

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À TROIS-RIVIÈRES

LES EFFETS DE LA POLITIQUE FISCALE ET BUDGÉTAIRE SUR LE
RENDEMENT BOURSIER DES PETITES ET MOYENNES CAPITALISATIONS

MÉMOIRE PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE LA
MAÎTRISE EN SCIENCES DE LA GESTION

PAR
WIDAD ALLOUCHY

AOÛT 2020

Université du Québec à Trois-Rivières

Service de la bibliothèque

Avertissement

L'auteur de ce mémoire ou de cette thèse a autorisé l'Université du Québec à Trois-Rivières à diffuser, à des fins non lucratives, une copie de son mémoire ou de sa thèse.

Cette diffusion n'entraîne pas une renonciation de la part de l'auteur à ses droits de propriété intellectuelle, incluant le droit d'auteur, sur ce mémoire ou cette thèse. Notamment, la reproduction ou la publication de la totalité ou d'une partie importante de ce mémoire ou de cette thèse requiert son autorisation.

SOMMAIRE

Depuis plus d'une trentaine d'années, les actions publiques par la politique fiscale ont fait l'objet de plusieurs études scientifiques. Cet intérêt accordé à la politique fiscale a repris depuis la reformulation par Barro (1974) de la théorie de l'équivalence ricardienne et s'est accentué depuis la crise financière de 2008. Une part importante des études actuelles portent sur les effets de la politique fiscale sur l'activité réelle et boursière. Au centre de ces études, un intérêt a été accordé à l'impact de la politique fiscale sur les rendements des grandes capitalisations et en particulier aux États-Unis. Contrairement à ces études actuelles, nous accorderons une attention particulière aux rendements des petites capitalisations (c'est-à-dire, le rendement des actions émises par des petites et moyennes entreprises). Les études considérant l'évaluation empirique des effets de la politique fiscale sur la performance boursière des PME au Canada sont peu répandues et, ce malgré l'importance de ces entreprises dans l'économie canadienne. Ce type d'études s'avère d'une grande importance pour améliorer la compréhension des décideurs de politique économique sur la dynamique existante entre les politiques fiscales et les rendements boursiers des PME. Les relations possibles sont susceptibles de minimiser l'incertitude à laquelle les agents économiques font face suivant un changement de politique fiscale. En ce qui concerne la méthodologie de recherche, nous proposerons un modèle autorégressif structurel (SVAR) qui s'inspire de Blanchard et Perotti (2002) permettant de : 1) identifier les changements exogènes et non anticipés dans la politique fiscale canadienne, 2) mesurer les effets de ces changements sur les rendements boursiers des petites et moyennes capitalisations, et 3) identifier lesquelles des mesures fiscales (les taxes *versus* les dépenses publiques) sont les plus importantes dans la détermination de la dynamique boursière des petites et moyennes capitalisations. Pour ce faire, nous montrerons les différents chocs structurels dans notre modèle grâce à la décomposition de Cholesky, puis nous examinerons les fonctions de réponse dynamique aux chocs et la décomposition de la variance des erreurs à la suite d'un choc fiscal. La politique fiscale canadienne est mesurée par les taxes et les dépenses publiques du gouvernement. Les rendements

boursiers sont mesurés par l'indice boursier S&P/TSX *Smallcap*, qui suit la performance boursière de 197 petites et moyennes capitalisations canadiennes réparties dans neuf secteurs économiques. Afin d'estimer l'impact de la politique fiscale, nous utiliserons des données trimestrielles sur la période de 2002 à 2019, car elles sont essentielles pour identifier les chocs fiscaux. Les résultats des fonctions de réponse dynamiques et de la décomposition de la variance des erreurs de prévision montrent que les changements dans les dépenses publiques ont un effet positif et significatif sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations canadiennes. Cet effet est très persistant. Aussi, les résultats ont montré que les changements dans les taxes ont un effet statistiquement non significatif sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations canadiennes. Par ailleurs, les dépenses publiques ont une plus grande importance que les taxes dans la détermination de la dynamique boursière des petites et moyennes capitalisations.

TABLE DES MATIÈRES

SOMMAIRE	ii
TABLE DES MATIÈRES	iv
LISTE DES TABLEAUX	vi
LISTE DES FIGURES	vii
LISTE DES ABRÉVIATIONS	viii
REMERCIEMENTS.....	ix
 INTRODUCTION.....	 1
 CHAPITRE 1 – CONTEXTE THÉORIQUE.....	 6
1.1 L'ENVIRONNEMENT DES PME COTÉES EN BOURSE	6
1.1.1 La régulation de l'économie par la fiscalité : optique macro	7
1.2.1 Fiscalité et PME : optique micro	10
1.2.1.1 Incitatifs	10
1.2.1.2 Obstacles financiers	12
1.2.1.3 Obstacles non financiers	13
 CHAPITRE 2 – REVUE DE LA LITTÉRATURE	 16
2.1 LES EFFETS DE LA POLITIQUE FISCALE ET BUDGÉTAIRE SUR L'ACTIVITÉ RÉELLE	16
2.2 LES EFFETS DE LA POLITIQUE FISCALE ET BUDGÉTAIRE SUR L'ACTIVITÉ BOURSIÈRE.....	18
 CHAPITRE 3 – CADRE MÉTHODOLOGIQUE	 24
3.1 LE MODÈLE VAR	24
3.1.2 Stationnarité des variables du modèle VAR	26
3.1.3 Écriture moyenne mobile (VMA).....	26
3.1.4 Sélection du nombre de retards (p)	27

3.2 FORME STRUCTURELLE DU MODÈLE VAR (SVAR).....	28
3.2.1 Définition	28
3.2.2 Estimation d'un modèle SVAR	29
3.2.2.1 <i>Repartir de la forme réduite du modèle VAR</i>	29
3.2.2.2 <i>La décomposition de Cholesky</i>	30
3.3 OUTILS DE LA MODÉLISATION VAR.....	31
3.3.1 Les fonctions de réponses dynamiques	31
3.3.2 Les décompositions de la variance de l'erreur de prévision	32
CHAPITRE 4 - LES RÉSULTATS ET LA DISCUSSION.....	34
4.1 DÉFINITION ET SOURCES DES DONNÉES.....	34
4.2 ANALYSES DESCRIPTIVES.....	36
4.3 CHOIX DU NOMBRE OPTIMAL DE RETARDS POUR LE MODÈLE SVAR .	39
4.4 ESTIMATION DU MODÈLE SVAR ET FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES	40
4.5 LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE D'ERREUR DE PRÉVISION	46
CONCLUSION.....	50
RÉFÉRENCES	52

LISTE DES TABLEAUX

Tableau

1	Budget simplifié du Canada	8
2	Taux de base applicable au revenu d'entreprise (2019)	8
3	Études analysant l'impact de la politique fiscale sur le rendement boursier	23
4	Description des variables	35
5	Données descriptives	38
6	Corrélation entre les variables	38
7	Choix du nombre optimal de retards	39
8	Décomposition de la variance de la variable dépenses publiques	46
9	Décomposition de la variance de la variable PIB réel	47
10	Décomposition de la variance de la variable taxes	47
11	Décomposition de la variance de la variable rendements boursiers	48

LISTE DES FIGURES

Tableau

1	Cadre conceptuel	6
2	Taux implicite de subvention fiscale aux dépenses de R-D (2015)	11
3	Le taux de croissance des variables pour le Canada	37
4	Réponses dynamiques à un choc de dépenses publiques	42
5	Réponses dynamiques à un choc de taxes	44

LISTE DES ABRÉVIATIONS

CRSP	The Center for Research in Security Prices
G3	Groupe de trois pays (Allemagne, États-Unis et Japon)
G7	Groupe de sept pays (Allemagne, Canada, États-Unis, France, Italie Japon et Royaume-Uni)
IPC	Indice des prix à la consommation
OCDE	Organisation de coopération et de développement économiques
PME	Petites et moyennes entreprises
PIB	Produit intérieur brut
R et D	Recherche et développement
TSX	Toronto Stock Exchange
TVA	Taxe sur la valeur ajoutée
SVAR	Vecteur auto régressif structurel
VAR	Vecteur auto régressif

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier particulièrement Foued Chihi, professeur au Département de Finance et économique, pour son soutien et ses conseils très appréciés qui m'ont aidé à réaliser ce mémoire à l'Université du Québec à Trois-Rivières (2020).

Je remercie les professeurs Amina Lamghari et Zeineb Ouni d'avoir accepté d'évaluer mon travail.

Aussi, je remercie l'Université du Québec à Trois-Rivières de m'avoir donné accès à des ressources documentaires importantes.

Un grand merci à ma mère pour son soutien moral et à mon père qui m'a encouragé dans ce travail de recherche.

Enfin, je remercie tous ceux qui de près ou de loin m'ont soutenu et encouragé pour réussir mes études.

INTRODUCTION

La crise boursière de 2008 a suscité un regain d'intérêt des pouvoirs publics pour la politique fiscale (Brand, 2012). Dans un contexte où les rendements sont bas, la politique fiscale apparaît comme un outil de régulation de l'activité économique plus pertinent que la politique monétaire qui relève du pouvoir des banques centrales dans la plupart des pays membres de l'organisation de coopération et de développement économiques (dont fait partie le Canada).

Selon la théorie de l'équivalence ricardienne, les agents financiers (particuliers et entreprises) tiennent compte des mesures fiscales prises par un gouvernement, de sorte que ces mesures, une fois anticipées, n'auront pas d'incidence sur l'activité réelle et boursière. En revanche, une inquiétude particulière a été portée par plusieurs commentateurs sur l'agressivité de certaines politiques fiscales (Deslauriers, Dostie, Gagné et Paré, 2017). Cette inquiétude se justifie par le fait que ces mesures représentent un obstacle à la rentabilité financière des entreprises et par le fait même affectent la valeur des entreprises notamment celles cotées en bourse. Face à ces divergences entre les prédictions de la théorie de l'équivalence ricardienne et les analyses faites par plusieurs commentateurs, nous souhaitons mettre en lumière l'importance des canaux de transmission des décisions fiscales sur les rendements boursiers.

À cet effet, la plupart des économistes financiers s'accorderaient pour dire que les taxes et les dépenses publiques ont un impact sur les flux de trésorerie des entreprises (Tavares et Valkanov, 2001). De plus, Da et al. (2013) indiquent dans leur recherche menée sur les États-Unis que le canal de flux de trésorerie est un lien empirique important entre la politique fiscale et le rendement des actions. Il s'avère que les taxes et les dépenses publiques sont les principaux canaux de transmission de la politique fiscale sur les rendements boursiers. En effet, les taxes ont une incidence sur les entreprises, car elles réduisent le bénéfice dégagé de ses activités et peuvent nuire à leur bon fonctionnement.

Et, les dépenses publiques ont des effets positifs sur la performance économique des entreprises et peuvent améliorer leur croissance. Ces effets potentiels sur l'activité économique sont mesurés à l'aide du multiplicateur. Le multiplicateur est défini comme la variation en dollars de la production à un horizon donné qui résulte d'une augmentation (réduction) en dollars de la composante exogène de dépenses publiques (impôts). En outre, il s'avère important de considérer l'impact de la politique fiscale sur l'activité réelle, qui a un effet potentiel sur les rendements boursiers parce que les entreprises versent des dividendes aux investisseurs à partir des bénéfices, qui dépendent de l'activité économique réelle (Lee, 1997). Cette interaction entre le côté réel et le côté financier de l'économie a été relevée dans plusieurs travaux dont ceux de Blanchard (1981), Shah (1984) et Fama (1990).

Par ailleurs, les PME innovantes ont eu recours ces dernières années aux marchés boursiers pour financer le développement de leurs parts de marché et pour construire une image et une réputation positives (Chemmanur et He, 2011; Revest et Sapio, 2014). Cependant, ce type de financement est encore moins accessible aux petites entreprises canadiennes comparées aux petites entreprises américaines (Heidrick et Keddie, Industrie Canada, 2000). Cet écart peut s'expliquer notamment par la culture d'entreprise qui existe aux États-Unis et par les politiques proactifs visant à faciliter le financement par actions des petites entreprises américaines. De plus, les PME contribuent à un peu plus de 50 % de la valeur ajoutée de la production du Canada (Statistique Canada, 2015). Aussi, le Canada est parmi les pays de l'OCDE où le nombre d'actionnaires est le plus important par rapport à l'ensemble de leurs populations respectives (Grout, Megginson et Zalewska, 2009). Néanmoins, on constate que les études considérant l'évaluation empirique des effets de la politique fiscale sur la performance boursière des PME au Canada sont peu nombreuses.

Ainsi, notre travail consiste à combler ce *gap* de la recherche actuelle. En effet, du point de vue théorique, les effets de la politique fiscale sur le rendement boursier ont été

suffisamment documentés, mais le plan empirique a pris du retard (Arin et Koray, 2006; Laopodis, 2009). Il s'avère important d'avoir une évaluation empirique précise pour montrer comment les rendements boursiers des petites et moyennes entreprises canadiennes répondent aux changements de taxes et de dépenses publiques.

Selon la littérature actuelle, les titres (actions) de financement des PME sont perçus comme moins liquides (Mansion, Demartini et Mekious, 2007) et faisant l'objet de transactions moins régulières à celle des grandes entreprises (Belletante et Levratto, 1995). La liquidité exprime la rotation des actions qui constituent le flottant du capital d'une société cotée. En effet, plusieurs chercheurs ont soulevé le manque de liquidité comme un problème important pour les PME (Jarvis, Kitching et Curran, 1996; Rameix et Giami, 2011). Ce manque de liquidité va impacter la valeur des titres. En revanche, les titres de PME présentent de nombreux avantages : les petites entreprises cotées procurent en moyenne au cours de longues périodes, un rendement supérieur à celui des grandes entreprises (Carpentier et Suret, 2011), et permettent aux investisseurs privés externes d'éliminer le risque non systématique en diversifiant leur portefeuille (Ang, 1992).

