes âgées et que ces derniers sont habituellement dans une période de désépargne, il est possible de conclure que le vieillissement de la population a un effet positif sur l'assiette fiscale de la TVQ.

Pour finir, l'élasticité liée à notre indice du commerce en ligne québécois indique qu'une augmentation de 1 % de ce dernier engendre une diminution de 0,26 % des recettes fiscales. Ce résultat s'aligne sur le sens des écrits de Ballard et Lee (2007), Reddrick et Coggburn (2007), Li (2003) et Goolsbee (2000). Comme notre indice du commerce en ligne a cru de 7,4 % de 2014 à 2015, il serait responsable à lui seul d'une diminution de 1,9 % de l'assiette fiscale de la TVQ en 2015, ce qui semblerait dire que notre estimation précédente du chapitre III sous-estime sensiblement l'effet de ce dernier. Sans prévision précise sur l'évolution future de l'intégration des habitudes des Québécois par rapport au commerce en ligne, nous ne pouvons prédire les pertes de revenu de TVQ que ces habitudes pourraient engendrer dans les années à venir. Cependant, selon bon nombre d'études précédemment citées, ce phénomène est appelé à s'accentuer au fil du temps et à entraîner davantage de pertes fiscales.

3. En dollars canadiens de 2007. Calcul de l'auteur. Source : Statistique Canada.

5.2 Relation de court terme

Nous estimons ensuite les IRF à partir d'un VAR d'ordre structurel récursif appliqué sur nos données en niveau logarithmique avec quatre retard. La figure 5.1 fait état des relations de court terme liées à l'assiette fiscale de la TVQ, alors que les figures B.3 à B.6 présentent les autres relations estimées dans le modèle. Tous les IRF sont estimés par VAR d'ordre structurel récursif suivant un choc d'un écart-type selon la méthode de Cholesky. Le tableau B.2, quant à lui, présente certaines statistiques par rapport à notre VECM estimé sur nos variables en niveau logarithmique. Nous avons aussi effectué des tests d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation sur les résidus de nos estimations et confirmé leur absence [4]. La figure B.1 présente graphiquement les résidus de chaque équation du VECM. Pour finir, nous comparons les IRF de l'assiette fiscale de la TVQ de notre modèle principal en fonction de deux à six retards.

Premièrement, vu la figure 5.1, nous constatons de manière générale que l'assiette fiscale de la TVQ peut être sensible par rapport à certains chocs au modèle. Par exemple, un choc positif du revenu au Québec a une incidence positive sur l'assiette fiscale à la première période. Il devient ensuite négatif à la seconde pour remonter encore et ainsi de suite sur six périodes avant de se stabiliser sous zéro. La réponse de l'assiette fiscale suivant un choc à l'indice du commerce en ligne et au différentiel de prix États-Unis/Québec dépasse aussi quelques fois le zéro avant de se stabiliser sous ce dernier. Peu importe le choc, la réponse de l'assiette fiscale est convergente et se stabilise habituellement après 12 périodes, soit un an suivant le choc.

---

4. Seulement l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation du 12^{e} retard a été rejetée. Nous jugeons toutefois le risque comme étant acceptable, puisqu'il n'y a que 15 observations pour cette relation.

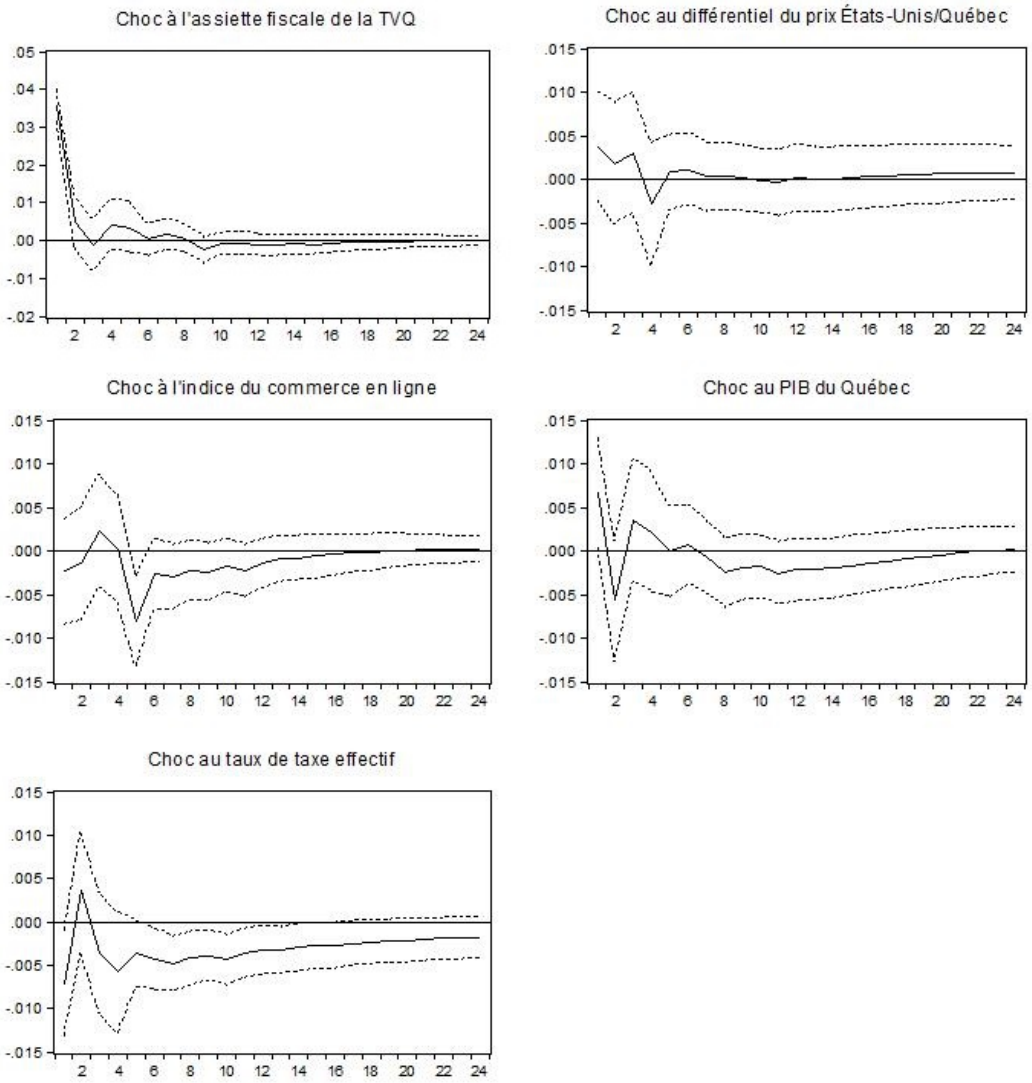

Figure 5.1 Fonctions de réponse impulsionnelle de l'assiette fiscale de la TVQ suivant un choc d'un écart-type dans le VAR d'ordre structurel récursif de notre modèle principal.

Deuxièmement, nous remarquons par les IRF que les chocs ayant un impact de court terme significatif sur l'assiette fiscale de la TVQ sont ceux du taux de taxe effectif, de l'indice du commerce en ligne, le revenu du Québec et de l'assiette fiscale de la TVQ elle-même. Nous pouvons aussi constater que les réponses de l'assiette fiscale après un choc aux variables de notre modèle possèdent en moyenne le même signe que les relations de long terme présentées dans la section précédente, à l'exception du PIB qui a un impact significatif positif sur l'assiette fiscale à la première période. Notons aussi que le vieillissement de la population a un impact négatif et significatif sur l'assiette fiscale à court terme puisque son coefficient lié à son quatrième retard est significatif à un seuil de 5 %.

5.3 Validation des estimations

Par souci d'allègement, le tableau B.1 ne présente pas les résultats des coefficients du VAR sous-jacent à notre estimation par VECM, mais seulement les statistiques descriptives associées au modèle. Notons tout de même que le coefficient du vecteur de cointégration (ϕ) de l'équation 10 où l'assiette fiscale de la TVQ est la variable dépendante est égal à -0,34 et est significatif au seuil de 1 %. Cela indique que notre modèle est stable et que l'assiette fiscale de la TVQ corrige un peu plus du tiers de son écart par rapport à son équilibre de long terme par mois.

Par les résultats présentés au tableau B.2, nous pouvons voir, par les statistiques R-carré (58 %) et R-carré ajusté (49 %), que notre modèle explique une bonne partie des fluctuations de l'assiette fiscale de la TVQ. Ces résultats sont loin de ceux de Legler et Shapiro (1968), Friedlander et al. (1978) et Fox et Campbell (1984). Cependant, ces derniers estiment leur modèle en niveau par MCO, ce qui pourrait avoir pour effet de surévaluer la relation ainsi estimée (Granger et Newbold, 1973).

