UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACTS DES CHOCS GOUVERNEMENTAUX SUR L'ÉCONOMIE CANADIENNE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

HAMIDOU ZANRE

MAI 2015

REMERCIEMENTS

La réalisation de notre mémoire a été possible grâce à la contribution de plusieurs personnes que nous tenons à remercier du fond du cœur. Ce sont :

Notre directeur de mémoire, M. Alain Guay, professeur d'économie à l'Université du Québec à Montréal pour ses précieux conseils et orientations ;

Nos parents pour la bonne éducation, le financement de nos études et les encouragements que nous avons reçus d'eux ;

Amis, co-étudiants et toutes les personnes qui ont contribué par leurs conseils et autres formes de soutient à la réussite de notre travail ;

L'administration de l'UQAM, en particulier celle de l'ESG et ses professeurs pour le cadre convivial que cette institution nous offre pour progresser dans nos études.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMMENTS…..…….....ii

LISTE DES FIGURES…….……vi

LISTE DES TABLEAUX…….vii

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES……..…...viii

RÉSUMÉ……...ix

INTRODUCTION…….....1

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE……...……..4

1.1 Revue des travaux théoriques……..……..4

1.1.1 Vision keynésienne et classique de l'impact de la politique fiscale…….4

1.1.2 Vision néoclassique des effets de la politique fiscale……....6

1.2 Revue des travaux empiriques……...8

1.2.1 Approche basée sur des mesures exogènes des dépenses Publiques.....8

1.2.2 Approche VAR……..8

1.2.3 Revue des travaux basés sur l'approche SVAR…..……..…....10

1.2.4 Approche DSGE……...13

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE……..……15

2.1 Cadre d'analyse……...……...15

2.2 Instruments d'analyse……...……16

2.2.1 Modèle……...….16

2.2.2 Première spécification……..…….23

2.2.3 Deuxième spécification……..…...25

2.2.4 Troisième spécification…….27

2.3 Description des données et des variables……...……...……29

CHAPITRE III

RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS…….31

3.1 Résultats et interprétation de la première spécification……31

3.1.1 Fonctions de réponses structurelles de la première spécification..32

3.2 Résultats et interprétation de la deuxième spécification……..…….34

3.2.1 Fonctions de réponses structurelles de la deuxième spécification.35

3.3 Résultats et interprétation de la troisième spécification……37

3.3.1 Fonctions de réponses structurelles de la troisième spécification..38

3.4 Décomposition de la variance……...……39

3.5 Comparaison de nos résultats avec ceux d'autres études……..…..….42

CONCLUSION…….…….…….....45

ANNEXES……....48

ANNEXE A……..48

ANNEXE B……..48

ANNEXE C……..49

ANNEXE D……..51

ANNEXE E……..52

ANNEXE F……..53

ANNEXE G……...54
ANNEXE H……...55
ANNEXE I……....55
ANNEXE J……....56
ANNEXE K……...56
ANNEXE L……...56
RÉFÉRENCES……..…….....58

LISTE DES FIGURES

Figure Page

2.1 Résidus des variables utilisées dans la première spécification..…….....56

2.2 Résidus des variables utilisées dans la deuxième spécification…….....57

2.3 Résidus des variables utilisées dans la troisième spécification…….....57

3.1 Fonctions de réponses structurelles pour la première spécification…….33

3.2 Fonctions de réponses structurelles pour la deuxième spécification….....35

3.3 Fonctions de réponses structurelles pour la troisième spécification……38

3.4 Décomposition de la variance de la première spécification…….....39

3.5 Décomposition de la variance de la deuxième spécification……...40

3.6 Décomposition de la variance de la troisième spécification……....41

LISTE DES TABLEAUX

Tableau		Page
2.1	Synthèse des variables retenues et leur référence…….....	30
3.1	Résultats d'estimation de la première spécification……..	48
3.2	Robustesse des résultats de la première spécification (α_{ty} = 1,75)……	49
3.3	Robustesse des résultats de la première spécification (α_{ty} = 1,50)……	49
3.4	Robustesse des résultats de la première spécification (α_{ty} = 1,25)……	50
3.5	Robustesse des résultats de la première spécification (α_{gt} = 0)…….....	50
3.6	Résultats d'estimation de la deuxième spécification…….....	51
3.7	Analyse de robustesse de la deuxième spécification (α_{yur} = -1,25)..….....	52
3.8	Analyse de robustesse de la deuxième spécification (α_{yur} = -1)..…….....	53
3.9	Analyse de robustesse de la deuxième spécification (α_{yur} = -0,75)..….....	54
3.10	Résultats d'estimation de la troisième spécification……..…...	55