Motivés par le raisonnement ci-dessus, nous souhaitons vérifier les hypothèses de recherche suivantes, qui sont fondées sur la théorie économique et financière :

- Hypothèse 1 : les changements positifs dans les dépenses publiques ont des effets positifs sur les rendements boursiers des petites et moyennes capitalisations;
- Hypothèse 2 : les changements positifs dans les taxes ont des effets négatifs sur les rendements;
- Hypothèse 3 : l'importance de la variance des rendements attribuable à l'évolution des taxes n'est pas comparable (taille de l'effet) à celle attribuable aux dépenses publiques.

Les hypothèses 1 et 2 sont fondées sur la perception qu'ont les investisseurs des titres boursiers des PME comme volatiles (Bares, 2011) et que les effets potentiels sur les petites capitalisations sont au moins similaires à ceux des résultats empiriques des grandes

capitalisations (Grieb et Reyes, 2002). En effet, les indices boursiers sont très largement influencés par les rendements des plus grosses capitalisations (Carpentier et Suret, 2011).

Par ailleurs, en raison du lien établi entre les variables budgétaires et fiscales et les rendements boursiers (Tavares et Valkanov, 2001; Da et al., 2013), nous proposerons un modèle autorégressif structurel (SVAR) qui s'inspire de Blanchard et Perotti (2002). La modélisation SVAR présente de nombreux avantages par rapport au modèle autorégressif (VAR) : la simplicité d'utilisation, la possibilité d'imposer un nombre limité d'hypothèses économiques et la simulation des chocs issus de décisions de politique fiscale (Biau et Girard, 2005). Néanmoins, la méthodologie SVAR présente aussi un inconvénient qui est le fait qu'elle repose sur un jeu d'hypothèses choisies par le chercheur sur la base d'une théorie économique sous-jacente ou encore sur le signe ou l'amplitude de certaines associations entre les variables (Phaneuf et Wasmer, 2005). Dès lors, nous utiliserons les données budgétaires et fiscales publiques pour éviter le biais d'une théorie économique. Enfin, l'objectif du modèle SVAR consiste à estimer la réaction de l'indice S&P/TSX *SmallCap*.

Ce travail de recherche consiste à répondre à la problématique suivante : quel est l'impact de la politique fiscale canadienne sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations canadiennes ?

En partant de la littérature, on tentera au niveau de cette recherche d'estimer l'ampleur exercée par des chocs de taxes et de dépenses publiques sur le rendement boursier des PME cotées sous l'indice S&P/TSX *SmallCap*.

Au terme de l'étude, les résultats des fonctions de réponse dynamiques et de la décomposition de la variance des erreurs de prévision montrent que les changements dans les dépenses publiques ont un effet positif et significatif sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations canadiennes. Cet effet est très persistant. Aussi, les

résultats montrent que les changements dans les taxes ont un effet statistiquement non significatif sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations canadiennes. Par ailleurs, les dépenses publiques ont une plus grande importance que les taxes dans la détermination de la dynamique boursière des petites et moyennes capitalisations.

Notre étude est organisée comme suit : le chapitre 1 présente le contexte théorique, le chapitre 2 présente la revue de la littérature, le chapitre 3 décrit la méthodologie et les données utilisées, et le chapitre 4 présente et discute les résultats empiriques de l'étude.

CHAPITRE 1 – CONTEXTE THÉORIQUE

1.1 L'ENVIRONNEMENT DES PME COTÉES EN BOURSE

Le contexte théorique décrit les PME comme étant un ensemble hétérogène (Julien, 1990). Ainsi, caractériser les PME cotées en bourse aide à mieux comprendre ces dernières. Nonobstant une définition standard, une petite et moyenne entreprise cotée en bourse peut être définie comme une PME qui peut capitaliser une portion partielle ou totale de sa valeur en bourse par une émission de titres. La Figure 1 montre l'environnement immédiat des PME cotées en bourse où l'on constate l'action des gouvernements par les politiques économiques, le processus d'émission d'actions par les PME et les transactions d'achat/revente par les investisseurs.

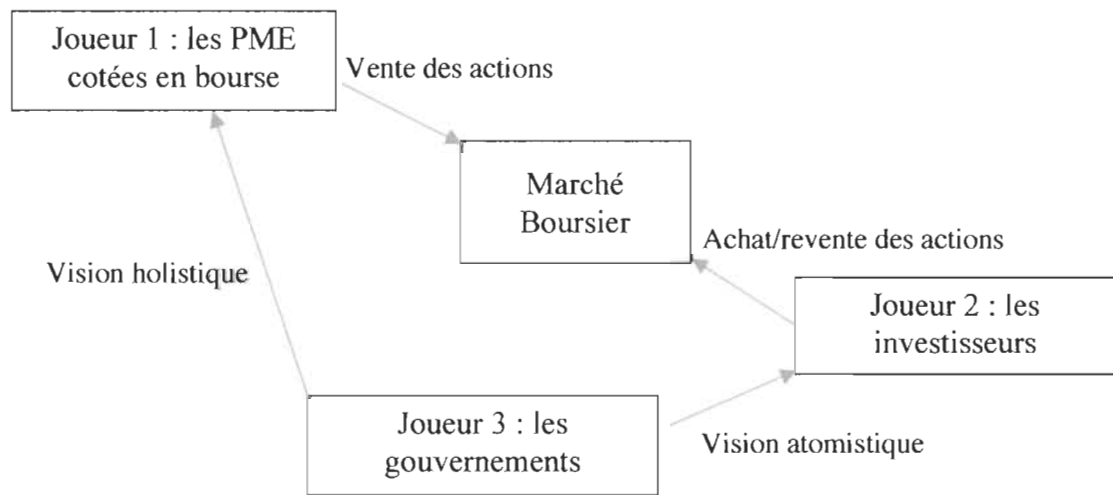


Figure 1. Cadre conceptuel

Ang (1992) mentionne que les PME cotées en bourse ne partagent pas les mêmes types de problèmes que les PME familiales.

Les PME cotées en bourse présentent les caractéristiques suivantes :

- Les titres sont négociés publiquement;
- Le pouvoir n'est pas concentré entre les mains d'un actionnaire;
- L'entreprise recherche délibérément la croissance;
- On y désigne plus particulièrement les entreprises innovantes;
- Les informations comptables et financières sont publiques;
- Les problèmes ou les risques de manque de liquidité sont imminents chez beaucoup de PME;
- Les taux de rendement exigés par les actionnaires sont facilement identifiables à l'aide du marché existant pour les PME.

1.1.1 La régulation de l'économie par la fiscalité : optique macro

La fiscalité est un outil de régulation de l'activité économique (Castagnède, 2008) par de nombreux États (États-Unis, Canada). Le concept de régulation permet de faire ressortir une des fonctions essentielles de l'État en tant qu'instance préposée au maintien de la cohésion sociale (Chevalier, 2004).

En réponse à la crise financière de 2008, le rôle économique des gouvernements a notamment consisté à la réduction des inégalités (Dao et Godbout, 2014) par leur système fiscal pour stimuler la demande, à la protection des personnes et des biens en fournissant une infrastructure en matière de transport, d'éducation et de santé (Comité technique de la fiscalité des entreprises, 1997). Pour s'acquitter de ces fonctions, les gouvernements ont principalement recours à l'impôt afin de financer par exemple les dépenses de soins et les dépenses éducatives. Le Tableau 1 montre le fonctionnement simplifié du budget canadien.

Tableau 1. Budget simplifié du Canada¹

Emplois (-)	Ressources (+)
Transferts	Recettes fiscales et non fiscales
Dépenses publiques	

On distingue les impôts directs qui sont perçus sur le revenu des contribuables ou des entreprises et les impôts indirects qui sont rattachés aux transactions aux biens et services échangés (Cliche, 2009). S'agissant des impôts directs perçus sur le revenu des entreprises canadiennes, il existe trois principaux outils fiscaux : l'impôt sur le revenu des entreprises, les cotisations sociales et la taxe sur la masse salariale (Deslauriers, Dostie, Gagné et Paré, 2015). En outre, le prélèvement de la taxe sur la masse salariale concerne seulement quatre provinces (dont fait partie le Québec) et relève exclusivement du gouvernement provincial. Pour le reste, la fiscalité est un pouvoir que se partage le gouvernement fédéral et provincial. Cela signifie qu'une société qui exploite une entreprise au Canada est assujettie à un taux général d'imposition au fédéral et au provincial.

Tableau 2. Taux de base applicable au revenu d'entreprise (2019)²

TAUX DE BASE APPLICABLE AU REVENU D'ENTREPRISE		
	%	% combiné
Fédéral	15,0	
Provincial		
• Alberta	12,0	27,0
• Colombie-Britannique	12,0	27,0
• Manitoba	12,0	27,0
• Nouveau-Brunswick	14,0	29,0
• Nouvelle-Écosse	16,0	31,0
• Ontario	11,5	26,5
• Québec	11,6	26,6

¹ Inspiré de Biau et Girard (2005)

² Tiré de Investissement Québec (2019)

Le Tableau 2 montre que les taux d'imposition diffèrent suivant les provinces du Canada. Ces différences peuvent contribuer à des différences des performances économiques. Dès lors, la fiscalité influe sur les décisions des entreprises en matière de création d'emplois, d'investissement, d'innovation (Carey, Lester et Luong, 2016).

À cet égard, la dérèglementation du secteur financier qui a eu lieu au début des années soixante-dix dans de nombreux pays au sein de l'OCDE a facilité la circulation des capitaux sur les marchés boursiers. Par conséquent, plusieurs commentateurs ont jugé que le Canada doit avoir un taux d'impôt sur les bénéfices des sociétés suffisamment semblable à celui des États-Unis (Riding, 1998; Bazel, Mintz et Thompson, 2017), au regard du poids économique de ce dernier dans l'économie mondiale et de la réforme américaine de 2018 qui a réduit considérablement les impôts sur les sociétés.

La fiscalité influe également sur la compétitivité des entreprises (Porter, 2008). À cet égard, le régime d'imposition des sociétés canadien est considéré parmi les plus compétitifs du G7. Par exemple, le taux général fédéral d'imposition du revenu des sociétés a été réduit de près de moitié – de 29,12 % en 2000 à 15 % aujourd'hui (ministère des Finances Canada, 2017). Depuis 2015, le ratio des recettes fiscales rapportées au PIB pour le Canada est stable à 32,7 % en 2016 (OCDE, 2018) par rapport à la moyenne au sein de la zone OCDE (+0,3). Il est à noter qu'une fiscalité stable est un facteur de confiance (diminution de l'incertitude) pour les entreprises et les investisseurs. Enfin, la répartition des recettes fiscales par impôt en 2016 montre que les impôts sur le revenu des entreprises représentaient pour le Canada 10,5 % des recettes fiscales totales. Cette part est marginale comparée à la part des impôts sur le revenu des contribuables (36,3 %). Ceci laisse aux entreprises plus d'argent pour investir dans leurs activités, assurer leur croissance, élargir leur clientèle et engager plus d'employés (Riding, 1998).

En somme, la politique fiscale est un outil principal de régulation de l'activité économique des entreprises et en particulier des PME.

1.2.1 Fiscalité et PME : optique micro

1.2.1.1 Incitatifs

L'incitation économique peut être définie comme une mesure spécifique de politique économique, non obligatoire, cherchant à obtenir des agents qu'elle vise, un comportement déterminé, non souhaité par eux ou qu'ils n'ont pas idée d'adopter, au moins au départ, en échange d'un ou plusieurs avantages déterminés (Quiers-Valette, 1978).

Les incitations fiscales occupent une place de plus en plus importante dans les politiques fiscales pour les PME, notamment les PME cotées en bourse. Généralement, les incitations fiscales les plus citées dans la littérature économique sont la recherche et développement (R et D) (Valenduc, 2004).

Au sens de l'OCDE, la recherche et développement (expérimental) : « englobent les travaux de création entrepris de façon systématique en vue d'accroître la somme des connaissances, y compris la connaissance de l'homme, de la culture et de la société, ainsi que l'utilisation de cette somme de connaissances pour de nouvelles applications » (Manuel de Frascati, 2002).

D'un point de vue opérationnel, l'organisme Investissement Québec (2019) a établi qu'une entreprise fait de la R et D lorsqu'elle effectue des travaux de recherche pure, de recherche appliquée ou de développement expérimental et des travaux de soutien qui satisfont aux trois critères suivants :

- L'avancement de la science ou de la technologie;
- L'incertitude scientifique ou technologique;
- Le contenu scientifique et technique.

Dès lors, une entreprise qui fait de la R et D peut déduire, aux fins de l'impôt, toutes les dépenses courantes qu'elle a engagées liée à des activités de R et D exercées pour son compte. En ce sens, les derniers travaux (Parsons, 2011; OCDE, 2016) montrent que le Canada affiche des taux de subvention fiscale aux PME très élevés. La Figure 2 montre que le taux par unité marginale de R et D (tels que mesuré par l'indicateur 1 moins indice B³), qui ressort à 30 %, situe le Canada parmi les quatre premiers pays de l'OCDE.