Il importe aussi d'analyser la décomposition de la variance de notre modèle pour avoir une idée de la part de la variance de l'assiette fiscale de la TVQ que notre modèle est en mesure d'expliquer. Le tableau B.3 présente donc cette décomposition de notre estimation par VECM (équation 10). Par ce tableau, nous pouvons voir que 72 % de ce que notre modèle explique des fluctuations de l'assiette fiscale vient de ses propres retards. La seconde variable la plus importante en moyenne est le différentiel de prix, suivi du taux effectif de la taxe, du revenu et de l'indice du commerce en ligne respectivement. Toutefois, nous constatons que l'importance relative de chaque variable n'est pas invariante à l'horizon et que les retards de l'assiette fiscale expliquent de moins en moins la variance en fonction du temps, au profit des autres variables explicatives.

Bien que l'analyse des résidus semble indiquer que notre modèle est bien spécifié, que notre modèle estimé par VECM est stable et que les résultats de long terme sont tous significatifs avec un seuil de 10 %, nous ne pouvons exclure la possibilité que la structure choisie pour estimer notre modèle ne soit pas adéquate et que notre modèle soit mal spécifié. Le résultat indiquant que le PIB aurait un impact négatif et considérable sur l'assiette fiscale de la TVQ à long terme serait l'indice le plus probant d'une mauvaise spécification de notre modèle.

CONCLUSION

Notre analyse possédait deux objectifs distincts. Le premier était de recenser les déterminants contemporains de l'assiette fiscale de la TVQ dans la littérature existante sur le sujet. Le second était d'estimer les effets marginaux des déterminants sélectionnés sur l'assiette fiscale de la TVQ par l'utilisation du modèle vectorielle autorégressive (VAR) et du modèle à correction d'erreurs vectoriel (VECM).

Nous jugeons notre premier objectif comme atteint puisque nous avons été en mesure de développer une réflexion sur le fonctionnement de la TVQ. En somme, notre analyse du système québécois de taxe à la consommation nous a permis de conclure que les politiques entourant la TVQ sont théoriquement adéquates, mais les difficultés qu'elle devra surmonter résident dans son application, spécialement concernant ses faiblesses ou limitations lorsqu'il est question de commerce en ligne. D'une part, nous avons discuté de l'inefficacité et de l'inefficience du système d'autodéclaration – ce que nous avons démontré non seulement analytiquement, mais aussi au moyen des documents reçus grâce à la Loi sur l'accès à l'information. D'autre part, nous avons abordé la faible portée du contrôle des autorités fiscales sur le commerce en ligne et les difficultés liées au repérage de ce type de transactions.

Ces caractéristiques nous ont guidées à travers la littérature existante sur le sujet pour faciliter la sélection des déterminants de la société contemporaine susceptibles d'avoir une incidence sur les recettes de la TVQ. Autres que le taux de taxe et les revenus de l'économie, nous estimons que les principaux enjeux liés à la TVQ sont la compétitivité fiscale entre le Québec et les États-Unis, l'essor du commerce électronique et le vieillissement de la population. L'hypothèse initiale était que ces enjeux représentaient

une menace par rapport à la TVQ, exception faite du vieillissement de la population dont l'effet était plutôt incertain. Cette analyse pourrait servir de base pour approfondir certains de ces enjeux de manière plus approfondie.

Pour pouvoir procéder avec le deuxième objectif de ce mémoire, nous avons dû colliger les données nécessaires et construire des variables pertinentes pour estimer un modèle empirique. Nous avons été en mesure d'obtenir directement la taille de l'assiette fiscale de la TVQ à travers une demande d'accès à l'information. Nous avons aussi créé notre propre indice de l'évolution du commerce en ligne québécois à l'aide de la base de données Google Trends que nous avons pu valider avec les données de certains sondages de Statistique Canada. La construction de cet indice unique nous a permis de chiffrer la tendance du commerce en ligne depuis 2004 qui avait été jusqu'à maintenant difficile à quantifier.

Pour ce qui est du deuxième objectif de notre mémoire, le résultat est moins clair. L'utilisation de la méthode VAR/VECM nous a permis d'évaluer la relation entre nos variables en estimant la relation de long terme entre les variables considérées. Les élasticités de l'assiette fiscale de la TVQ ainsi obtenue sont de -0,25 pour le taux de taxe effectif, de -2,67 pour le revenu de l'économie, de 0,19 pour le différentiel de prix États-Unis/Québec, de 1.72 pour le vieillissement de la population et de -0.26 pour le commerce électronique. Ces estimés de la relation de long terme entre les variables sont tous significatifs et généralement compatibles avec la littérature, à l'exception de celui lié au PIB. Nos estimations relatives au revenu de l'économie du Québec contredisent nos hypothèses initiales et nous amènent à penser que notre modèle pourrait être mal spécifié. Outre cette possibilité, il est aussi possible que les différences entre nos résultats et ceux d'autres études mentionnées dans la revue de littérature proviennent des différences institutionnelles entre l'économie du Québec et celle des États-Unis, sujet d'étude de nombreuses d'entre elles.

Il importe aussi de noter certaines autres limitations de notre analyse. Dans un premier temps, puisque nous souhaitions avoir le plus d'observations possible, nous avons effectué notre analyse avec des données à fréquence mensuelle. À cause de ce choix, nous avons dû exclure les revenus de TVQ des entreprises à déclaration annuelle sans pouvoir vraiment estimer l'incidence de cette omission. Faute de données sur le revenu des ménages et leurs dépenses, nous avons utilisé le PIB du Québec en dollars constants de 2007, ce qui ne prend pas en considération les variations d'épargne des ménages ni l'impact de l'impôt sur le revenu. Pour finir, nos estimations ne prennent pas en considération l'évolution des transactions dans l'économie informelle et sous-terraine, ce qui fait en sorte que nos estimations pourraient sous-estimer l'érosion réelle de l'assiette fiscale suivant une hausse de taux de TVQ.

Pour ces raisons, nous ne pouvons rejeter l'hypothèse selon laquelle notre modèle serait mal spécifié. Nous jugeons toutefois nos résultats comme pertinents dans le contexte actuel puisqu'ils permettent d'établir une relation entre les phénomènes contemporains d'importance susceptibles d'influencer l'évolution de l'assiette fiscale et de donner une idée de l'ampleur de leurs effets marginaux.

ANNEXE A

DONNÉES : GRAPHIQUES ET TABLEAUX DESCRIPTIFS

Tableau A.1 Corrélations entre nos indices composites tirés de Google Trends.

	Ebay	Amazon	Expedia	Ticketmaster	Steam	PayPal
Ebay	1.000					
Amazon	-0.003	1.000				
Expedia	0.656	0.387	1.000			
Ticketmaster	-0.109	0.168	-0.167	1.000		
Steam	0.207	0.772	0.630	-0.026	1.000	
PayPal	0.523	0.655	0.746	-0.096	0.893	1.000

Tableau A.2 Résultats de la consolidation de nos indices composites en un seul indicateur à travers la méthode de composante principale.

Vecteurs propres	Vecteur 1	Vecteur 2	Vecteur 3	Vecteur 4	Vecteur 5	Vecteur 6
Amazon	0.389	0.474	-0.294	-0.660	0.320	-0.003
eBay	0.371	-0.331	0.634	-0.431	-0.263	0.308
Expedia	0.463	-0.218	0.220	0.375	0.735	-0.091
PayPal	0.515	-0.005	-0.066	0.113	-0.452	-0.716
Steam	0.478	0.182	-0.321	0.414	-0.286	0.618
TicketMaster	-0.059	0.765	0.596	0.231	-0.038	-0.042
Valeurs propre						
Valeur	3.494	1.181	0.796	0.266	0.220	0.044
Proportion de la variance	0.582	0.197	0.133	0.044	0.037	0.007
Proportion cumulative	0.582	0.779	0.912	0.956	0.993	1.000

	Methode standard			Maximum de vraisemblance
Coefficient de saturation	Facteur 1	Facteur 2	Facteur 3	Facteur 1
Amazon	0.716	0.091	0.281	0.660
eBay	0.000	-0.615	0.788	0.639
Expedia	0.000	0.846	0.533	0.763
PayPal	0.434	0.654	0.294	1.000
Steam	0.722	0.576	0.285	0.897
TicketMaster	0.918	0.320	0.174	-0.130
Après rotation				
Amazon	0.748	0.090	0.183	
eBay	-0.016	-0.057	0.998	
Expedia	0.195	0.980	-0.041	
PayPal	0.564	0.607	-0.127	
Steam	0.832	0.483	-0.089	
TicketMaster	0.971	0.177	-0.034	
Poid des variables				
Amazon	0.223	0.006	0.321	0.134
eBay	0.020	0.482	0.000	0.126
Expedia	0.117	0.295	0.039	0.179
PayPal	0.277	0.176	0.011	0.308
Steam	0.363	0.028	0.002	0.248
TicketMaster	0.000	0.014	0.626	0.005
Poid des facteurs dans l'indice finale				
Part de la variance	0.396	0.377	0.227	1.000