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

PIB	produit intérieur brut
DSGE	Dynamic stochastic general equilibrium
OCDE	Organisation de coopération et de développement économique
RBC	Real business cycle
SVAR	Structural vector auto-regression
VAR	Vecteur autorégressif
VCEM	Vector correction error model
USA	United States of America

RÉSUMÉ

La présente étude analyse les impacts des chocs gouvernementaux sur l'activité économique du Canada. Pour atteindre cet objectif, nous avons eu recours à un modèle de vecteurs autorégressifs structurels (SVAR). Ainsi, trois scénarios ou spécifications ont été retenus et ont permis d'obtenir des résultats selon lesquels les taxes ont des effets négatifs importants sur l'activité économique canadienne. Ce multiplicateur d'impact est proche de -0,5 point de pourcentage selon les trois spécifications. Quant à l'impact des dépenses publiques, il est positif dans tous les cas, mais, il est très faible, voire insignifiant selon les résultats de la première spécification. Cependant, il devient important selon les deux derniers scénarios.

La deuxième spécification qui a consisté à la prise en compte du chômage comme une quatrième variable en plus des trois de la première spécification dans l'objectif de mieux identifier le choc de dépense versus d'autres chocs possibles de la demande a permis d'obtenir un multiplicateur de dépenses qui dépasse l'unité. Ce qui n'est pas sans sens dans la mesure où certains modèles macroéconomiques prédisent un effet important des dépenses publiques sur l'output durant les périodes où le chômage est élevé (autrement dit durant les périodes de récession).

Pour ce qui est de la troisième spécification, elle prend en compte les trois variables de la première et à la place du chômage, figure l'inflation. Cette spécification a pour objectif d'introduire un choc monétaire dans le modèle et ainsi de mieux identifier nos deux premiers chocs (choc fiscal et choc de dépenses) et d'appréhender ses conséquences sur les résultats. Ainsi, le multiplicateur des dépenses budgétaires obtenu dans cette dernière spécification est proche de 0,5 point de pourcentage du PIB.

Mots clés: SVAR, chocs gouvernementaux, activité économique, multiplicateur d'impact.

INTRODUCTION

Depuis plus de trente ans, la mesure des effets macroéconomiques de la politique fiscale sur l'activité économique constitue l'un des défis majeurs de la science économique. En effet, les économistes ne s'accordent pas de façon unanime sur une classe d'effets que les variables fiscales (taxes et dépenses budgétaires) auraient sur les agrégats macroéconomiques. Les résultats qu'obtiennent les chercheurs sont contrastés d'un pays à l'autre durant les trois dernières décennies. Voici donc une liste synthétique non exhaustive de quelques études réalisées au cours de cette période avec des résultats qui sont parfois très différents et même contradictoires. Auerbach et Gorodnichenko (2012a, 2012b) trouvent que le multiplicateur des dépenses publiques des États-Unis est proche de zéro en période d'expansion et est compris entre 1,5 et 2 en période de récession. Une autre étude réalisée par Caldara et Kamps (2012), met en évidence (encore pour le cas des États-Unis) que la probabilité que le multiplicateur fiscal dépasse celui des dépenses publiques est inférieure à 0,5. Pour le Royaume Uni, Crafts et Mills (2012), trouvent que le multiplicateur des dépenses publiques en période de récession est entre 0,5 et 0,8. Quant aux auteurs comme Owyang et al (2013), le multiplicateur des dépenses gouvernementales se situe entre 0,7 et 0,9 durant les périodes de récession pour les États-Unis. Pour le Canada, il est de 0,5 durant l'expansion et dépasse l'unité en période de récession d'après ces auteurs. Phaneuf et Wasmer (2005) trouvent également pour ce pays que les multiplicateurs des dépenses publiques et fiscal sont respectivement de 0,09 et -0,06. Ces multiplicateurs sont très faibles comparativement à ceux trouvés par les autres auteurs. Cependant, pour les pays de l'OCDE, Alesina et Ardagna (2009), identifient 91 cas (dont fait parti le Canada) où les gouvernements ont tenté de stimuler l'économie par la politique fiscale et ont conclu que les initiatives de relance infructueuses se fondaient sur les dépenses publiques. En effet, ces auteurs notent qu'une augmentation des dépenses publiques actuelles de un point de

pourcentage en proportion du PIB est associée à une diminution de 0,75 point de pourcentage de la croissance. Ces données traduisent clairement toutes les difficultés qu'a le monde économique dans la détermination des effets de la politique fiscale sur l'activité économique.