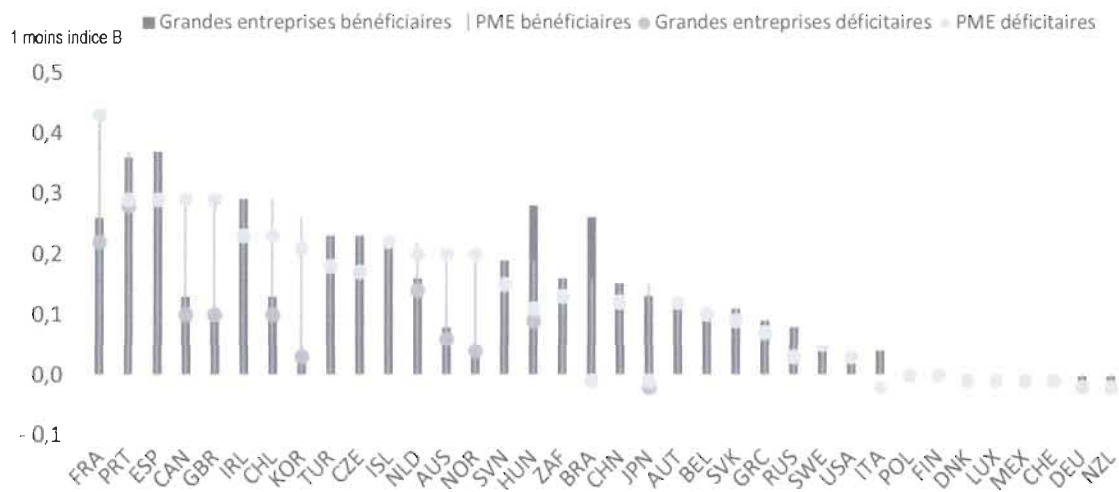


Figure 2. Taux implicite de subvention fiscale aux dépenses de R et D (2015)⁴

De plus, les provinces canadiennes apportent une aide fiscale supplémentaire. Par exemple, le Québec offre aux petites entreprises un crédit d'impôt remboursable au taux de 35 % depuis 2004 et vise principalement les salaires versés pour les activités de R et D (Polloni, 2013). Son programme est décrit comme généreux. Au regard de cette particularité, le gouvernement du Québec a décidé d'aller au-delà de la simple notion de R et D, en mettant l'accent sur le soutien à l'innovation, qui est un concept plus large (Larin, Coulombe, Grégoire et Quesnel, 2001).

³ L'indice B, une mesure du gain avant impôt nécessaire à une entreprise pour atteindre l'équilibre pour une unité monétaire marginale de dépenses en R-D (OCDE, 2013), prend en compte les provisions d'allégements fiscaux pour dériver les taux de subventions fiscales implicites (1 moins l'indice B).

⁴ Tiré de OCDE STI Scoreboard (2015).

1.2.1.2 Obstacles financiers

Lorsqu'on parle de la fiscalité des PME, on parle souvent de l'impôt sur les sociétés. Toutefois, ce n'est pas le seul impôt que les PME doivent prendre en compte.

Comme mentionné plus haut, on distingue plusieurs types d'impôts au Canada : les impôts sur les bénéfices des sociétés, les impôts sur le revenu du travail et les cotisations de sécurité sociale et les impôts sur la consommation (statistique Canada, 2019). Ces différents impôts ont des impacts différents sur les performances économiques des PME.

Dans ce sens, plusieurs recherches (OCDE, 2009; Valenduc, 2011; Rapport Godbout, 2015) sur les effets de la fiscalité (théoriques) s'accordent à dire que l'imposition sur les bénéfices des sociétés influe sur les décisions de création d'emplois des PME, et diminue leurs incitations à investir dans des activités novatrices, ayant ainsi des conséquences négatives pour leur croissance. Plus précisément, les décisions d'investissement des PME sont déterminées par le coût et la rentabilité attendue des projets d'investissement. La rentabilité après impôts d'un investissement dépend, de l'imposition des sociétés. Ainsi, un taux de l'impôt sur les sociétés plus élevé réduit l'investissement des PME, car il diminue la rentabilité après impôts de l'investissement. Ceci a des effets négatifs sur l'activité économique.

Par ailleurs, il paraît que les PME sont les principaux contributeurs à l'impôt sur les sociétés parce que contrairement aux grandes entreprises qui peuvent transférer l'incidence des impôts sur les sociétés par le biais des filiales qui sont localisées dans un pays avec des bases d'imposition faibles, les PME n'ont pas cette capacité de translation.

La question de l'incidence réelle de l'impôt sur les entreprises a été documentée dans la littérature économique. Ceci montre que les entreprises peuvent atténuer les effets

de la fiscalité en diminuant les revenus à des tiers, tels que les salariés ou les actionnaires par les dividendes (Deslauriers et al., 2017). Pour illustration au Québec, le paiement qui incombe aux entreprises de la taxe sur la masse salariale dénommée contribution au Fonds des services de santé est remis aux salariés par le biais des salaires. Ceci a des effets négatifs sur les salaires des employés.

En outre, les impôts sur le revenu du travail et les cotisations de sécurité sociale alourdissent les coûts de main-d'œuvre des PME.

Et dans une moindre mesure, les impôts sur la consommation influent aussi sur les décisions économiques des PME, car ces impôts reposent sur une large assiette fiscale.

Enfin, chacun de ces impôts est sujet à différents traitements, interprétations et allègements fiscaux, ce qui conduit à une complexité accrue de l'impôt pour les PME qui ont des moyens limités (Saint-Pierre, 1999).

1.2.1.3 Obstacles non financiers

En ce qui concerne les obstacles non financiers, les plus cités dans la littérature publique, on trouve les coûts de mise en conformité fiscale. En effet, plusieurs commentateurs jugent que ces coûts peuvent représenter un lourd fardeau fiscal pour les PME.

Parmi de nombreuses définitions des coûts de mise en conformité, celle-ci apparaît centrale :

« Les coûts de conformité sont les dépenses engagées par les particuliers, les familles et les entreprises pour se conformer à la réglementation fiscale. Il s'agit notamment du temps et des dépenses engagés par les particuliers et les entreprises pour tenir des registres appropriés, entreprendre la planification fiscale, déposer les rapports nécessaires et calculer les versements requis. Ils comprennent à la fois les frais engagés par les particuliers et les entreprises, ainsi que les honoraires

payés aux fiscalistes tels que les comptables et les avocats. Les coûts engagés par les entreprises comprennent la perception, la gestion et la remise des impôts payés par les employés (par exemple, les primes de l'assurance-emploi et des régimes de pensions du Canada / du Québec) au gouvernement, les coûts de paiement des impôts des entreprises et la fourniture d'informations fiscales aux gouvernements (état des revenus financiers gagnés, transactions, etc.) » (Vaillancourt, Clemens et Palacios, 2008).

Plusieurs études internationales reviennent sur les coûts de mise en conformité. Dans un contexte australien, Pope (1993)⁵ montre que les taxes sur les entreprises ont été régressives, avec des coûts de mise en conformité tombant d'un peu moins de deux dollars pour chaque tranche de 100 dollars de chiffre d'affaires des entreprises avec un chiffre d'affaires pouvant atteindre 5 millions de dollars par an. Aussi, il montre l'importance de la planification fiscale pour les entreprises australiennes. En effet, les coûts externes (honoraires professionnels) ont représenté environ la moitié du total coût de conformité estimée.

Dans la même perspective, Fitchner et Feldman (2013) reviennent sur le coût de la conformité fiscale dans un contexte américain. Ils montrent que la complexité du code des impôts et notamment les crédits d'impôt, afin d'éviter des charges fiscales plus élevées, ont des effets négatifs (une comptabilité plus élevée) notamment sur les petites et moyennes entreprises. Ils concluent que le coût caché de la conformité fiscale est compris entre 1,3 % et 6,1 % du PIB.

Dans un contexte canadien, Vaillancourt, Roy-César et Barros (2013), reviennent sur les coûts de mise en conformité des impôts pour la période de 2007 et 2011. Ils utilisent les données d'un sondage mené par la Fédération canadienne de l'entreprise indépendante (2007) et la Chambre de commerce du Canada (2009). La somme des divers coûts de mise en conformité fiscale en 2007 se situait entre 16,8 et 22,0 milliards de dollars, soit entre 1,1 % et 1,4 % du PIB en 2007. Les estimations pour 2011 des coûts totaux de la mise en

⁵ Basée sur les études de Pope, Fayle et Duncanson (1990) et Pope, Fayle et Chen (1991).

conformité fiscale se situaient entre 19,2 milliards de dollars et 24,8 milliards de dollars, avec une part du PIB similaire à celle de 2007. De plus, ils montrent que les coûts de mise en conformité varient selon la taille de l'entreprise (mesurée par le chiffre d'affaires de l'entreprise et le nombre d'employés à temps plein). Ils concluent que les coûts de mise en conformité fiscale sur les entreprises sont régressifs, ce qui signifie que leur charge représente une part plus importante du chiffre d'affaires des petites entreprises que pour les plus grandes. Enfin, ils montrent que plus l'entreprise est petite, plus le coût de mise en conformité fiscale par employé est élevé.

CHAPITRE 2 – REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature sur les effets de la politique fiscale sur l'activité réelle et boursière est riche. Cette section est subdivisée en deux parties. La première porte sur les études ayant examiné les effets de la politique fiscale et budgétaire sur l'activité réelle, la deuxième sur celles ayant examiné les effets de la politique fiscale et budgétaire sur l'activité boursière.

2.1 LES EFFETS DE LA POLITIQUE FISCALE ET BUDGÉTAIRE SUR L'ACTIVITÉ RÉELLE

Blanchard et Perotti (2002) ont utilisé un modèle SVAR à trois variables (dépenses, recettes, PIB réel) pour estimer les effets de la politique fiscale sur l'économie américaine. Cette étude est une référence dans la littérature économique (cité 3694 fois⁶). Les résultats ont montré qu'un choc de dépenses a un effet à court terme positif sur le PIB américain compris entre 0,9 et 1,3 pour la période de 1960 à 1997. Les auteurs ont également mis en évidence un impact néfaste sur l'investissement privé.

Deux années plus tard, Perotti (2004) a élargi le contexte d'études du modèle de Blanchard-Perotti à cinq pays (États-Unis, Allemagne, Royaume-Uni, Canada et Australie). Il a trouvé des résultats différents pour chaque pays. Pour l'Allemagne, la réponse du PIB à un choc de dépenses est équivalente à celle des États-Unis trouvés par Blanchard et Perotti (2002). Cette réponse varie entre 0,8 et 1,3 à court terme. Pour le Royaume-Uni, il conclut à un effet négatif de la politique fiscale sur le PIB. Pour les autres pays, les résultats des effets de la politique fiscale sont mineurs. Perotti (2004) a obtenu pour le Canada une réponse maximale du PIB à 0,6 à court terme.

⁶ Tiré de *Google Scholar* le 8 janvier 2020.

Par la suite, Phaneuf et Wasmer (2005) ont utilisé le modèle SVAR pour estimer les effets de la politique fiscale sur l'activité économique au Québec et au Canada. L'étude de Phaneuf et Wasmer (2005) a conclu qu'un choc de dépenses génère de l'activité économique dans le court terme, mais de façon plutôt réduite. Pour le Canada, leurs résultats sont inférieurs à ceux de Perotti (2004), ils ont obtenu une réponse du PIB égale à 0,3.

Biau et Girard (2005) ont créé un modèle SVAR à cinq variables afin d'estimer les effets de la politique fiscale en France. Leur recherche, à l'instar de Blanchard et Perotti (2002), a conclu qu'un choc de dépenses a un impact positif sur l'activité à court terme. Les auteurs ont obtenu une réponse maximale du PIB à 1,4. Biau et Girard (2005) ont également conclu que les chocs de dépenses s'estompent à partir de la deuxième année. Ces résultats sont conformes à l'analyse keynésienne.

D'autres études, dont celle de Fatas et Mihov (2001) ont montré à l'aide de la décomposition de Cholesky une corrélation positive entre les dépenses et la consommation privée pour les États-Unis. Le multiplicateur de dépenses est supérieur à une unité.

Ramey et Zubairy (2014) ont analysé la variation du multiplicateur de dépenses selon le cycle économique : le relâchement de l'économie, mesuré par le taux de chômage ou des taux d'intérêt proches de la limite inférieure à zéro. Ainsi, les auteurs ont mis en évidence trois périodes de l'histoire de guerre des États-Unis (la Première Guerre mondiale, la Seconde Guerre mondiale et la guerre de Corée). Les deux chercheurs montrent que les multiplicateurs ne sont pas importants lorsque l'économie américaine connaît un ralentissement de l'économie et des taux d'intérêt proches de la limite inférieure à zéro. Le multiplicateur des dépenses est inférieur à une unité.

Römer et Römer (2010) ont estimé un modèle narratif, tel que les discours présidentiels et les rapports du Congrès, pour identifier les effets de politique fiscale sur le PIB. Les résultats indiquent que les modifications fiscales ont des effets très importants sur la production. Ainsi, une augmentation exogène d'impôts de 1 % induit un effet multiplicateur maximal de -3 % sur le PIB réel (une fois éliminée l'influence de l'inflation).

Par ailleurs, Barro (1974) a utilisé le modèle à générations imbriquées (*Overlapping generation model*) pour vérifier le modèle keynésien. Il a montré que si un gouvernement laisse filer les dépenses publiques (financement par des émissions d'obligations d'État), cela n'aurait aucun effet sur la demande globale. Cet effet est relié aux ménages qui agiraient comme s'ils vivaient à l'infini, et par conséquent, qu'il n'y aurait pas d'effet net de richesse sur les obligations d'État, tant qu'il existerait une chaîne de transfert intergénérationnel qui relierait la génération courante à la génération future.

En définitive, on constate que les estimations fondées sur l'approche SVAR ont tendance à conforter l'analyse keynésienne qui prédit une relation positive entre la consommation et l'investissement privé et une hausse des dépenses. En revanche, on voit que le modèle à générations imbriquées valide la vision ricardienne.

2.2 LES EFFETS DE LA POLITIQUE FISCALE ET BUDGÉTAIRE SUR L'ACTIVITÉ BOURSIÈRE

L'étude des marchés boursiers a fait l'objet d'une littérature économique et financière abondante (Fama, 1970; Hancock, 1989; Ewing, 1998). Au cours des années 1970, ces études se sont concentrées sur l'hypothèse de l'efficacité des marchés. Depuis les années 2000, on trouve une littérature (plus récente) qui a pour objet d'études l'impact

de la politique fiscale sur les rendements boursiers (actions d'entreprise et obligations d'État).