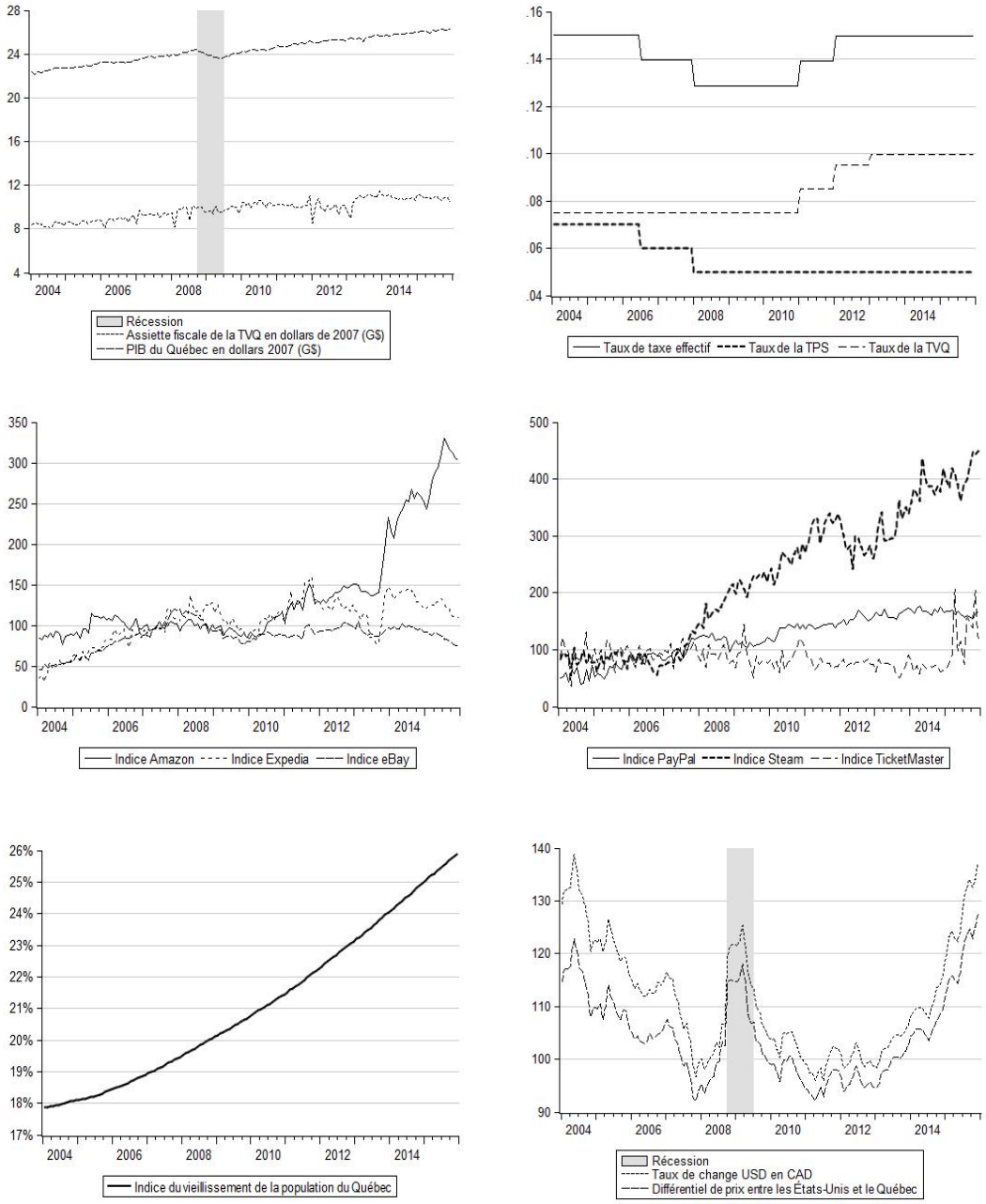

Figure A.1 Visualisation des données mensuelles utilisées pour l'analyse des déterminants de l'assiette fiscale de la TVQ de janvier 2004 à décembre 2015.

Tableau A.3 Description statistique des données mensuelles utilisées pour l'analyse des déterminants de l'assiette fiscale de la TVQ de janvier 2004 à décembre 2015.

	ATVQ	DP	ICE	PIB	TE	VP
Moyenne en 2005	8,625 M$	109,55	77,7	22,885 M$	15,03%	18,25%
Moyenne en 2010	10,250 M$	98,29	126,81	24,353 M$	12,88%	21,12%
Moyenne en 2015	10,836 M$	119,48	194,26	26,140 M$	14,98%	25,47%
Croissance mensuelle moyenne	0,16 %	0,07 %	0,85 %	0,11 %	0,00 %	0,26 %
Test ADF en log niveau (p-value)	0,5807	0,7075	0,7988	0,6693	0,6683	0,9510
Test ADF en log niveau avec tendance (p-value)	0,4013	0,9678	0,1848	0,0753	0,8601	0,4791
Test ADF en taux de coissance (p-value)	0,0000	0,0054	0,0000	0,0000	0,1316	0,0006

Le nombre de retards pour les tests de ADF est celui du critère d'information modifié d'Akaike.
ATVQ : Assiette fiscale de la TVQ
DP : Différentiel de prix États-Unis/Québec
ICE : Indice du commerce électronique
PIB : Produit intérieur brut
TE : Taux de taxe effectif
VP : Indice du vieillissement de la population

Tableau A.4 Corrélation entre nos différents indices de commerce en ligne du Québec et les données des sondages de Statistique Canada.

	Données des sondages	Pondération égale	ACP méthode standard	ACP méthode par MCP
Données des sondages	1.000			
Pondération égale	0.813	1.000		
ACP méthode standard	0.822	0.999	1.000	
ACP méthode par MCP	0.802	0.990	0.992	1.000

Tableau A.5 Résultats de différents tests pour sélectionner le nombre de retards.

Estimé avec une constante Échantillon : Janvier 2002 à décembre 2015 Nombre d'observation : 132						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	1353.008	NA	5.52e-17	-20.40921	-20.27817	-20.35596
1	2620.041	2399.685	4.38e-25*	-39.06123*	-38.14398*	-38.68850*
2	2639.664	35.38078	5.63e-25	-38.8131	-37.10962	-38.12088
3	2661.592	37.54350	7.03e-25	-38.59989	-36.11019	-37.58819
4	2694.118	52.73151*	7.52e-25	-38.54725	-35.27134	-37.21607
5	2714.274	30.84395	9.81e-25	-38.30718	-34.24505	-36.65652
6	2740.657	37.97632	1.18e-24	-38.16148	-33.3131	-36.19133
7	2775.364	46.80125	1.27e-24	-38.14188	-32.50731	-35.85225
8	2809.257	42.62278	1.42e-24	-38.10995	-31.68917	-35.50084
9	2840.110	35.99590	1.69e-24	-38.03198	-30.82497	-35.10338
10	2874.155	36.62369	1.99e-24	-38.00235	-30.00913	-34.75427
11	2901.948	27.37176	2.66e-24	-37.878	-29.09856	-34.31044
12	2940.888	34.81022	3.15e-24	-37.92255	-28.35689	-34.0355

* Indique le nombre de retards recommandé
LR : Statistique du test du ratio de vraisemblance séquentielle modifiée (seuil de significativité à 5%)
FPE : Erreur de prédiction finale
AIC : Critère d'information Akaike
SC : Critère d'information Schwarz
HQ : Critère d'information Hannan-Quinn

Tableau A.6 Résultats des tests de cointégration de Johansen effectués sur l'ensemble de nos données.

	Aucune	1 max.	2 max.	3 max.	4 max.	5 max.
Valeur propre	0.290	0.187	0.162	0.096	0.029	0.002
Test de la trace avec tendance déterministe	0.002	0.065*	0.138	0.473	0.558	0.758
Test de la valeur propre avec tendance déterministe	0.014	0.387*	0.159	0.608	0.483	0.758
Test de la trace sans tendance déterministe	0.001	0.036	0.137*	0.543	0.878	0.616
Test de la valeur propre sans tendance déterministe	0.006	0.180*	0.118	0.364	0.854	0.616

Le symbole * indique le nombre de cointégrations sélectionné par le test.
Les tests sont effectuer avec 4 retards.

ANNEXE B

TABLEAUX DES RÉSULTATS ET FONCTIONS DE RÉPONSE IMPULSIONNELLE

Tableau B.1 Présentation de l'ordre des variables du modèle principal et des modèles alternatifs utilisés pour tester la robustesse de l'ordre du modèle principal.