Par l'approche méthodologique fondée sur les vecteurs autorégressifs (VAR), Darrat (1988) a été pionnier sur l'étude des effets de la politique fiscale sur les rendements boursiers. Il a utilisé le déficit budgétaire pour mesurer les actions de la politique fiscale au Canada sur une période allant de 1960 jusqu'à 1984. Il a constaté que le déficit budgétaire avait un effet négatif sur le rendement des actions. En outre, ses résultats sont confortés dans une étude ultérieure (Darrat, 1990).

Considérons les observations de Darrat (1988), Ewing (1998) a examiné si le déficit du budget fédéral impacte les prix des actions par pays (Australie et France). L'auteur montre les effets de la politique fiscale, comme mesurés par l'importance du déficit budgétaire fédéral passé, exerce une influence significative sur les changements de taux d'intérêt.

À l'inverse de Darrat (1988), Boothe et Reid (1989) ont montré que les déficits budgétaires importent peu sur le rendement des actions. Ainsi, leurs résultats empiriques pour le Canada valident l'hypothèse de l'équivalence ricardienne.

Quelques années plus tard, Tavares et Valkanov (2001) analysent l'effet des impôts et des dépenses sur les rendements trimestriels du marché des actions (et des obligations d'État) aux États-Unis entre 1960 et 2000. Ils constatent qu'une augmentation de la part des recettes fiscales dans le PIB a un effet négatif immédiat, en réduisant les rendements des actions attendues de 4 % à 9 % par trimestre et par an. Puis, une augmentation des dépenses (en pourcentage du PIB) a un effet positif, mais statistiquement non significatif sur les rendements attendus des actions. Également, ils observent les investissements publics potentiellement productifs – peuvent avoir des effets

de contreponds conduisant à un effet à long terme non significatif des dépenses sur les rendements du marché.

Arin et al. (2009) ont examiné la réaction des marchés boursiers à de nouvelles taxes en matière de politique fiscale des pays composant le G3 (États-Unis, Japon et Allemagne). Ils observent que les taxes n'expriment pas la même influence sur les rendements. Ils observent que les impôts indirects (ex. : taxe sur les biens et services) et sur le travail ont des effets négatifs importants sur les rendements des marchés, mais que l'impôt sur les sociétés n'apporte aucune réponse significative. Ils observent également que face à l'augmentation des obligations en matière d'impôt sur les sociétés, une grande entreprise est capable d'annuler les effets sur son rendement en actions par passage au financement obligataire. En ce sens, les entreprises adoptent un comportement ricardien.

Laopodis (2009) a examiné empiriquement l'étendue de la relation entre la politique fiscale des États-Unis et le comportement des marchés boursiers pour la période comprise entre 1968 et 2005. Les résultats impliquent que les déficits budgétaires croissants déprécient les rendements boursiers des grandes entreprises incluses sous l'indice S&P500 et de manière significative.

Les recherches d'Afonso et Sousa (2011) ont analysé la réaction des différents marchés d'actifs (marchés du logement et des marchés financiers) aux chocs de politiques fiscales. Ils indiquent que les chocs de dépenses publiques ont un effet positif et persistant sur le PIB aux États-Unis et au Royaume-Uni (avec un multiplicateur budgétaire d'environ 0,2-0,3 %). Enfin, les chocs de dépenses publiques jouent un rôle mineur sur le secteur financier (prix des actions) aux États-Unis et en Allemagne et augmentent la volatilité des prix des actions au Royaume-Uni.

Agnello et Sousa (2013) montrent également qu'un choc de politique budgétaire a un impact négatif à la fois sur le prix des actions et le prix du logement.

Par l'approche méthodologique fondée sur les vecteurs autorégressifs structurels (SVAR), Chatziantoniou et al. (2013) ont étudié les effets des chocs de politique fiscale (et monétaire) sur la performance des marchés boursiers en Allemagne, au Royaume-Uni et aux États-Unis entre 1991 et 2010. La politique budgétaire affecte directement l'évolution du marché britannique. En ce qui concerne l'Allemagne, les preuves empiriques montrent que la politique fiscale a un effet indirect sur le DAX 30 par le canal des taux d'intérêt. En revanche, le Dow Jones ne semble pas recevoir d'influence directe de la politique fiscale américaine.

Ensuite, sous une approche narrative, Fischer et Peters (2010) ont identifié des chocs de dépenses du gouvernement avec des innovations statistiques sur les rendements excédentaires accumulés par les grands contractants de l'armée américaine. Ils ont estimé les réponses dynamiques de la production, des heures, de la consommation et des salaires réels à un choc de dépenses publiques. Ils montrent un impact positif de dépenses du gouvernement associé à une augmentation de dépenses militaires d'environ 1,5 sur un horizon de 5 ans.

Dissanayake (2019) a identifié les différences entre les cycles politiques en ce qui concerne la réponse à moyen terme de la croissance de la consommation et de l'investissement résidentiel à un choc fiscal. Il exploite notamment des mesures narratives suivant Römer et Römer (2010) pour identifier l'hétérogénéité de sensibilité des industries⁷ vis-à-vis de l'actualité fiscale. Il montre que les répercussions des chocs d'impôts sur le revenu et les prix des actifs sont asymétriques tout au long du cycle politique partisan. La réponse à moyen terme de la consommation et de l'investissement résidentiel est insignifiante sous l'administration démocrate. En revanche, pendant les administrations publiques républicaines, la consommation et les investissements résidentiels ont sensiblement augmenté.

⁷ cotées sous les indices NYSE et AMEX

Enfin, Da et al. (2013) montrent à l'aide d'une régression qui s'inspire de Fama-MacBeth, que la politique fiscale contra cyclique au niveau des États-Unis, réduit le rendement moyen des actions provenant du CRSP en lissant la consommation. En outre, les auteurs concluent que la variation des mesures fiscales peut expliquer la variation des rendements de 1,5 % à 2,5 % par an.

En résumé, à l'exception des travaux de Boothe et Reid (1989), les résultats empiriques présentés dans le tableau 3 réfutent majoritairement l'hypothèse de l'équivalence ricardienne. Cependant, il s'avère important d'apporter des preuves supplémentaires au débat sur les effets de la politique fiscale sur le rendement boursier des entreprises. De plus, l'estimation fondée sur le modèle SVAR des effets de la politique fiscale sur les rendements boursiers et en particulier sur les petites et moyennes capitalisations est très peu répandue, alors même que cette approche méthodologique permet d'obtenir des résultats plus précis et est facile à interpréter.

Tableau 3. Études analysant l'impact de la politique fiscale sur le rendement boursier

Auteurs	Approche méthodologique	Période	Variables	Résultats
Boothe et Reid (1989)	Approche de Plosser	1968:1 1984:3	Déficits budgétaires	Non significatif
Tavares et Valkanov (2001)	Approche autorégressive (VAR)	1960 à 2000	Recettes fiscales	Négatif (-)
			Dépenses	Positif (+) Non significatif
Laopodis (2009)	Approche autorégressif (VAR)	1968 à 2005	Déficits budgétaires	Négatif (-) Significatif*
Fischer et Peters (2010)	Approche narrative	1958 à 2007	Dépenses	Positif (+) Significatif*
Da, Warachka et Yun (2013)	Régression Fama-MacBeth	1976 à 2008	Politique contra-cyclique	Négatif (-) Significatif*
Chatziantoniou, Duffy et Filis (2013)	Approche autorégressif (SVAR)	1991:1 2010:4	Dépenses	Négatif (-) Peu significatif
Dissanayake (2019)	Cycle politique	1967 à 2018	Les impôts sur le revenu	Non significatif (démocrates) Peu significatif (républicains)

+ : effet positif

- : effet négatif

* : statistiquement significatif

CHAPITRE 3 – CADRE MÉTHODOLOGIQUE

La troisième partie de ce travail consiste à préciser la méthodologie de recherche qui sera utilisée. Il s'agit de présenter le modèle vectoriel autorégressif (VAR), et puis nous détaillerons sa forme structurelle, à savoir le modèle SVAR.

3.1 LE MODÈLE VAR

Christopher Sims, prix Nobel d'économie 2011, a mis au point le modèle VAR au début des années 1980 pour analyser les effets sur l'économie des modifications temporaires de la politique économique. Il propose d'utiliser un modèle statistique dynamique et non contraint, comme alternative aux grands modèles macro économétrique de l'époque, notamment le Modèle IS-LM (Gossé et Guillaumin, 2013) et afin de permettre une meilleure prévision sur l'activité économique.

3.1.1 Présentation générale du modèle VAR

Sims (1989) fait la distinction entre la forme réduite et structurelle du modèle VAR. Une forme réduite exprime chaque variable sous forme de fonction linéaire de ses propres valeurs passées, les valeurs passées de toutes les autres variables étant prises en compte (Stock et Watson, 2001).

Il propose un modèle qui n'exclut aucune contrainte *à priori* d'une variable dans les différentes équations du système. De même, il n'existe pas de contrainte interéquations portant sur les paramètres du modèle. Les deux seules contraintes *à priori* sont les variables retenues et le nombre de retards p .

Un modèle VAR qui suppose N variables macroéconomiques, avec p le nombre de retards est représenté comme suit :

$$Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \Phi_2 Y_{t-2} + \dots + \Phi_p Y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

$$\text{avec : } Y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ \vdots \\ y_{Nt} \end{bmatrix} \quad \Phi_0 = \begin{bmatrix} a_1^0 \\ \vdots \\ a_N^0 \end{bmatrix} \quad \Phi_p = \begin{bmatrix} a_{1p}^1 & a_{1p}^2 & \dots & a_{1p}^N \\ \vdots & \vdots & & \vdots \\ a_{Np}^1 & a_{Np}^2 & \dots & a_{Np}^N \end{bmatrix}$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ \vdots \\ u_{Nt} \end{bmatrix}$$

Ainsi, l'équation (1) peut se réécrire :

$$(I - \Phi_1 L - \Phi_2 L^2 - \dots - \Phi_p L^p) Y_t = \Phi_0 + u_t \quad (2)$$

avec I la matrice identité, L l'opérateur retard, $\Phi(L) = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i L^i$ et où u_t satisfait les propriétés d'un bruit blanc, que l'on peut, à son tour, réécrire de la façon suivante :

$$\Phi(L) Y_t = \Phi_0 + u_t \quad (3)$$

L'équation (3) est la forme réduite du modèle VAR.

Notons que, l'estimation d'un tel modèle peut se faire à l'aide de la méthode simple des moindres carrés ordinaires (Monfort, 1992; Borbonnais, 2015).

3.1.2 Stationnarité des variables du modèle VAR

Une première étape importante pour arriver au modèle est d'assurer que les variables du modèle sont stationnaires. L'idée de base de la stationnarité est que les lois probabilistes qui régissent le comportement du processus ne changent pas avec le temps (Cryer et Kellet, 1991).

Ainsi, des tests existent pour obtenir la stationnarité de séries temporelles. Par exemple, les recherches de Ewing (1998) et Laopodis (2009) ont utilisé les tests de Dickey et Fuller Augmentés et Dickey et Fuller simples.

3.1.3 Écriture moyenne mobile (VMA)

Une étape importante de la représentation VAR est "l'inversion" du VAR "canonique, conduisant à l'écriture moyenne mobile, canonique ou structurelle (Bruneau et De Brandt, 1999). Un modèle VAR a une représentation VMA (∞). Le modèle sous cette forme va permettre de mesurer l'impact sur les valeurs présentes d'une variation des innovations (ou des chocs) μ_{1t} et de μ_{2t} . Soit la représentation VAR(p) stationnaire écrite dans l'équation (1).

Sa représentation VMA (∞) est donnée par :

$$Y_t = v + \mu_t + M_1\mu_{t-1} + M_2\mu_{t-2} + \dots = v + \sum_{i=0}^{\infty} M_i\mu_{t-i}. \quad (4)$$

$$v = (I - \Phi_1 - \Phi_2 - \dots - \Phi_p) \times \Phi_0 ; M_i = \sum_{j=0}^{\min(p,i)} \Phi_j M_{i-j} \quad (5)$$

Sous cette forme, la matrice M apparait comme un « multiplicateur d'impact », c'est-à-dire que c'est au travers de cette matrice qu'un choc se répercute tout le long du processus (Bourbonnais, 2015). Une variation à un instant donné t de μ_t affecte toutes les

valeurs suivantes de Y_t , l'effet d'un choc (ou d'une innovation) est donc permanent et va en s'amortissant.

3.1.4 Sélection du nombre de retards (p)

Le choix du nombre p de retards est une étape déterminante dans le processus d'estimation du modèle VAR. En ce sens, des critères ont été développés pour ne pas sélectionner le nombre de retards de manière aléatoire : les critères de Akaike et de Schwarz (Bourbonnais, 2015).

La procédure consiste à estimer des retards allant de 0 à h_{\max} , où h_{\max} est le nombre maximum de retards inclus en se fondant sur une théorie économique, un article scientifique de référence ou même parfois une simple intuition économique. Alors, on retient le nombre p de retards qui minimise les critères AIC ou SC, lesquels sont définis comme suit :

$$AIC(p) = \ln |\det(\Sigma\mu)| + \frac{2 \times N^2 \times p}{n} \quad (6)$$

$$SC(p) = \ln |\det(\Sigma\mu)| + \frac{N^2 \times p \times \ln(n)}{n}$$

avec : N = nombre de variables du système; n = nombre d'observations; p = nombre de retards; $\Sigma\mu$ = matrice des variances covariances des résidus du modèle.

3.2 FORME STRUCTURELLE DU MODÈLE VAR (SVAR)

3.2.1 Définition

La représentation SVAR est la forme structurelle du modèle VAR. L'un des intérêts de la représentation VAR structurelle est de cibler plus précisément la question économique que l'on veut traiter (Bruneau et De Brandt, 1999). En effet, les modèles SVAR permettent d'introduire une méthode d'identification dans laquelle les restrictions sur les interactions entre variables sont non récursives. Dans ce cas, le schéma d'identification repose sur des restrictions issues de la théorie économique. Toutefois, de nombreuses critiques ont été adressées sur le caractère a-théorique du modèle VAR (Gossé et Guillaumin, 2011; Kuma, 2018). Pour répondre à cette critique, dans un VAR structurel, la théorie économique peut spécifier les liens de dépendance, ou au contraire d'indépendance, instantanés entre telle et telle variable. Elle peut aussi préciser les relations de causalité qui les relient (Colletaz, 2019).

Si l'on omet la possible présence de variables exogènes et de termes déterministes, l'écriture générale d'un VAR structurel est la suivante :

$$Ay_t = B(L)y_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

Où

- les ε_t sont qualifiés de chocs structurels et constituent un bruit blanc vectoriel de matrice de variance-covariance Σ_ε diagonale;
- la matrice A possède généralement des 1 sur sa diagonale afin d'identifier la variable expliquée de chaque équation, et contient les opposés des coefficients des relations instantanées entre les y .

Pour illustration, les équations d'un VAR structurel, ou SVAR, sur deux variables y_{1t} et y_{2t} :

$$y_{1t} = a_1 y_{2t} + b_{11} y_{1t-1} + b_{12} y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (8)$$

$$y_{2t} = a_2 y_{1t} + b_{21} y_{1t-1} + b_{22} y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (9)$$

On notera la présence de l'explicative y_{2t} (resp. y_{1t}) dans l'équation de y_{1t} (resp. y_{2t}). Cette présence des autres y contemporaines de l'expliquée dans chaque équation explique que les dépendances instantanées entre ces variables n'aient plus besoin d'être saisies par des covariances non nulles des ε_i entre eux. On peut ici imposer l'orthogonalité des chocs structurels. Dans ces écritures ε_{ji} représente bien le choc affère à la $j^{\text{ème}}$ variable du système.

Sous forme matricielle, les deux équations précédentes possèdent bien l'écriture (7) avec

$$A = \begin{pmatrix} 1 & -a_1 \\ -a_2 & 1 \end{pmatrix}, \quad \Phi(L) = \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \Sigma_\varepsilon = \begin{pmatrix} \sigma_{\varepsilon 1}^2 & 0 \\ 0 & \sigma_{\varepsilon 2}^2 \end{pmatrix}$$

3.2.2 Estimation d'un modèle SVAR

Pour parvenir à la représentation structurelle, il suffit d'une part de repartir de la forme réduite du modèle VAR issu de l'équation (3), d'autre part d'imposer des restrictions à l'aide de la décomposition de Cholesky.

3.2.2.1 Repartir de la forme réduite du modèle VAR

Cette représentation est obtenue en multipliant chacun des termes de la représentation donnée par l'équation (7) par l'inverse de la matrice A , notée A^{-1} . Le modèle (7) s'écrit alors :

$$A^{-1} A Y_t = A^{-1} \Gamma_0 + A^{-1} \Gamma_1 Y_{t-1} + A^{-1} \varepsilon_t, \quad (10)$$

Sachant que $\Phi_0 = A^{-1} \Gamma_0$, $\Phi_I = A^{-1} \Gamma_I$ et $\mu_t = A^{-1} \varepsilon_t$

On obtient alors : $Y_t = \Phi_0 + \Phi_1 Y_{t-1} + \mu_t$

À partir de l'équation (10), on remarque que :

- Le niveau de $y_{1,t}$ (respectivement $y_{2,t}$) ne dépend plus directement de $y_{2,t}$ (respectivement $y_{1,t}$), mais de ses valeurs passées;
- Les innovations de la forme réduite ($\mu_{1,t}$ et $\mu_{2,t}$) sont fonction des innovations structurelles ($\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$) même si ces dernières respectent les propriétés d'un bruit blanc.

Le problème qui réside dans la forme réduite est que les résidus u_t ne sont pas, orthogonaux ce qui rend difficile, voire dénué de tout sens, de les interpréter comme des chocs structurels. Le modèle VAR structurel permet une telle interprétation grâce à la méthode de décomposition des chocs.

L'orthogonalisation nécessaire des résidus canoniques qui consiste à obtenir des impulsions qui à chaque instant sont non corrélées peut être obtenue de manière conventionnelle en effectuant une décomposition de Cholesky (processus de trigonalisation) de la variance des innovations canoniques.

3.2.2.2 La décomposition de Cholesky

La décomposition de Cholesky est une méthode statistique qui permet d'imposer des restrictions dans le modèle SVAR. Décomposer la matrice de variance-covariance selon la méthode de Cholesky revient à supposer que la matrice de passage, des innovations canoniques aux innovations structurelles, est triangulaire inférieure, telle que

$$AA' = \Sigma \text{ (décomposition de Cholesky)} \quad (11)$$

La décomposition de Cholesky s'écrit sous la forme suivante : $\begin{pmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{12} & c_{22} \end{pmatrix}$

$$\begin{pmatrix} c_{11} & 0 \\ c_{12} & c_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12} \\ 0 & c_{22} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_u^2 & \sigma_{u,v} \\ \sigma_{u,v} & \sigma_v^2 \end{pmatrix} \quad (12)$$

Les solutions pour c_{11}, c_{12}, c_{13} existent toujours et elles sont

$$\begin{aligned} c_{11} &= \sqrt{\sigma_u^2} \\ c_{12} &= \frac{\sigma_{u,v}}{\sqrt{\sigma_u^2}} \\ c_{22} &= \sqrt{\sigma_v^2} - \frac{\sigma_{u,v}^2}{\sigma_u^2} \end{aligned} \quad (13)$$

Ainsi, la décomposition de Cholesky permettra d'identifier les coefficients de la forme structurelle à partir des coefficients de la forme réduite du VAR, et ce, en imposant une restriction dans le modèle structurel. Cependant, cette méthode de décomposition ne s'appuie sur aucun *à priori* économique et nécessite que les séries intégrées dans le modèle VAR soient rangées de la plus exogène à la plus endogène (Gossé et Guillaumin, 2013).

3.3 OUTILS DE LA MODÉLISATION VAR

Les fonctions de réponses dynamiques (3.3.1) et les décompositions de la variance de l'erreur de prévision (3.3.2) sont deux outils traditionnels de la modélisation VAR.

3.3.1 Les fonctions de réponses dynamiques

C'est un outil qui permet de préciser l'impact d'un choc exogène sur les valeurs contemporaines et futures des variables constituant le VAR (Colletaz, 2019). Celle-ci consistant à observer la réaction des autres variables du modèle à la suite des variations (chocs) sur une variable (innovation) du système (Kuma, 2018). La méthodologie SVAR permet une meilleure interprétation des résultats (Phaneuf et Wasmer, 2005). En effet, la méthodologie SVAR se distingue de la simple approche autorégressive (VAR) par

l'hypothèse que les innovations structurelles sont orthogonales, c'est-à-dire les innovations ne sont pas corrélées (Gottschalk, 2001). Pour estimer les fonctions de réponse, il convient de considérer l'écriture moyenne mobile (VMA) du VAR (équation 5). Cette équation représente la variation de Y_{1t} et Y_{2t} en fonction des chocs μ_{1t} et μ_{2t} . Cependant, dans ce modèle les chocs sont corrélés. Pour éluder ce problème, on a recours à la forme structurelle du modèle VAR (SVAR), pour réécrire l'équation Y_{1t} et Y_{2t} en fonction des chocs structurels ε_{1t} et ε_{2t} .

L'écriture moyenne mobile du modèle SVAR, est la suivante :

$$Y_{t-v} = \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (14)$$

Les éléments de Φ_i représentent les effets des chocs unitaires dans les variables du système après i périodes. Ils s'appellent réponses dynamiques ou multiplicateurs dynamiques. Par ailleurs, l'analyse économique des fonctions de réponse n'a de sens que mise en regard du degré de précision de l'estimation. Donc, l'étape suivante de l'analyse est de déterminer l'intervalle de confiance (Bruneau et De Brandt, 1999).

3.3.2 Les décompositions de la variance de l'erreur de prévision

De l'écriture moyenne mobile (structurelle) précédente, et en supposant que les chocs sont indépendants, on déduit la variance de l'erreur de prévision (Bruneau et De Brandt, 1999). Grâce à la décomposition de la variance de l'erreur de prévision, la modélisation Var structurelle permet d'évaluer la part moyenne d'un choc structurel donné dans la dynamique (variation) des variables (Kuma, 2018). On peut écrire la variance de l'erreur de prévision à un horizon h en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables; il suffit ensuite de rapporter chacune de ces variances à la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage (Bourbonnais, 2015).

La variance de l'erreur de prévision pour Y_{t+h} peut s'écrire :

$$\sigma_{y1}^2(h) = \sigma_{\varepsilon 1}^2 [m_{11}^2(0) + m_{11}^2(1) + \dots + m_{11}^2(h-1)] + \sigma_{\varepsilon 2}^2 [m_{22}^2(0) + m_{22}^2(1) + \dots + m_{22}^2(h-1)] \quad (15)$$

Où les m_{ij} sont les termes de la matrice M .

À l'horizon h , la décomposition de la variance, en pourcentage, des propres innovations de Y_{1t} sur Y_{1t} , est donnée par :

$$\frac{\sigma_{\varepsilon 1}^2 [m_{11}^2(0) + m_{11}^2(1) + \dots + m_{11}^2(h-1)]}{\sigma_{y1}^2(h)} \quad (16)$$

Et la décomposition de la variance, en pourcentage, des innovations de Y_{1t} sur Y_{2t} , est donnée par :

$$\frac{\sigma_{\varepsilon 2}^2 [m_{22}^2(0) + m_{22}^2(1) + \dots + m_{22}^2(h-1)]}{\sigma_{y1}^2(h)} \quad (17)$$

L'interprétation des résultats de la décomposition de la variance d'erreur est importante et réalisée de la façon suivante : si un choc sur ε_{1t} n'affecte pas la variance de l'erreur de Y_{2t} quel que soit l'horizon de prévision, alors Y_{2t} peut être considéré comme exogène, car Y_{2t} évolue indépendamment de ε_{1t} . Dans le cas inverse, si un choc sur ε_{1t} affecte fortement – voire totalement – la variance de l'erreur de Y_{2t} , alors Y_{2t} est considéré comme endogène.

CHAPITRE 4 - LES RÉSULTATS ET LA DISCUSSION

Ce chapitre consiste à présenter les résultats de notre recherche. Nous commençons ce chapitre avec la définition des variables et sources des données. Ensuite, on présentera une analyse descriptive pour mettre l'accent sur la dynamique sous-jacente des variables de notre modèle. Enfin, nous allons décrire et interpréter les résultats empiriques de notre estimation d'un modèle SVAR, à savoir le choix de nombre de retards optimal, les fonctions de réponses dynamiques, et enfin la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

4.1 DÉFINITION ET SOURCES DES DONNÉES

Les variables à considérer dans notre modèle SVAR sont au nombre de 4 à savoir :

$$Z_t [G_t, Y_t, T_t, R_t]',$$

Où Z_t est le vecteur de variables G_t , les dépenses publiques, Y_t , le produit intérieur brut réel, T_t , les taxes, et R_t , représentent les rendements boursiers réels. Le tableau 4 présente plus en détail (définition et source de données) les variables de notre étude.

Notre modèle consiste à estimer la réaction de l'indice S&P/TSX *SmallCap*. Les estimations sont menées sur des données trimestrielles sur la période 2002:02 à 2019:04, soit 71 observations. De plus, une variable factice (*dummy*) pour chaque trimestre est imposée. Cette variable *dummy* prend la valeur 1 aux dates de récession de l'économie soit $t = \{2008:4, 2009:2\}$, et la valeur 0 autrement.

Tableau 4.Description des variables

Variable	Définition	Source de données
Les dépenses publiques (G_t)	Les dépenses sont définies comme la somme des dépenses des administrations publiques (administrations fédérales, provinciales et locales). Les dépenses réelles du gouvernement sont déflatées avec le même délateur du PIB et exprimées en K/dollars.	-Statistique Canada Ces données sont disponibles dans le tableau 36-10-0477-01.
Le PIB (Y_t)	Le produit intérieur brut exprime l'activité économique réelle. Les données sont trimestrielles, en termes de dépenses, en M/dollars enchaînés (2012).	-Statistique Canada Ces données sont disponibles dans le tableau 36-10-0104-01
Les taxes (T_t)	Les taxes sont définies comme les recettes totales du gouvernement (net de transfert). Les taxes réelles du gouvernement sont déflatées avec le délateur du PIB et exprimées en K/dollars.	-Statistique Canada Ces données sont disponibles dans le tableau 36-10-0477-01.
Les rendements boursiers (R_t)	Les rendements boursiers correspondent aux variations du niveau de l'indice global (calculé à partir de séries journalières en utilisant les valeurs de fin de période pour obtenir la valeur du rendement global de l'indice) des actions à petites capitalisations cotées sous l'indice S&P/TSX <i>Smallcap</i> (^TX20). Les rendements réels sont déflatés avec le délateur du PIB et exprimés en pourcentage (%).	https://www.tmxmoney.com