Ordre	Exogène	Ordre récursif				
Modèle principal	VP	PIB	DP	TE	IEC	ATVQ
Modèle alternatif 1	VP	PIB	DP	TE	ATVQ	IEC
Modèle alternatif 2	VP	PIB	DP	ATVQ	TE	IEC
Modèle alternatif 3	VP	PIB	DP	ATVQ	IEC	TE
Modèle alternatif 4	VP	PIB	DP	IEC	TE	ATVQ
Modèle alternatif 5	VP	PIB	DP	IEC	ATVQ	TE

ATVQ : Assiette fiscale de la TVQ
DP : Différentiel de prix États-Unis/Québec
ICE : Indice du commerce électronique
PIB : Produit intérieur brut
TE : Taux de taxe effectif
VP : Indice du vieillissement de la population

Tableau B.2 Résultats de l'estimation de notre modèle par VECM : estimation effectuée avec 4 retards, une constante dans le coefficient de cointégration et constante dans le VAR sous-jacents.

Variable dépendante	ATVQ	DP	IEC	PIB	TE
R-carré	0,579	0,175	0,341	0,168	0,131
R-carré ajusté	0,486	-0,007	0,195	-0,016	-0,061
Somme du carré des résidus	0,151	0,042	0,208	0,002	0,020
Erreur type	0,036	0,019	0,043	0,004	0,013
statistique-F	6,220	0,961	2,337	0,915	0,682
Fonction de vraisemblance	277,3	366,5	255,0	584,5	416,5
Moy. de la var. dépendante	0,002	0,000	0,009	0,001	0,000
Écart-type de la var. dépendante	0,051	0,019	0,048	0,004	0,013
Nombre d'observation	139	139	139	139	139
Degrée de liberté	113	113	113	113	

ATVQ : Assiette fiscale de la TVQ
DP : Différentiel de prix États-Unis/Québec
ICE : Indice du commerce électronique
PIB : Produit intérieur brut
TE : Taux de taxe effectif

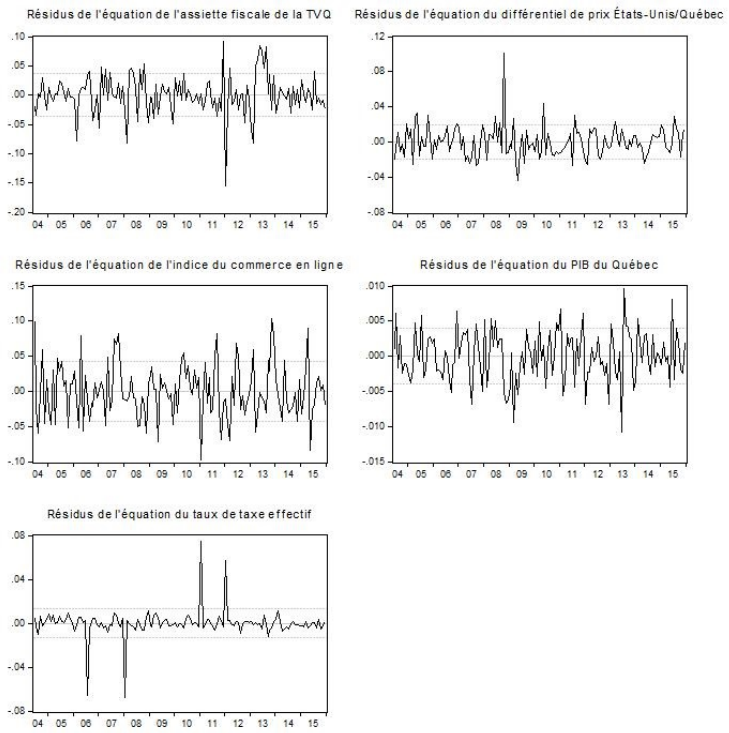

Figure B.1 Visualisation des résidus des différentes équations du VAR sous-jacent.

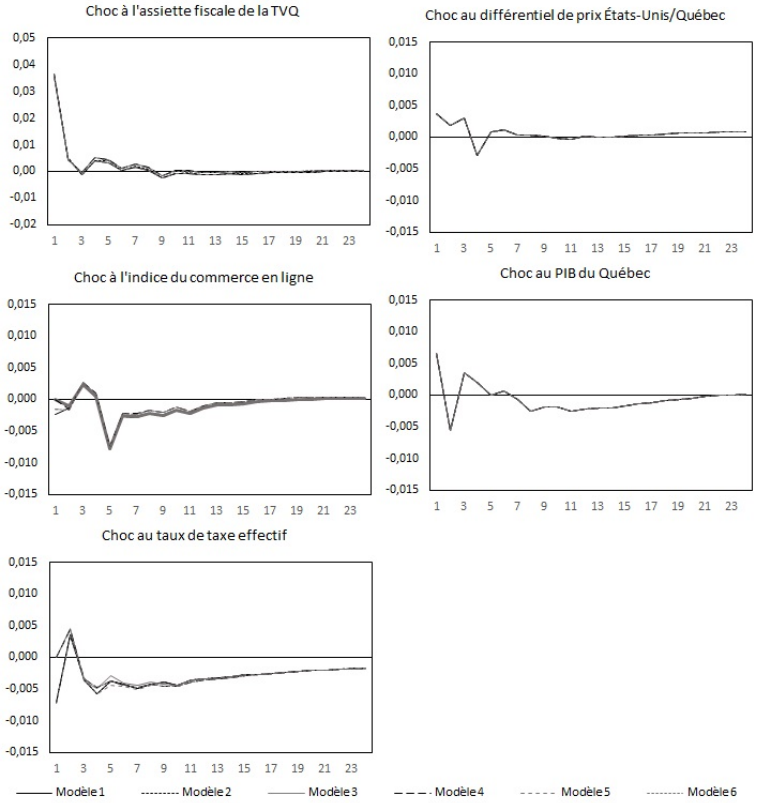

Figure B.2 Superpositions des fonctions de réponse impulsionnelle de l'assiette fiscale de la TVQ suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal pour différents ordres récursifs.

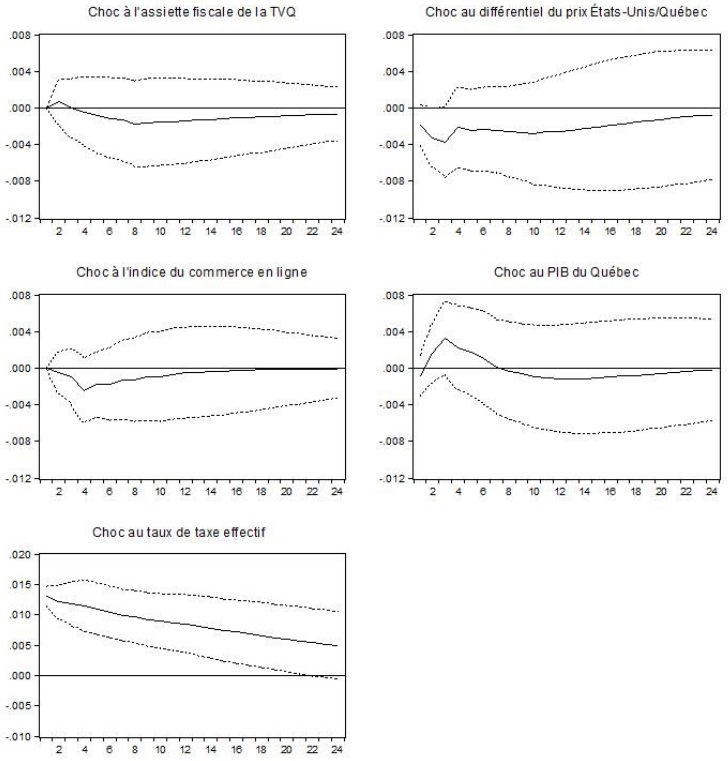

Figure B.3 Fonctions de réponse impulsionnelle du taux de taxe effectif suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal.

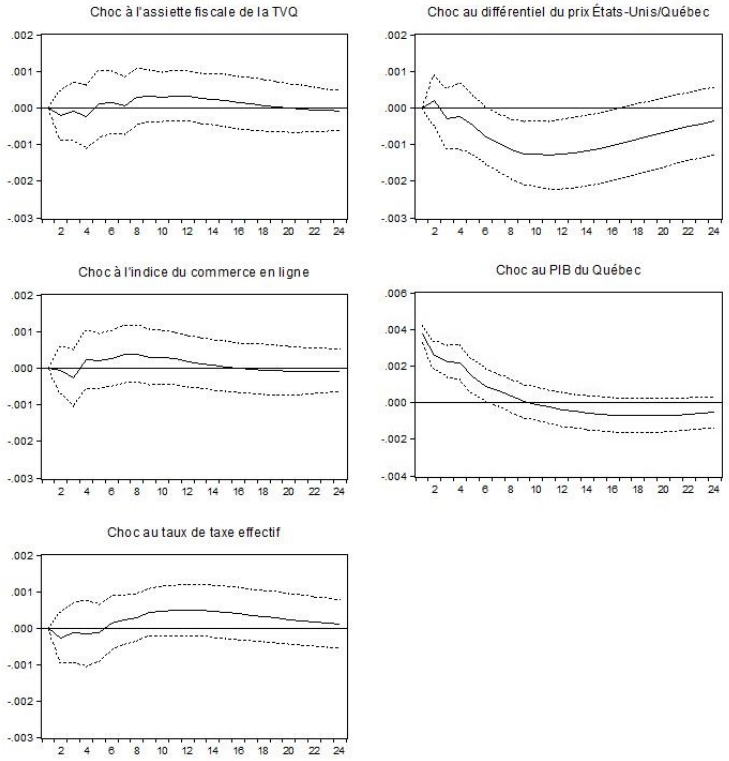

Figure B.4 Fonctions de réponse impulsionnelle du PIB du Québec suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal.

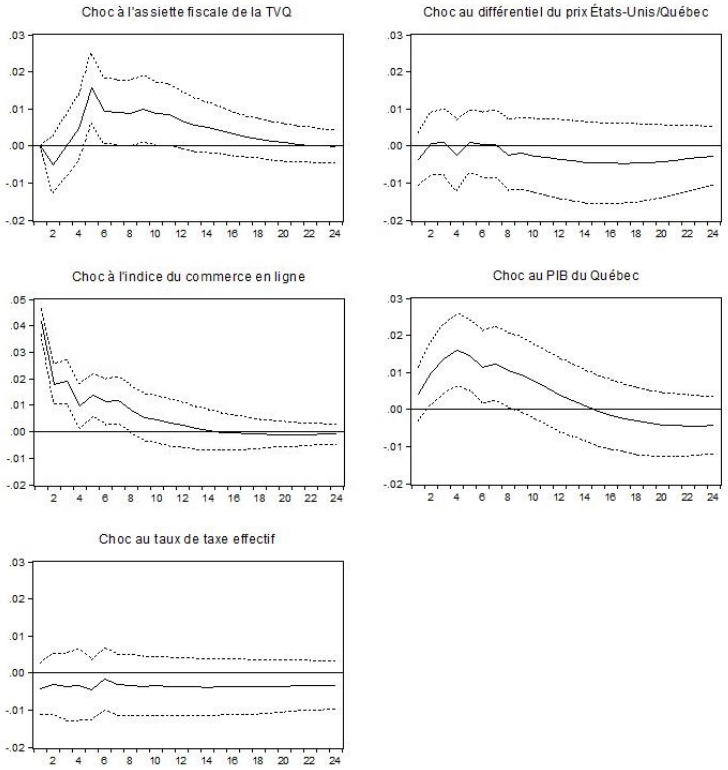

Figure B.5 Fonctions de réponse impulsionnelle de l'indice du commerce en ligne suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal.

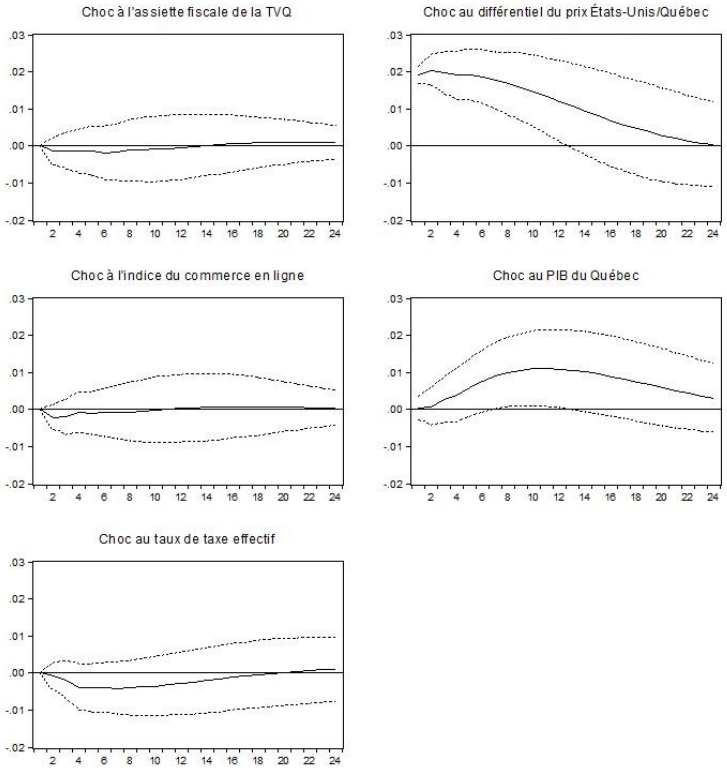

Figure B.6 Fonctions de réponse impulsionnelle du différentiel de prix États-Unis/Québec suivant un choc d'un écart-type dans le VAR récursif de notre modèle principal.

Tableau B.3 Décomposition de la variance de nos estimations par VECM du modèle principal.

Période	ATVQ	DP	IEC	PIB	TE
1	90,248	4,111	0,965	1,993	2,683
2	82,406	3,188	0,737	5,052	8,618
3	77,896	2,814	2,089	9,057	8,144
4	76,136	4,149	2,268	8,871	8,575
5	73,110	3,983	4,707	8,564	9,636
6	72,056	4,718	4,938	8,382	9,907
7	70,780	4,642	4,844	9,538	10,196
8	70,403	4,722	4,977	9,763	10,136
9	70,256	4,787	4,985	9,882	10,090
10	70,210	4,805	4,991	9,887	10,108
11	70,202	4,820	4,991	9,883	10,104
12	70,175	4,834	4,995	9,891	10,105
13	70,175	4,834	4,995	9,891	10,105
14	70,141	4,858	4,994	9,891	10,116
15	70,118	4,859	4,992	9,912	10,120
16	70,115	4,859	4,993	9,912	10,122
17	70,110	4,861	4,994	9,914	10,121
18	70,108	4,861	4,995	9,914	10,121
19	70,107	4,862	4,996	9,914	10,121
20	70,107	4,863	4,996	9,914	10,121
21	70,106	4,863	4,996	9,914	10,121
22	70,106	4,863	4,996	9,914	10,121
23	70,106	4,863	4,996	9,914	10,121
24	70,106	4,863	4,996	9,914	10,121
Moyenne	72,301	4,579	4,393	9,154	9,573
Ordre de Cholesky : PIB, DP, TE, IEC, ATVQ					

ATVQ : Assiette fiscale de la TVQ
DP : Différentiel de prix États-Unis/Québec
ICE : Indice du commerce électronique
PIB : Produit intérieur brut
TE : Taux de taxe effectif

ANNEXE C

DEMANDE EN VERTU DE LA *LOI SUR L'ACCÈS AUX DOCUMENTS DES ORGANISMES PUBLICS ET SUR LA PROTECTION DES RENSEIGNEMENTS PERSONNELS*

TVQ nette[1] selon l'activité économique[2] des mandataires dont la fréquence de remise est trimestrielle
2002 à 2015