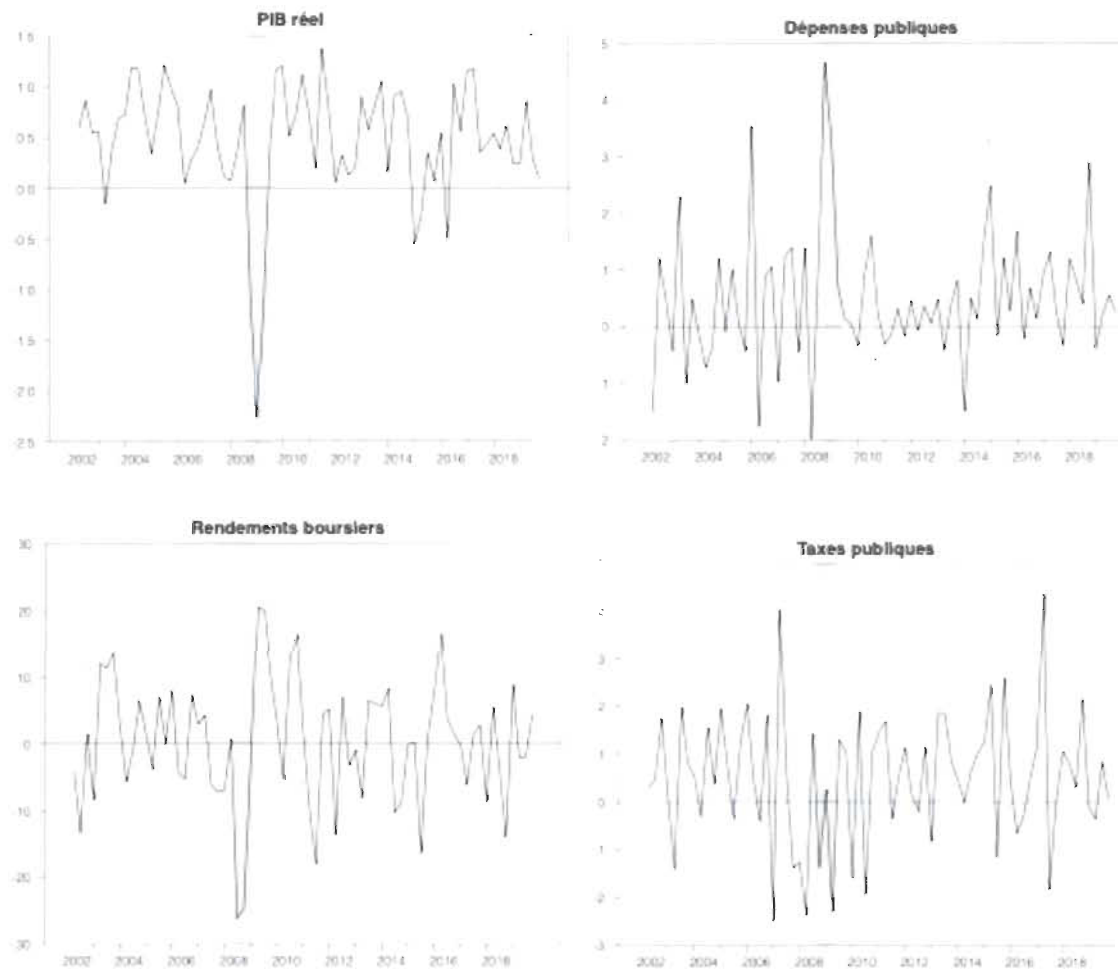
4.2 ANALYSES DESCRIPTIVES

La figure 3 ci-dessous, illustre le comportement des variables pour le Canada sur un échantillon large de 2002:2 à 2019:4. Ces séries affichent quelques variations trimestrielles extrêmement importantes du PIB réel, des rendements boursiers, des dépenses publiques et des taxes du gouvernement. Il y a un changement particulièrement frappant entre 2008 et 2009 (la récession se démarque). Le taux de croissance du PIB réel a été positif, mais moindre que la croissance des taxes et dépenses. On constate que la récession se démarque avec la diminution en 2008:4 d'environ 1,16 %, suivi d'une nouvelle diminution en 2009:1 d'environ 2,26 %.

Parmi les statistiques du tableau 5, il est important de discuter de la signification de la colonne 3. Plus précisément, il paraît que le marché financier est plus volatile que le cycle économique, ce qui est plausible et intuitif économiquement. Ce résultat a été documenté par des études antérieures (Frait et Komárková, 2010; Kanaraj et Singh, 2012). Pour le tableau 6, il semble que le marché financier et le cycle économique sont positivement corrélés. Puis, on constate que les dépenses publiques et la croissance du PIB réel sont négativement corrélées. Cela est très important, car ça montre que la politique budgétaire est contra-cyclique. Et puis, les taxes augmentent lorsque le cycle économique est favorable, et somme toute ça implique que le solde budgétaire est positivement corrélé avec le taux de croissance du PIB réel. Ainsi, le contexte budgétaire canadien est procyclique, ce qui est conforme aux prescriptions keynésiennes.

À la lumière des autocorrélations, il semble que les données économiques sont plus persistantes que les données financières, plus précisément, ils sont supérieurs à 90 % à un horizon trimestriel alors qu'ils s'établissent qu'à 28 % pour les rendements boursiers, en ce sens on constate que le cycle économique est plus persistant que le cycle financier, et ceci a été documenté par Fama (1990) et Schwert (1990).

Figure 3. Le taux de croissance des variables pour le Canada



Note : les zones ombrées correspondent aux récessions canadiennes.

Tableau 5. Données descriptives

	Obs	Moyenne	Écart type	Autocorrélations 2002:02-2019:04									
				1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
G_t	71	0,49	1,16	0,95	0,90	0,86	0,81	0,77	0,72	0,68	0,64	0,60	0,55
Y_t	71	0,47	0,60	0,95	0,90	0,85	0,80	0,76	0,70	0,66	0,61	0,56	0,52
T_t	71	0,50	1,36	0,94	0,90	0,84	0,80	0,73	0,68	0,63	0,58	0,53	0,48
R_t	71	0,18	9,39	0,28	-0,10	-0,18	-0,11	0,01	-0,09	-0,22	-0,23	-0,03	0,04

R: rendement boursier, G: dépenses des administrations, T: taxes des administrations, Y: taux de croissance du PIB réel.

Tableau 6. Corrélation entre les variables

	G_t	Y_t	T_t	$T_t - G_t$	R_t
G_t		-0,328	0,099		
Y_t	-0,328		0,205	0,110	0,001
T_t	0,099	0,205			
$T_t - G_t$		0,110			
R_t		0,001			

T-G: solde budgétaire.

4.3 CHOIX DU NOMBRE OPTIMAL DE RETARDS POUR LE MODÈLE SVAR

Comme discuté dans la section 3.1.4, une étape préliminaire dans l'estimation d'un modèle SVAR, est d'estimer le nombre de retards optimal à considérer. Pour ce faire, nous utilisons les critères d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC). Les résultats associés à ces critères se trouvent dans le tableau 7.

Tableau 7.Choix du nombre optimal de retards

Nombre de retards	Fonction (AIC)	Fonction (SC)
0	-3.593112	-3.457438
1	-12.231963	-11.601624*
2	-12.616116*	-11.581330
3	-12.107938	-10.781597
4	-11.629553	-10.155511
5	-11.490858	-10.056397
6	-10.435954	-9.291222
7	-9.067702	-8.557389
8	-7.694865	-8.312717
9	-5.161622	-7.650857
10	-2.081988	-7.637397

C'est tout à fait pertinent que le critère Akaike (AIC) propose plus de retard que le critère Schwarz, pour la simple raison c'est que la pénalité appliquée par Akaike pour chaque retard additionnel est égale à 2, alors que la pénalité appliquée par Schwarz à chaque retard additionnel est $\ln(N)$ voir (l'équation 6). Par ailleurs, Lütkepohl (1985) conclut dans une étude comparative que SC estime correctement la longueur de retard plus fréquemment que les autres critères dans la modélisation VAR et c'est ce que nous allons faire dans ce mémoire.

4.4 ESTIMATION DU MODÈLE SVAR ET FONCTIONS DE RÉPONSES DYNAMIQUES

Comme discuté dans la section 3.2.2, il faut imposer des restrictions dans le modèle SVAR. Afin de mesurer les effets de chocs de dépenses publiques et de taxes sur les rendements boursiers, il faut d'abord identifier ces chocs. Pour ce faire, on doit procéder à la décomposition de Cholesky comme discuté dans la section 3.2.2.2.

Intuitivement, cette décomposition consiste à établir un ordonnancement, en débutant par la variable la plus prédéterminée pour terminer avec la variable la plus exogène. En considérant l'ordonnancement que Blanchard et Perotti (2002) ont utilisé, on sait que les dépenses publiques sont déjà votées à l'avance (au mois de mars au Canada). La variable dépenses publiques est donc la plus prédéterminée. Compte tenu des dépenses mises en œuvre, si l'on a de bonnes ou mauvaises dépenses cela va avoir un effet en premier sur l'activité économique. Suivant la réaction de l'activité économique, l'assiette fiscale peut augmenter comme elle peut baisser.

Notre travail consiste à analyser la réaction des rendements boursiers à des décisions prises par le gouvernement. Alors, on part de l'hypothèse que les rendements boursiers réagissent aux décisions prises par le gouvernement en ce qui concerne les dépenses et les taxes de l'État.

Dans le cadre de notre mémoire, en suivant Blanchard et Perotti (2002), nous adoptons l'ordonnancement suivant :

$$\begin{bmatrix} G_t \\ Y_t \\ T_t \\ R_t \end{bmatrix}$$

- La première variable dans cet ordonnancement indique que les dépenses publiques ne répondent qu'à elles-mêmes. Un choc de dépenses publiques ne fait que varier les dépenses.
- La deuxième variable dans cet ordonnancement indique que le PIB réel réagit à des chocs spécifiques et en plus des chocs sur les dépenses publiques. En ce sens, on considère que le PIB est moins prédéterminé par rapport aux dépenses publiques.
- La troisième variable dans cet ordonnancement indique que les taxes réagissent à des chocs spécifiques en plus de réagir au cycle économique et aux dépenses de l'État.
- Finalement, la quatrième variable dans cet ordonnancement indique que les rendements boursiers, c'est la variable la plus exogène, et s'expliquent par des chocs spécifiques et aux dépenses de l'État, aux taxes de l'État et au PIB réel.

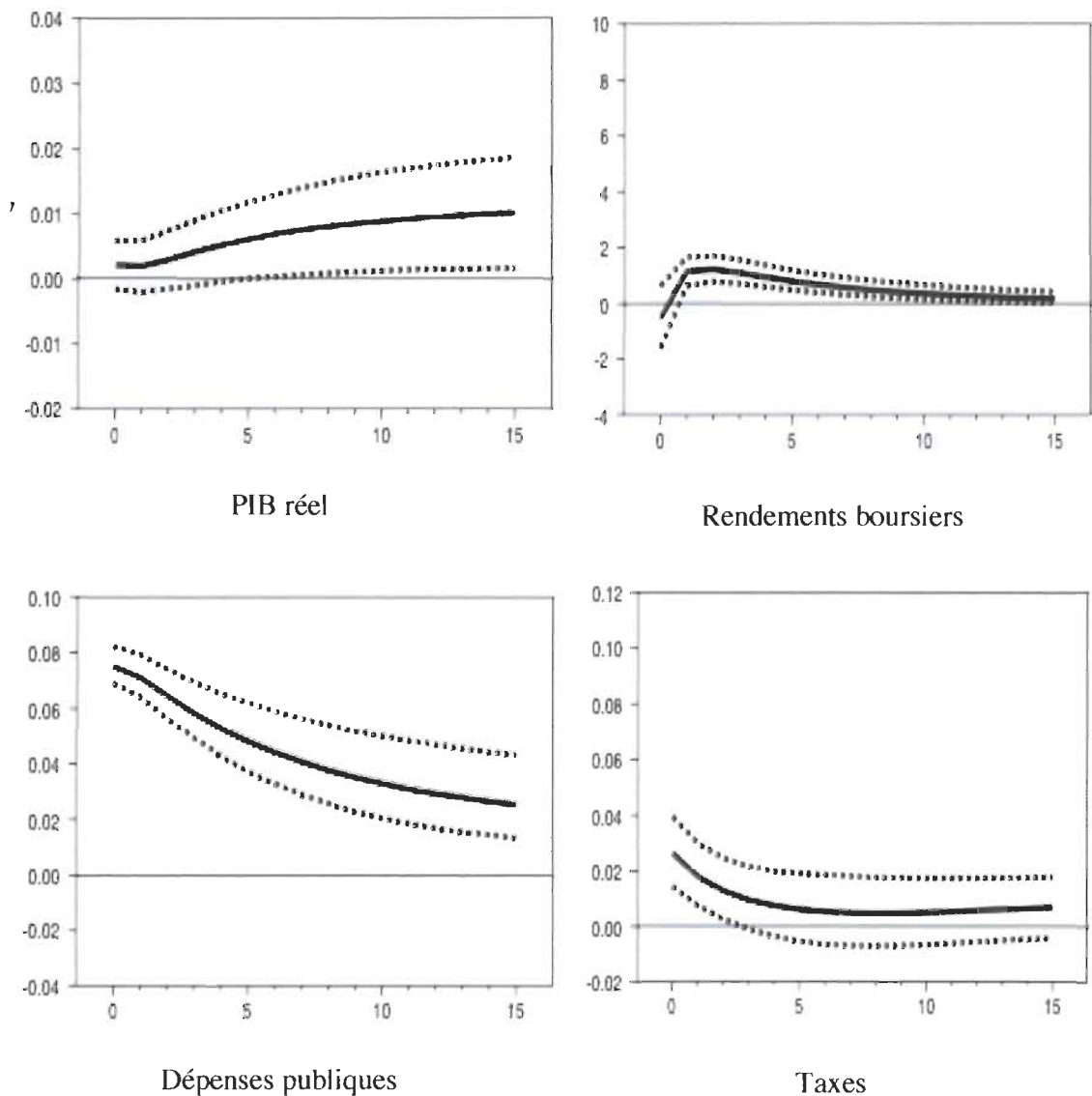
Dès lors, nous analysons la réponse dynamique de variables macroéconomiques (G, Y, T) et la réponse financière (R) aux dépenses publiques et aux taxes en utilisant des fonctions de réponse dynamiques. Nous utilisons deux intervalles de confiance d'écart type des simulations de Monte-Carlo basée sur 4000 tirages⁸, pour déterminer la signification statistique des réponses.