Activité économique	Trimestre[3] 2002											
	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
01 - Agriculture	(3 492 869$)	(1 969 540$)	(12 952 464$)	(2 993 020$)	(2 046 941$)	(15 435 313$)	(2 847 632$)	(1 986 563$)	(19 708 568$)	(4 047 429$)	(2 976 646$)	(24 069 755$)
02 - Serv. relatifs à l'agriculture	292 541 $	111 435 $	1 490 805 $	241 075 $	201 002 $	2 332 946 $	584 336 $	252 094 $	1 969 172 $	384 562 $	267 652 $	1 867 877 $
03 - Pêche et piégeage	(35 405$)	(17 464$)	(440 331$)	(49 699$)	(36 079$)	(638 615$)	(73 264$)	(60 838$)	(603 425$)	(54 194$)	(63 991$)	(769 436$)
04 - Exploitation forestière	1 816 509 $	832 391 $	3 040 965 $	1 005 322 $	225 754 $	378 226 $	960 665 $	651 011 $	3 905 124 $	2 014 928 $	984 063 $	3 451 935 $
05 - Serv. forestiers	266 920 $	99 750 $	235 028 $	79 228 $	92 741 $	408 879 $	481 227 $	260 450 $	1 527 186 $	949 147 $	196 835 $	922 935 $
06 - Mines	(3 622$)	(72 314$)	(161 956$)	(7 648$)	-99 682 $	(52 175$)	4 144 $	(68 694$)	(227 728$)	4 241 $	(81 763$)	(108 266$)
07 - Extraction du pétrole et du gaz naturel	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
08 - Carrières et sablières	125 965 $	68 726 $	4 062 $	91 659 $	97 103 $	493 329 $	279 544 $	131 432 $	622 373 $	284 296 $	153 866 $	456 786 $
09 - Serv. miniers	56 846 $	-36 574 $	-60 293 $	35 429 $	-35 438 $	-12 966 $	32 998 $	(40 167$)	103 119 $	36 686 $	(15 324$)	38 673 $
10 - Ind. des aliments	43 884 $	(131 948$)	(286 213$)	6 958 $	-163 749 $	(504 007$)	(28 749$)	(222 053$)	(529 377$)	81 499 $	-316 454 $	-416 943 $
11 - Ind. des boissons	32 598 $	59 310 $	128 091 $	(19 383$)	40 030 $	118 099 $	26 432 $	60 296 $	205 041 $	383 162 $	(10 582$)	177 480 $
12 - Ind. du tabac	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
15 - Ind. des produits en caoutchouc	100 718 $	109 423 $	276 928 $	68 870 $	94 869 $	265 054 $	67 950 $	130 897 $	245 858 $	68 829 $	128 212 $	291 937 $
16 - Ind. produits en plastique	362 157 $	131 378 $	585 408 $	410 917 $	282 849 $	779 249 $	480 378 $	193 136 $	754 766 $	383 750 $	312 917 $	842 404 $
17 - Ind. du cuir et des produits connexes	105 249 $	95 475 $	135 291 $	24 064 $	22 351 $	166 725 $	145 538 $	32 277 $	387 326 $	394 130 $	154 262 $	234 126 $
18 - Ind. textiles de première transformation	37 916 $	22 588 $	165 465 $	45 230 $	79 592 $	206 622 $	76 145 $	50 732 $	204 052 $	77 339 $	-6 472 $	197 436 $
19 - Ind. des produits textiles	320 130 $	132 499 $	400 282 $	182 687 $	272 860 $	749 340 $	372 404 $	247 375 $	583 713 $	210 088 $	234 318 $	538 204 $
24 - Ind. de l'habillement	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
25 - Ind. du bois	690 567 $	216 196 $	1 404 621 $	567 724 $	623 709 $	2 654 355 $	1 325 415 $	685 414 $	2 937 408 $	1 201 747 $	823 122 $	2 509 278 $
26 - Ind. meuble et articles d'ameublement	717 452 $	357 073 $	1 509 438 $	948 805 $	481 236 $	1 737 178 $	873 202 $	558 852 $	1 743 823 $	1 052 583 $	635 454 $	1 725 397 $
27 - Ind. du papier et des produits en papier	115 893 $	105 438 $	293 523 $	142 066 $	114 279 $	279 132 $	203 527 $	121 085 $	357 797 $	127 226 $	291 102 $	332 119 $
28 - Imprimerie, édition et ind. connexes	1 304 736 $	1 030 893 $	2 302 448 $	1 303 415 $	1 441 682 $	2 558 674 $	1 227 948 $	1 327 023 $	2 732 414 $	1 183 609 $	1 327 576 $	2 867 058 $
29 - Ind. première transf. des métaux	280 036 $	87 029 $	1 173 128 $	240 902 $	266 872 $	939 658 $	346 250 $	285 177 $	878 148 $	357 663 $	399 541 $	867 147 $
30 - Ind. fabrication prod. métal.	2 382 010 $	1 667 384 $	3 727 817 $	2 177 275 $	1 809 786 $	4 702 804 $	2 277 433 $	2 112 442 $	5 063 303 $	2 715 319 $	2 229 512 $	4 565 837 $
31 - Ind. machinerie (sauf électrique)	494 734 $	265 234 $	1 271 877 $	438 909 $	635 390 $	1 731 378 $	490 261 $	651 129 $	1 950 895 $	381 699 $	651 733 $	1 549 309 $
32 - Ind. du matériel de transport	294 331 $	157 971 $	778 372 $	267 229 $	313 488 $	1 170 319 $	451 857 $	411 713 $	766 934 $	383 163 $	285 556 $	484 190 $
33 - Ind. prod. électriques et électroniques	543 496 $	283 736 $	794 580 $	424 053 $	255 955 $	877 258 $	409 441 $	267 431 $	846 993 $	589 168 $	313 519 $	905 197 $
35 - Ind. produits minéraux non métalliques	123 810 $	108 348 $	367 792 $	151 721 $	310 062 $	1 032 282 $	289 257 $	450 757 $	1 155 550 $	350 808 $	414 214 $	898 600 $
36 - Ind. produits du pétrole et du charbon	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
37 - Ind. chimiques	168 939 $	131 617 $	824 304 $	185 106 $	214 974 $	1 147 659 $	152 974 $	208 619 $	966 998 $	199 518 $	217 371 $	1 042 771 $
39 - autres ind. manufacturières	504 527 $	423 232 $	958 280 $	558 077 $	505 364 $	1 370 683 $	671 367 $	520 746 $	1 595 286 $	606 741 $	830 395 $	1 588 603 $
40 - Construc.,promo. et entrepre. généraux	3 841 299 $	2 515 918 $	5 038 117 $	2 079 762 $	1 846 102 $	8 574 993 $	4 852 010 $	4 903 723 $	11 267 608 $	4 842 565 $	4 258 805 $	11 592 619 $
42 - Entrepreneurs spécialisés	12 489 932 $	7 088 933 $	16 975 080 $	10 405 074 $	8 464 612 $	29 189 217 $	15 142 147 $	12 210 616 $	34 854 857 $	18 685 767 $	12 781 117 $	33 440 904 $
44 - Serv. relatifs à la construction	104 218 $	279 981 $	609 513 $	206 180 $	121 672 $	730 183 $	320 423 $	195 827 $	1 018 344 $	354 858 $	-195 225 $	625 700 $
45 - Transports	1 199 142 $	1 064 645 $	6 278 212 $	573 283 $	919 635 $	4 532 243 $	941 576 $	990 748 $	4 770 789 $	1 311 315 $	1 047 252 $	6 503 644 $
46 - Transports par pipelines	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
47 - Entreposage	98 128 $	130 222 $	272 020 $	30 787 $	175 869 $	296 123 $	86 891 $	189 975 $	253 614 $	52 483 $	99 562 $	210 477 $
48 - Communications	511 903 $	875 368 $	1 003 847 $	582 491 $	931 237 $	1 140 223 $	538 069 $	837 731 $	1 190 337 $	596 694 $	909 950 $	1 219 741 $
49 - Autres serv. publics	190 307 $	256 069 $	468 204 $	92 884 $	301 435 $	690 169 $	186 224 $	271 238 $	685 850 $	177 766 $	203 987 $	562 542 $
50 - Gros de produits agricoles	40 610 $	88 158 $	157 897 $	72 577 $	113 674 $	136 907 $	130 622 $	80 016 $	53 210 $	66 910 $	84 429 $	-49 314 $
51 - Gros de produits pétroliers	337 577 $	319 941 $	704 689 $	376 055 $	244 374 $	353 996 $	259 161 $	182 712 $	333 270 $	345 331 $	252 221 $	546 513 $
52 - Gros de produits alimentaires, ...	170 926 $	64 992 $	487 686 $	152 495 $	82 662 $	691 551 $	267 156 $	183 308 $	633 459 $	341 785 $	197 912 $	714 531 $
53 - Gros de vêtements,chaussures,tissus	942 661 $	609 882 $	2 038 680 $	961 243 $	802 569 $	1 743 606 $	877 339 $	905 917 $	2 759 419 $	1 434 176 $	914 912 $	1 913 336 $
54 - Gros d'articles ménagers	262 682 $	322 600 $	965 402 $	272 341 $	411 393 $	1 146 997 $	311 568 $	406 969 $	1 162 122 $	259 228 $	403 939 $	1 288 434 $
55 - Gros des véhicules automobiles, ...	626 848 $	327 283 $	1 310 049 $	688 581 $	669 611 $	2 031 089 $	685 986 $	625 487 $	1 645 300 $	618 650 $	712 071 $	1 740 984 $
56 - Gros des art. de quinc. de plomb. ...	1 450 242 $	566 528 $	3 568 352 $	1 486 956 $	1 326 496 $	5 250 023 $	1 614 225 $	1 264 511 $	4 978 023 $	1 889 673 $	1 413 580 $	4 847 997 $

REVENU QUÉBEC

TVQ nette[1] selon l'activité économique[2] des mandataires dont la fréquence de remise est trimestrielle
2002 à 2015

Activité économique	Trimestre[3] 2002											
	Janvier	Février	Mars	Avril	Mai	Juin	Juillet	Août	Septembre	Octobre	Novembre	Décembre
57 - Gros de mach.,mat. et fourn.	4 232 758 $	2 811 678 $	7 484 460 $	3 953 481 $	3 156 993 $	8 308 761 $	4 365 158 $	3 182 829 $	8 834 487 $	4 622 638 $	3 174 398 $	9 138 878 $
59 - Gros de produits divers	2 004 686 $	1 925 617 $	6 383 818 $	2 064 374 $	2 365 058 $	8 003 319 $	2 502 310 $	2 518 191 $	8 306 276 $	2 673 486 $	2 517 776 $	8 312 183 $
60 - Détail alim.,boiss.,médic. et tabac	700 206 $	470 242 $	-56 746 $	626 297 $	135 295 $	(333 861$)	931 411 $	502 778 $	363 427 $	283 988 $	-81 101 $	-1 163 545 $
61 - Détail chaussures,vêtements,tissus et ..	3 922 342 $	1 165 149 $	1 605 776 $	1 318 421 $	1 446 842 $	4 711 867 $	3 744 141 $	1 304 258 $	2 492 983 $	1 825 640 $	1 488 352 $	5 336 423 $
62 - Détail meubles,appareils et access. ...	2 709 572 $	1 991 218 $	4 123 396 $	2 248 420 $	1 794 158 $	5 626 510 $	3 153 517 $	1 970 518 $	5 658 923 $	2 345 365 $	1 666 728 $	6 048 420 $
63 - Détail véhicules auto., pièces et acces.	4 390 509 $	3 646 940 $	8 835 604 $	4 835 530 $	5 343 888 $	13 500 629 $	6 347 552 $	5 146 405 $	11 526 202 $	4 971 580 $	4 685 587 $	11 920 892 $
64 - Détail de marchandises diverses	859 797 $	172 917 $	555 144 $	444 654 $	116 356 $	987 983 $	574 895 $	287 827 $	945 465 $	362 812 $	169 617 $	1 083 865 $
65 - Autres détail	5 979 916 $	3 844 980 $	5 918 056 $	3 058 937 $	3 668 610 $	12 991 520 $	7 831 884 $	5 567 103 $	12 866 610 $	5 646 665 $	3 488 266 $	11 544 989 $
69 - Détail hors magasin	139 275 $	215 642 $	662 620 $	149 993 $	251 341 $	783 480 $	162 145 $	187 637 $	795 776 $	175 388 $	257 670 $	814 644 $
70 - Intermédiaires financiers de dépôts	(470 793$)	(468 085$)	(1 351 511$)	(386 354$)	(477 446$)	-1 684 750 $	(345 729$)	(398 663$)	(1 530 631$)	(357 648$)	(419 971$)	-2 077 063 $
71 - Sociétés crédit consomm. et aux entrepr.	217 297 $	(1 919$)	(131 536$)	158 466 $	21 725 $	(38 500$)	188 216 $	317 $	75 095 $	182 270 $	6 179 $	(96 055$)
72 - Sociétés d'investissement	1 511 155 $	1 110 057 $	2 475 691 $	1 437 322 $	1 094 434 $	2 908 462 $	1 235 459 $	1 420 712 $	2 697 707 $	1 526 396 $	1 067 602 $	1 190 296 $
73 - Sociétés d'assurances	11 614 $	13 173 $	3 710 $	13 204 $	9 605 $	190 520 $	7 201 $	14 110 $	310 576 $	15 555 $	9 821 $	248 610 $
74 - Autres intermédiaires financiers	117 561 $	71 731 $	(232 913$)	92 233 $	33 072 $	-241 901 $	133 654 $	43 672 $	(123 840$)	4 045 $	78 645 $	-121 158 $
75 - Serv. immobiliers (sauf les lotisseurs)	2 418 682 $	1 344 861 $	17 072 953 $	2 996 536 $	2 339 164 $	17 205 377 $	3 342 334 $	2 270 487 $	16 270 624 $	2 567 576 $	1 590 795 $	14 268 974 $
76 - Agences assurances et agences immobil.	1 088 041 $	890 592 $	5 460 240 $	1 209 469 $	1 095 915 $	12 719 349 $	1 660 251 $	1 228 899 $	8 717 232 $	1 428 611 $	926 366 $	5 661 493 $
77 - Serv. aux entreprises	14 959 150 $	10 114 608 $	45 590 765 $	16 554 948 $	10 980 781 $	55 451 513 $	16 117 767 $	10 564 722 $	48 832 100 $	16 532 983 $	12 150 185 $	52 829 400 $
81 - Serv. de l'administration fédérale	6 015 $	130 207 $	1 628 $	8 426 $	75 503 $	6 736 $	5 187 $	83 829 $	17 411 $	15 257 $	27 527 $	34 597 $
82 - Serv. de l'administration provinciale	53 330 $	70 412 $	7 237 $	61 642 $	56 456 $	24 399 $	86 487 $	52 367 $	39 820 $	88 847 $	49 121 $	57 753 $
83 - Serv. des administrations locales	-2 360 $	10 758 $	45 097 $	-2 996 $	25 376 $	135 300 $	390 $	28 253 $	8 652 $	6 995 $	19 777 $	(269 701$)
84 - Organismes internationaux et autres ...	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.	d.c.
85 - Serv. d'enseignement	192 492 $	151 805 $	-2 374 339 $	200 755 $	97 995 $	-2 849 022 $	263 995 $	90 714 $	-2 298 279 $	256 474 $	194 406 $	-2 965 134 $
86 - Serv. de santé et serv. sociaux	314 358 $	142 370 $	(3 801 965$)	320 273 $	246 514 $	(2 734 624$)	388 005 $	(138 054$)	-2 836 152 $	303 487 $	(339 110$)	(4 164 054$)
91 - Hébergement	917 478 $	759 429 $	2 159 543 $	1 268 476 $	1 034 689 $	3 746 381 $	2 741 686 $	2 463 638 $	6 889 446 $	2 610 151 $	1 172 036 $	2 051 863 $
92 - Restauration	9 116 761 $	8 405 305 $	18 796 233 $	9 017 305 $	8 809 740 $	22 966 100 $	11 427 609 $	10 444 241 $	26 255 362 $	10 801 649 $	8 236 626 $	21 249 649 $
96 - Serv. de divertissements et loisirs	2 840 658 $	2 145 198 $	4 151 131 $	3 339 559 $	2 634 709 $	4 658 317 $	4 933 894 $	2 677 833 $	6 117 701 $	4 943 657 $	2 105 247 $	4 952 057 $
97 - Serv. personnels et domestiques	1 713 097 $	1 699 511 $	5 449 656 $	1 705 740 $	1 872 612 $	6 182 507 $	1 742 238 $	1 826 261 $	5 841 530 $	1 667 594 $	1 766 177 $	6 603 363 $
98 - Associations	254 925 $	(36 959$)	644 646 $	756 146 $	(276 469$)	255 994 $	416 057 $	(25 450$)	(710 510$)	313 812 $	252 266 $	(1 229 488$)
99 - Autres serv.	3 353 086 $	2 426 496 $	7 945 191 $	3 002 547 $	2 950 245 $	9 832 464 $	3 482 400 $	3 517 088 $	10 181 931 $	3 793 778 $	3 530 219 $	9 619 863 $
Indéterminé	172 171 $	67 744 $	179 972 $	163 718 $	37 795 $	218 886 $	203 252 $	35 547 $	236 466 $	134 421 $	39 867 $	242 263 $
TOTAL	**93 642 210 $**	**64 098 236 $**	**185 506 300 $**	**85 127 843 $**	**73 413 133 $**	**249 568 327 $**	**113 143 232 $**	**87 399 888 $**	**252 883 967 $**	**111 038 677 $**	**80 342 439 $**	**229 043 849 $**

d.c.: données confidentielles

1. Correspond à la TVQ perçue moins les remboursements sur les intrants. Elle n'inclut pas l'ensemble des taxes spécifiques.
2. Selon les grands groupes de la classification des activités économiques du Québec (CAEQ) tels que définis par Revenu Québec.
3. Correspond à la période où la taxe a été perçue par le mandataire et non la période où elle a été remise à Revenu Québec.

Source : Statistiques mensuelles des contribuables et des mandataires (SMCM) en date du 30 avril 2016, Revenu Québec.

REVENU QUÉBEC

Formulaire FP-505.D.D - Déclaration de la TVQ visant les apports au Québec par une personne non inscrite au fichier de la TVQ

Année financière	Nombre de formulaires cotisés
2010-2011	41
2011-2012	18
2012-2013	32
2013-2014	146
2014-2015	170
2015-2016	226

REVENU QUÉBEC

Formulaire FP-505.D.E - Déclaration de la TPS/TVH et de la TVQ par un contribuable admissible non inscrit aux fichiers de la TPS/TVH et de la TVQ

Formulaire FP-505.D.F - Déclaration de la TPS/TVH et de la TVQ par une personne non inscrite aux fichiers de la TPS/TVH et de la TVQ

Année financière	Estimation du nombre de formulaires cotisés
2010-2011	446
2011-2012	1 059
2012-2013	588
2013-2014	598
2014-2015	529

BIBLIOGRAPHIE

Alm, J. et Melnik, M. I. (2010). Do eBay Sellers Comply with State Sales Taxes ? *National Tax Journal*, 60(2), 215-236.