La figure 4 illustre la réponse dynamique des variables G_t , Y_t , T_t et R_t à un choc de dépenses publiques. Les dépenses publiques répondent initialement de manière positive à un choc dans les dépenses publiques, ce qui s'accompagne d'une réponse positive du PIB réel. Il y a une hausse significative du PIB réel canadien à partir du 6^{ème} horizon (trimestre). L'estimation indique qu'un choc de dépenses génère de l'activité économique dans le court terme. Ce résultat est conforme aux résultats de Perotti (2004) et Phaneuf et Wasmer (2005) qui s'accordent sur un effet positif à court terme sur le PIB canadien. Puis, un choc de dépenses publiques s'accompagne également d'une réponse significative des taxes à l'impact (horizon 0) et y demeure jusqu'au 3^{ème} trimestre après le choc. La réaction des

⁸ Ce nombre est arbitraire. Par ailleurs, il est suffisamment élevé pour s'assurer que les écarts-types soient précis.

rendements boursiers a également été positive et significative à partir du premier horizon et y demeure jusqu'au dernier horizon. De plus, cette réponse est très persistante. Ce résultat est conforme aux résultats de Fischer et Peters (2010) qui ont examiné l'effet d'un choc de dépenses du gouvernement avec des innovations statistiques sur les rendements.

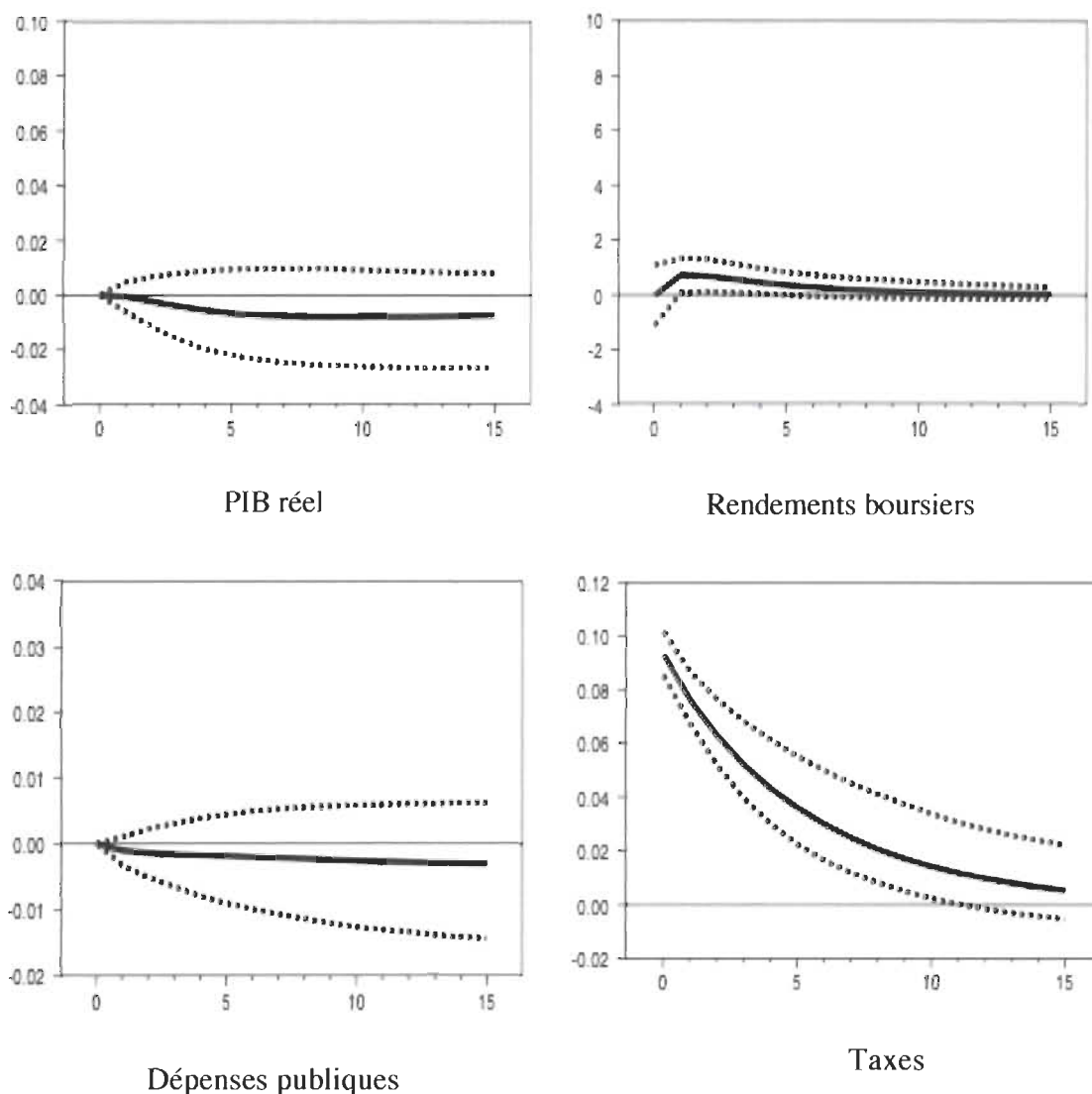
Figure 4. Réponses dynamiques à un choc de dépenses publiques



En revanche, ces résultats divergents des études de Tavares et Valkanov (2001), Da, Warachka et Yun (2012), Agnello et Sousa (2013) et Chatziantoniou, Duffy et Filis (2013), qui ont documenté un impact non significatif des dépenses publiques sur les rendements boursiers. À titre d'exemple, Chatziantoniou et al. (2013) ont examiné l'effet de la politique fiscale associé à la politique monétaire sur trois indices boursiers (Allemagne, Grande-Bretagne, États-Unis). Les résultats de cette étude montrent que la performance boursière américaine (Dow Jones) n'est pas affectée par les dépenses du gouvernement.

En somme, nous pouvons conclure que le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations canadiennes évolue au gré des changements dans les dépenses publiques. Ceci signifie qu'un portefeuille d'actions qui reproduit la performance boursière des petites et moyennes capitalisations canadiennes sera affecté par des chocs de dépenses publiques canadiennes, ce qui offre une opportunité pour les investisseurs. Toutefois, les investisseurs feront face à une incertitude plus grande. Enfin, investir dans les titres appartenant à l'indice *S&P/TSX Smallcap* leur permettra de chercher de la valeur liée à des changements positifs dans les dépenses de l'État.

Figure 5. Réponses dynamiques à un choc de taxes



La figure 5 illustre la réponse dynamique des variables G_t , Y_t , T_t et R_t à un choc de taxes. La réponse des taxes à un choc de taxes est positive et statiquement significative à la fois à l'impact (horizon 0) et aussi pour les 10 trimestres subséquents. Ensuite, on observe une baisse statistiquement non significative du PIB réel canadien, et ce pour tous les horizons. L'estimation indique qu'un choc de taxes induit une baisse de l'activité économique au Canada. Ce résultat est similaire à l'étude de Römer et Römer (2010) qui

ont conclu à une baisse de l'activité économique aux États-Unis. Puis, cette réponse s'accompagne d'une baisse statistiquement non significative des dépenses publiques, et ce pour tous les horizons. La réaction des rendements boursiers est positive et statistiquement non significative pour tous les horizons. Ce résultat est conforme aux résultats de Dissanayake (2019) qui a examiné l'effet des taxes sur le rendement boursier suivant le cycle politique américain. Les résultats de cette étude montrent particulièrement que l'effet des impôts sur le revenu est insignifiant sur le rendement boursier sur le marché. Par ailleurs, les résultats des études existantes sur l'impact des recettes fiscales sur le rendement boursier des grandes capitalisations concluent à un impact négatif comme dans les recherches de Tavares et Valkanov (2001) et Da et al. (2012).

En résumé, des chocs de taxes n'impactent pas le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations canadiennes cotées sous l'indice S&P/TSX *Smallcap*. Donc, les résultats de cette étude pourront inciter les investisseurs à s'intéresser davantage aux titres des petites et moyennes entreprises canadiennes cotées sous l'indice S&P/TSX *Smallcap*. C'est une opportunité réelle d'investir dans les PME canadiennes parce que leurs rendements boursiers évoluent indépendamment des chocs de taxes.

4.5 LA DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE D'ERREUR DE PRÉVISION

Comme discuté dans la section 3.2.2, une étape importante de l'estimation SVAR, est la décomposition de la variance d'erreur de prévision. Les tableaux 8, 9, 10, 11 présentent les résultats de la décomposition de la variance pour quatre variables : dépenses publiques (G_t), PIB réel (Y_t), taxes (T_t) et rendements boursiers (R_t). Respectivement, ces tableaux indiquent le pourcentage de variance de chaque variable expliquée par des chocs dans toutes les variables allant du premier au seizième horizon trimestriel. Cet horizon nous permet d'avoir une analyse à court et long terme.

Tableau 8. Décomposition de la variance de la variable dépenses publiques

Step	G	Y	T	R
1	100.000	0.000	0.000	0.000
2	97.137	0.287	0.003	2.573
3	95.312	0.811	0.042	3.835
6	91.650	3.401	0.384	4.654
12	84.159	10.730	1.272	3.838
16	79.288	15.673	1.686	3.353

Le tableau 8 montre à l'horizon 16 (4 ans), que la variance totale des dépenses publiques est expliquée par son propre choc, et 15,7 % par un choc du PIB réel et 3,4 % par un choc de rendements boursiers. La part de choc des taxes est marginale dans l'explication de la variance totale des dépenses publiques.

Tableau 9.Décomposition de la variance de la variable PIB réel

Step	G	Y	T	R
1	0.617	99.383	0.000	0.000
2	0.559	97.058	0.061	2.322
3	0.747	95.603	0.114	3.536
6	2.093	93.375	0.244	4.287
12	5.819	89.991	0.523	3.666
16	8.133	87.936	0.716	3.215

Le tableau 9 montre à l'horizon 16 que la variance totale du PIB réel est expliquée par son propre choc, et un choc de dépenses publiques pour 8,1 % et 3,2 % par un choc de rendements boursiers. La part de choc de taxes est marginale dans l'explication de la variance totale du PIB réel.

Tableau 10.Décomposition de la variance de la variable taxes

Step	G	Y	T	R
1	7.174	0.002	92.825	0.000
2	6.301	0.196	92.954	0.548
3	5.741	0.691	92.495	1.074
6	4.844	3.690	89.187	2.280
12	4.274	12.685	79.477	3.564
16	4.298	18.389	73.468	3.845

Le tableau 10 montre à l'horizon 16 que la variance totale des taxes est expliquée par son propre choc, et un choc du PIB réel pour 18,4 % et 4,3 % par un choc des dépenses publiques. La part de choc de rendements boursiers est marginale dans l'explication de la variance totale des taxes.

Tableau 11. Décomposition de la variance de la variable rendements boursiers

Step	G	Y	T	R
1	0.415	2.888	0.001	96.697
2	1.816	3.918	0.583	93.683
3	3.537	4.473	1.133	90.858
6	6.409	5.105	1.833	86.653
12	7.838	5.278	1.992	84.891
16	8.042	5.276	1.990	84.692

Le tableau 11 montre à l'horizon 16 que la variance totale des rendements boursiers est majoritairement expliquée par son propre choc, et un choc de dépenses publiques pour 8 % et 5,3 % par un choc du PIB réel. La part de choc de taxes est marginale dans l'explication de la variance totale de rendements boursiers.

Nous constatons que la variance des rendements boursiers attribuables à celle des dépenses publiques à moyen et long terme est supérieure à celle des taxes et que ces effets s'amplifient avec le temps. En effet, on constate à long terme qu'un choc de dépenses publiques explique pour 8 % la variance des rendements boursiers des PME cotées sous l'indice S&P/TSX *Smallcap*. Ce résultat indique que le marché boursier canadien tient compte davantage des décisions prises par le gouvernement en termes de dépenses publiques qu'en termes de taxes. Ce résultat se justifie par la théorie de l'équivalence ricardienne, à savoir que les investisseurs sur le marché boursier canadien anticipent une hausse future d'impôts suivant un changement positif dans les dépenses de l'Etat. Ainsi, les effets de cette hausse sur les rendements boursiers futurs des petites et moyennes capitalisations canadiennes seraient neutralisés. En outre, cette interprétation concorde avec les résultats de Arin et al. (2009) sur les effets anticipés d'une hausse des impôts sur la société sur les grandes capitalisations boursières. Ce résultat indique également qu'il y a des similarités entre les petites capitalisations boursières canadiennes et les grandes

capitalisations boursières. En ce sens, ce résultat concorde avec l'analyse de Grieb et Reys (2002) et s'explique par l'influence large des plus grosses capitalisations sur les indices boursiers tels qu'indique Carpentier et Suret (2011). En somme, les investisseurs devraient tenir compte davantage des mesures budgétaires prises par le gouvernement canadien que des mesures fiscales.

CONCLUSION

Dans cette étude, nous avons tenté d'estimer à l'aide d'un modèle SVAR l'impact de dépenses publiques et de taxes sur le rendement boursier de petites et moyennes capitalisations canadiennes. Pour ce faire, nous avons utilisé des données économiques et financières. L'estimation du modèle autorégressif structurel consiste à repartir de la forme réduite du modèle VAR d'une part, et d'autre part à imposer des restrictions à l'aide de la décomposition de Cholesky.

La plupart des études existant au sujet de l'effet de la politique fiscale sur le rendement des marchés boursiers ont porté sur le rendement des grandes capitalisations boursières. La question de la réaction des petites et moyennes capitalisations boursières n'a fait à notre connaissance l'objet que de très peu d'études. Au regard de ce constat, notre étude contribue à combler ce *gap* de la littérature actuelle.

Les résultats de l'estimation du modèle SVAR montrent par une analyse des réponses dynamiques que les dépenses publiques ont un impact positif et statistiquement significatif. Cet effet est très persistant. Puis, les résultats montrent par une analyse de fonction de réponse que les taxes ont un impact positif et statistiquement non significatif à court et long terme. Par ailleurs, la variance des rendements attribuables à l'évolution des dépenses publiques est plus importante à celle de l'évolution des taxes.

Au regard des résultats de l'analyse empirique, nous émettons les conclusions suivantes. Dans un premier temps, nous avons constaté que les changements positifs dans les dépenses publiques exercent un effet positif sur le rendement des petites et moyennes capitalisations. Dans un deuxième temps, les changements positifs dans les taxes exercent un effet non significatif sur le rendement des petites et moyennes capitalisations

canadiennes. Enfin, les dépenses publiques ont une plus grande importance que les taxes dans la détermination de la dynamique boursière des petites et moyennes capitalisations.

Le résultat du présent travail de recherche débouche, d'une part sur des opportunités réelles d'investissements, et d'autre part à améliorer la compréhension des décideurs publics sur la dynamique boursière des petites et moyennes capitalisations canadiennes.

Néanmoins, dans cette étude, nous avons été limités par la disponibilité des données surtout mensuelles relatives aux données économiques. Ce manque de données pourrait affecter les résultats de l'estimation des chocs de dépenses publiques et taxes sur le rendement des petites et moyennes capitalisations canadiennes ainsi que leurs interprétations.

Enfin, ce travail donnera la possibilité à de nouvelles avenues de recherche relatives à la détermination de l'impact de la politique fiscale sur le rendement des petites et moyennes entreprises par comparaison entre pays. En effet, il est possible que l'influence de la fiscalité diffère selon un marché boursier au sein de l'OCDE par rapport à un marché boursier au sein de la région de l'Afrique du Nord et du Moyen-Orient. Cette suggestion est fort intéressante d'autant plus que dans les pays émergents la politique fiscale et budgétaire est sous optimal considérant son caractère procyclique.

RÉFÉRENCES

- Ades, Julie, Marie-Christine Bernard, Robert Gagné, Mia Homsy, Jérôme Lussier, Vincent Martel et Élise Martin. *Fiscalité et aide publique aux entreprises : Revue de la littérature et analyse*, Montréal, Institut du Québec, 2015.
- Afonso, A., & Sousa, R. M. (2011). What are the effects of fiscal policy on asset markets? *Economic Modelling*, 28(4), 1871-1890.
- Agnello, L., & Sousa, R. M. (2013). Fiscal policy and asset prices. *Bulletin of Economic Research*, 65(2), 154-177.
- Ang, J. S. (1992). On the theory of finance for privately held firms. *The Journal of Entrepreneurial Finance*, 1(3), 185-203.
- Arin, K. P., & Koray, F. (2006). Are some taxes different than others? An empirical investigation of the effects of tax policy in Canada. *Empirical Economics*, 31(1), 183-193.
- Arin, K. P., Mamun, A., & Purushothman, N. (2009). The effects of tax policy on financial markets: G3 evidence. *Review of Financial Economics*, 18(1), 33-46.
- Bares, B. (2011). *The small-cap advantage: how top endowments and foundations turn small stocks into big returns* (Vol. 645): John Wiley & Sons.
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- Bazel, P., Mintz, J., & Thompson, A. (2018). *2017 Tax Competitiveness Report: The Calm Before the Storm*. The School of Public Policy Publications, 11.
- Belletante, B., & Levratto, N. (1995). Éditorial: Finance et PME: quels champs pour quels enjeux? *Revue internationale PME: économie et gestion de la petite et moyenne entreprise*, 8(3-4), 5-42.
- Biau, O., & Girard, E. (2005). Politique budgétaire et dynamique économique en France: l'approche VAR structurel. *Economie prevision*(3), 1-23.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4), 1329-1368.

- Blanchard, O. J. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*, 71(1), 132-143.
- Boothe, P. M., & Reid, B. G. (1989). Asset returns and government budgets in a small open economy: Empirical evidence for Canada. *Journal of Monetary Economics*, 23(1), 65-77.
- Bourbonnais, R. (2015). *Économétrie-9e édition: Cours et exercices corrigés*: Dunod.
- Brand, T. (2012). Politique budgétaire en équilibre général: une analyse appliquée à la zone euro. Document de travail du Centre d'Analyse Stratégique,(3).
- Bruneau, C., & De Bandt, O. (1999). La modélisation Var" structurel": application à la politique monétaire en France. *Économie & prévision*, 137(1), 67-94.
- Canada, C. B. o., Adès, J., commerciales, E. d. h. é., & Québec, I. d. (2014). Fiscalité et aide publique aux entreprises: Revue de la littérature et analyse: Institut du Québec.
- Carey, D., Lester, J., & Luong, I. (2016). Augmenter la productivité en favorisant le dynamisme des petites entreprises au Canada.
- Carpentier, C., & Suret, J.-M. (2011). Le coût du capital entrepreneurial. *Revue internationale PME: économie et gestion de la petite et moyenne entreprise*, 24(3-4), 103-136.
- Carpentier, C., & Suret, J.-M. (2011). Connaissance financière et rationalité des investisseurs: une étude canadienne: CIRANO.
- Castagnède, B. (2008). La politique fiscale:«Que sais-je?» n° 3797: Presses universitaires de France.
- Chapitre 5. Fiscalité et croissance économique. (2009). *Réformes économiques*, 5(1), 146-168. <https://www.cairn.info/revue-reformes-economiques-2009-1-page-146.htm>.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D., & Filis, G. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence. *Economic Modelling*, 30, 754-769.
- Chemmanur, T. J., & He, J. (2011). IPO waves, product market competition, and the going public decision: Theory and evidence. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 382-412.

- Chevallier, J. (2004). L'Etat régulateur. *Revue française d'administration publique*(3), 473-482.
- Cliche, P. (2009). Gestion budgétaire et dépenses publiques: description comparée des processus, évolutions et enjeux budgétaires du Québec: PUQ.
- Committee, Q. T. R. Se tourner vers l'avenir du Québec: Volume 1–Une réforme de la fiscalité québécoise, March 2015. Godbout Report, 64-67.
- Cox, S., & Willows, G. D. (2017). Return prediction in small capitalization companies on the Johannesburg Stock Exchange. *Investment Management and Financial Innovations*, 14(2), 1-12.
- Cryer, J. D., & Kellet, N. (1991). *Time series analysis*: Springer.
- Da, Z., Warachka, M., & Yun, H. (2012). The impact of fiscal policy on stock returns. Singapore Management University, School of Economics, 29.
- Dao, H., & Godbout, L. (2014). Le rôle de la fiscalité dans la réduction des inégalités: doit-on se soucier de la structure fiscale servant à prélever les recettes? *L'Actualité économique*, 90(4), 303-327.
- Darrat, A. F. (1988). On fiscal policy and the stock market. *Journal of Money, Credit and Banking*, 20(3), 353-363.
- Darrat, A. F. (1990). Stock returns, money, and fiscal deficits. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25(3), 387-398.
- de FRASCATI, M. (2002). méthode type proposée pour les enquêtes sur la recherche et le développement expérimental, Paris: OCDE. In.
- Deniau, C., Fiori, G., & Mathis, A. (1992). Sélection du nombre de retards dans un modèle VAR: conséquences éventuelles du choix des critères. *Économie & prévision*, 106(5), 61-69.
- Desroches, J. J. Y., & Chebat, J. C. (1995). Pourquoi les entrepreneurs québécois vont sur le marché boursier: Attitudes et facteurs de décision. *Canadian Journal of Administrative Sciences/Revue Canadienne des Sciences de l'Administration*, 12(1), 27-37.
- Dissanayake, R. (2019). Tax Shocks, Political Cycles, and Asset Prices. *Political Cycles, and Asset Prices* (June 16, 2019).

- Dwyer, H. J., & Lynn, R. (1989). Small capitalization companies: what does financial analysis tell us about them? *Financial Review*, 24(3), 397-415.
- Enders, W. (1995). *Applied econometric time series*. New York: Wiley.
- Ewing, B. T. (1998). The impact of federal budget deficits on movements in the stock market: Evidence from Australia and France. *Applied Economics Letters*, 5(10), 649-651.
- Fama, E. F. (1970). Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Fama, E. F. (1990). Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, 45(4), 1089-1108.
- Farvaque, É., Foucault, M., & Joanis, M. (2012). Les règles budgétaires dans les provinces canadiennes: nomenclatures et éléments d'analyse. *L'Actualité économique*, 88(3), 281-315.
- Fatás, A., & Mihov, I. (2001). The effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence (Vol. 2760): Citeseer.
- Fève, P. (2006). La modélisation macro-économétrique dynamique. *Revue d'économie politique*, 116(2), 147-197.
- Fisher, J. D., & Peters, R. (2010). Using stock returns to identify government spending shocks. *The Economic Journal*, 120(544), 414-436.
- Frait, J., & Komárková, Z. (2010). Financial stability, systemic risk and macroprudential policy. *Financial Stability Report*, 2011, 96-111.
- Gossé, J.-B., & Guillaumin, C. (2011). Christopher A. Sims et la représentation VAR.
- Gossé, J.-B., & Guillaumin, C. (2013). L'apport de la représentation VAR de Christopher A. Sims à la science économique. *L'Actualité économique*, 89(4), 305-319.
- Grieb, T., & Reyes, M. G. (2002). The temporal relationship between large-and small-capitalization stock returns:: Evidence from the UK. *Review of Financial Economics*, 11(2), 109-118.
- Grout, P. A., Megginson, W. L., & Zalewska, A. (2009). One Half-Billion Shareholders and Counting-Determinants of Individual Share Ownership Around the World. Available at SSRN 1364765.

- Hajji, M.-A. (2018). Impact de l'incertitude liée aux politiques économiques sur le rendement boursier des petites et moyennes capitalisations. Université du Québec à Trois-Rivières,
- Hancock, D. (1989). Fiscal policy, monetary policy and the efficiency of the stock market. *Economics letters*, 31(1), 65-69.
- Heidrick, T., & Keddie, R. R. (2000). Equity financing alternatives for small business: a review of best practices in the United States: Industry Canada, Small Business Policy Branch.
- Julien, P.-A. (1990). Vers une typologie multicritère des PME. *Revue internationale PME: économie et gestion de la petite et moyenne entreprise*, 3(3-4), 411-425.
- Kanakaraj, A., & Singh, B. K. (2012). Les liens entre la rentabilité des actions et les fondamentaux macroéconomiques en Inde. *Revue d'économie financière*, (3), 181-198.
- Laopodis, N. T. (2009). Fiscal policy and stock market efficiency: Evidence for the United States. *The quarterly Review of Economics and finance*, 49(2), 633-650.
- Larin, G. N., Coulombe, M.-C., Grégoire, S., & Quesnel, L. (2001). Guide sur les incitatifs fiscaux offerts aux sociétés faisant affaire au Québec. *Canadian Tax Journal*, 49(3), 553-594.
- Ledenyov, V., & Ledenyov, D. (2018). Business cycles in economics. *Available at SSRN 3134655*.
- LEE, B.-S. (1992). Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation. *The Journal of Finance*, 47(4), 1591-1603. doi:10.1111/j.1540-6261.1992.tb04673.x
- Lee, U. (1997). Stock market and macroeconomic policies: new evidence from Pacific Basin countries. *Multinational Finance Journal*, 1(4), 273-289.
- Lee, U. (2004). US asset returns and fiscal policy: new empirical investigation. *Quarterly Journal of Finance and Accounting*, 43(3/4), 31.
- Lütkepohl, H. (1985). Comparison of criteria for estimating the order of a vector autoregressive process. *Journal of time series analysis*, 6(1), 35-52.
- Monfort, A. (1992). Quelques développements récents des méthodes macroéconométriques. *L'Actualité économique*, 68(1-2), 305-324.

- Phaneuf, L., & Wasmer, É. (2005). Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique au Québec et au Canada.
- Polloni, S. (2013). La fiscalité incitative en R&D: Conséquences sur les investissements privés en recherche et développement dans les provinces canadiennes.
- Porter, M. E. (2008). The five competitive forces that shape strategy. *Harvard business review*, 86(1), 25-40.
- Quiers-Valette, S. (1978). L'incitation: un nouveau concept de politique économique: Hachette.
- Ramey, V. A., & Zubairy, S. (2018). Government spending multipliers in good times and in bad: evidence from US historical data. *Journal of political economy*, 126(2), 850-901.
- Ramey, V. A. (2019). Ten years after the financial crisis: What have we learned from the renaissance in fiscal research?. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 89-114.
- Régis, B., & Michel, T. (1998). Analyse des séries temporelles en économie. In: PUF, Paris, 275p.
- Revest, V., & Sapio, A. (2014). L'Alternative Investment Market: un modèle pour le financement des petites et moyennes capitalisations? *Revue d'économie financière*(2), 167-188.
- Riding, A. L. (1998). Financement des entreprises de pointe: enjeux d'ordre juridique et réglementaire: Le Groupe de travail sur l'avenir du secteur des services financiers canadien.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Shah, A. (1984). Crowding out, capital accumulation, the stock market, and money-financed fiscal policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 16(4), 461-473.
- Schwert, G. W. (1990). Stock returns and real activity: A century of evidence. *The Journal of Finance*, 45(4), 1237-1257.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.

- Sims, C. A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis? *Quarterly Review*(Win), 2-16.
- St-Pierre, J. (1999). *La gestion financière des PME : théories et pratiques*. Sainte-Foy: Presses de l'Université du Québec.
- Stock, J. H., & Watson, M. W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic perspectives*, 15(4), 101-115.
- Tavares, J., & Valkanov, R. (2001). Fiscal policy and asset returns. *Wall Street Journal*.
- Thornton, R. C. G. (2019). *La fiscalité au Québec: des mesures favorables à l'investissement 2019*.
- Investissement Québec (2019).
- Valenduc, C. (2004). Les dépenses fiscales. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 43(1), 87-104.
- Valenduc, C. (2011). Politique fiscale et réformes structurelles. *Reflets et perspectives de la vie économique*, 50(3), 149-163.
- Weg, D. *An Introduction into the SVAR Methodology: Identification, Interpretation and Limitations of SVAR models*.