Atrkinson, A. B. et Stiglitz, J. E. (1976). The Disign of Tax Structure : Direct Versus Indirect Taxation. *Journal of Public Economics*, 6(1), 55-75.

Ballard, C. L. et Lee, J. (2007). Internet Purchases, Cross-Border Shopping, and Sales Taxes. *National Tax Journal*, 60(4), 711-725.

Bird, R. M. (2003). Taxation and E-Commerce. *Canadian Buisiness Law Journal*, 43(1), 466-471.

Bruce, D. Fox, W. F. et Tuttle, M. H. (2006). Tax Base Elasticities : A Multi-State Analysis of Long-Run and Short-Run Dynamics. *Southern Economic Journal*, 73(2), 315-341.

Centre facilitant la recherche et l'innovation dans les organisations. (2018). *Le commerce électronique au Québec*. Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

Commission d'examen sur la fiscalité québécoise. (2015). *Rapport final de la Commission d'examen sur la fiscalité québécoise*. Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

Comité d'experts sur l'avenir du système de retraite québécois. (2013). *Rapport – Innover pour pérenniser le système de retraite*. Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

Downer, P. (2016). Taxation of Electronic Commerce (e-comm) : Examination of Canadian Government Tax Policies and Directives Application of Adam Smith's Canons of Taxation. *Journal of Financial Management and Analysis*, 29(1), 1-14.

Durif, F., Arcand, M., Ertz, M. et Connolly, M. (2016). *L'Indice Kijiji de l'économie de seconde main, rapport 2016*. Récupéré de https ://ocresponsable.com/wp-content/uploads/2016/10/Indice-Kijiji-rapport-2016.pdf

Ebrahimi, P. et Vaillancourt F. (2015). *La taxation de la consommation et les ventes au détail : Recension des écrits et analyse empirique*. Montréal : Cirano.

Engle, R. et Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing. *Econometrica*. 55(2), 251–276.

Federal Reserve Bank of St-Louis. [s.d.]. *Federal Reserve Economic Data (FRED)*. [Tableau de données]. Récupéré de https ://fred.stlouisfed.org/.

Felix, A. et Watkins, K. (2013). The Impact of an Aging U.S. Population on State Tax Revenues. Dans *Economic Review*, 5-37. Kansas City : Federal Reserve Bank of Kansas City.

Ferris, J. (2000). The Determinants of Cross Border Shopping : Implications for Tax Revenues and Institutional Change. *National Tax Journal*, 53(4), 801-824.

Friendlaender, A. F., Swanson, G. J. et Due, J. F. (1973). Estimating Sales Tax Revenue Changes in Response to Changes in Personal Income and Sales Tax Rates. *National Tax Journal (pre-1986)*, 26(1), 103-113.

Fox, W. et Campbell, C. (1984). Stability of the State Sales Tax Income Elasticity. *National Tax Journal (pre-1986)*, 37(2), 201-2012.

Gan, X., Fernandez, I. C., Guo, Jie., Wilson, M., Zhao, Y., Zhou, B. et Wu, J. (2017). When to Use What : Methods for Weighting and Aggregating Sustainability Indicators. *Ecological Indicators*, 81(2017), 491-502.

Giorgioni, G. et Holden, K. (2003). Ricardian Equivalence, Expansionary Fiscal Contraction and the Stock Market : a VECM Approch. *Applied Economics*, 35(12), 1435-1443.

Google. [s.d.]. *Google trend*. [Tableau de données]. Récupéré de https ://trends.google.fr/trends/

Goolbee, A. (2000). In a World Without Borders : The Impact of Taxes on Internet Commerce. *The Quatrerly Journal of Economics, 115*(2), 561-576.

Granger, C. W. J., Newbold, P. (1978). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*, 2(2), 111–120.

Hawkins, R. R. (2000). Price Elasticity in Consumer Sales Tax Revenue. *Public Finance Review*, 28(2), 171-184.

Hu, J. Y. et Tang, Z. (2014). The Impact of Sales Tax on Internet and Catalog Sales : Evidence from natural experiment. *International Journal of Industrial Organization*, 32, 84-90.

Institut de la statistique du Québec. [s.d.]. *Banque de données des statistiques officielles sur le Québec.* [Tableau de données]. Récupéré de http ://www.bdso.gouv.qc.ca/ pls/ ken/Ken211_Page_Accu.page_accu/

Institut de la Statistique du Québec. (2014).*Perspectives démographiques du Québec et des régions – 2011-2061* Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551-1580.

Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2), 169-210.

Langlois, S. (2003) Structures de la consommation au Canada : Perspectives transversales et longitudinales. *Sociologie et sociétés*, 35(1), 221–242.

Legler, J. B. et Shapiro, P. (1968). The Responsiveness of State Tax Revenue to Economic Growth.*National Tax Journal (pre-1986)*, 21(1), 46-56.

Li, J. (2003). Consumption Taxation of Electronic Commerce : Problems, Policy Implications and Proposals for Reform. *The Canadian Business Law Journal*, 38(3), 425-465.

Loi sur la taxe d'accise. (1991). Codage national 11635-3. Récupéré de http ://www.cra-arc.gc.ca/menu/GTPP-e.html

Menchik, P. L. (2003). Consumption Patterns, Demographic Change and Sales Tax Revenues. *Annual Conference on Taxation and Minutes of the Annual Meeting of the National Tax Association*, 96(2003), 367-378.

Michalak, W. et Jones, K. (2003). Canadian E-commerce. *International Journal of Retail and Distribution Management*, 31(1), 5-15.

Mirrlees, J., Adam, S., Besley, T., Blundell, R., Bond, S., Chote, R., Gammie, M., Johnson, P., Myles, G. and Poterba, J. (2010). *Dimensions ofTax Design : The Mirrlees Review*. Oxford : Oxford University Press for Institute for Fiscal Studies.

Ministère des finances du Québec (2015-).*Le plan économique du Québec.* Montréal : Bibliothèque et Archives nationales du Québec.

Organisation de coopération et de développement (OCDE). (2001). *Taxation and Electronic Commerce.* Paris : OCDE.

Organisation de coopération et de développement (OCDE). (2008). *Handbook on Constructing Composite Indicators : Methodology and User Guide*. Paris : OCDE.

Reddick, C. G. et Coggburn, J. D. (2007). E-commerce and the Future of the State Sales Tax System : Critical Issues and Policy Recommendation. *International Journal of Public Administration*, 30(10), 1021-1043.

Ring, R. J. (1999). Consumers' Share and Producer' Share of the General Sales Tax. *National tax journal*, 52(1), 79-90.

Russo, B. (2010). Is Past Prologue ? Prospects for State and Local Sales Tax Bases. *Applied Economics*, 42(18), 2261-2274.

Shapiro, P. et Legler, J. B. (1973). Estimating Tax Revenue Changes in Response to Changes in Tax Rates. *National Tax Journal (pre-1986)*, 21(1), 111-113.

Sims, J., Stock, J. H. et Watson M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113-144.

Smart, M. et Bird, R. M. (2009). The Economic Incidence of Replacing a Retail Sales Tax with a Value-Added Tax : Evidence from the Canadian Experience. *Canadian Public Policy*, 35(1), 85-97.

Smith, A. (1776). *An Inquiry into the Nature and Causes of Wealth of Nations*. London : Methuen & Co.

Smith, L.I. (2002). *A tutorial on principal components analysis*. Récupéré de http ://www.cs.otago.ac.nz/cosc453/student_tutorials/principal_components.pdf

Statistique Canada. [s.d.].*Canadian socioeconomic database from Statistics Canada* (CANSIM). [Tableau de données]. Récupéré de http ://www5.statcan.gc.ca/cansim/a01 ?lang=fra

Vaillancourt F. et Pollini, S. (2015a). *Élargissement de l'assiette fiscale de la TVQ : conséquences pour la répartition du fardeau fiscal et pour les revenus de la TVQ*. Montréal : Cirano.

Vaillancourt F. et Pollini, S. (2015b). *La cyber-consommation au Québec : les implications du commerce électronique et du piratage des produits culturels pour la fiscalité québécoise*. Montréal : Cirano.

Vaillancourt F. et Pollini, S. (2015c).*La taxation directe de la consommation : Une simulation des recettes et taux pour le Québec.* Montréal : Cirano.

Walsh, M. J. et Jones, J. D. (1988). More Evidence on the “Border Tax” Effect : The Cas of West Virginia, 1979-84. *National Tax Journal*, 41(2), 261-265.

Zwick, W. R., et Velicer, W. F. (1986). Comparison of Five Rules for Determining the Number of Components to Retain. *Psychological Bulletin*, 99(3), 432-442.