L'antagonisme des auteurs quant à la nature (négatifs ou positifs) et la taille des effets de la politique fiscale sur l'économie, la crise financière de 2008 et les difficultés à sortir de la récession depuis la crise, réveillent un intérêt pour les politiques économiques keynésiennes. Ceci suggère que le moment est venu de faire une réévaluation de ces politiques des années 1930. La taille du multiplicateur budgétaire est dans ces conditions d'une importance évidente aujourd'hui pour les décideurs politiques, tout comme il a été pour les historiens économiques travaillant sur la macroéconomie entre deux guerres dans certains pays comme le Royaume-Uni. Les économistes sont donc appelés à se pencher de nouveau sur cette problématique majeure. C'est donc dans cette optique que le présent sujet de recherche est formulé comme suit : « Impacts des chocs gouvernementaux sur l'économie canadienne ». En considérant que la politique fiscale est en général basée sur la manipulation des dépenses et des taxes gouvernementales en vue d'obtenir une meilleure croissance économique, quels peuvent être leur impact respectif sur l'activité économique canadienne ? De cette interrogation générale, deux questions spécifiques peuvent en découler : 1) les dépenses publiques permettent-elles de stimuler l'économie canadienne ? Autrement dit quelle est la taille du multiplicateur des dépenses budgétaires au Canada ? La réponse à cette question permettra de confirmer ou d'infirmer une des hypothèses des enseignements de la théorie keynésienne selon laquelle le multiplicateur des dépenses budgétaires est positif et élevé durant les périodes de mauvaises conjonctures économiques. 2) Quelle est la nature des effets des taxes sur l'économie du Canada ? Ces effets sont-ils permanents ou transitoires ?

C'est donc dans la perspective de trouver des réponses adéquates à ces interrogations que se situe notre étude qui a pour objectif général d'analyser les

effets des chocs gouvernementaux sur l'économie canadienne. Spécifiquement, l'étude tente d'apporter une contribution à la littérature existante afin d'évaluer d'une part les impacts de la variation des dépenses publiques et d'autre part des taxes sur l'activité économique du pays.

Ainsi, dans l'optique d'atteindre ces objectifs, l'approche SVAR appliquée par Blanchard et Perotti (2002) pour l'économie américaine et suivis par Phaneuf et Wasmer (2005) pour l'économie canadienne, est adoptée dans le cadre de la présente étude. C'est une approche économétrique basée sur l'estimation de systèmes vecteurs autorégressifs. Une description plus détaillée de cette approche est faite plus loin. Ce modèle est estimé selon trois spécifications différentes et les résultats obtenus sont robustes. Dans la première spécification, notre SVAR est composé de trois variables que sont les taxes, les dépenses gouvernementales et l'output. Les deux dernières spécifications ne sont que des élargissements du nombre de variables contenues dans le SVAR. Ainsi, le chômage est ajouté aux variables de la première spécification ; ce qui constitue notre deuxième spécification. Dans la troisième, nous avons juste substitué l'inflation au chômage. Ainsi, les résultats produits par les trois spécifications stipulent que les taxes influencent négativement l'activité économique du Canada avec un multiplicateur d'impact qui est proche de –0,5. Pour ce qui est du multiplicateur d'impact des dépenses budgétaires, les résultats obtenus sont différents selon les trois spécifications. Si l'estimation de la première spécification a permis d'obtenir un multiplicateur d'impact très faible, la deuxième et la troisième ont par contre produits des résultats selon lesquels ce multiplicateur dépasse l'unité (résultat de la deuxième spécification) et est proche de 0,5 (résultat de la troisième spécification).

La démarche utilisée pour traiter notre thème a consisté à : 1) dans un premier chapitre, faire une revue de littérature non exhaustive concernant la problématique de l'impact des chocs gouvernementaux sur l'activité économique, 2) ensuite faire une description de la méthodologie utilisée dans un second chapitre, 3) enfin donner les résultats et les interpréter dans un troisième et le dernier chapitre.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

La littérature économique existante sur la problématique de la mesure des impacts de la politique fiscale sur l'activité économique est très vaste. Dans ce chapitre, il s'agit donc pour nous d'effectuer une visite non exhaustive de cette littérature en considérant d'une part les enseignements théoriques et d'autre part les travaux empiriques.

1.1 Revue de la théorie

1.1.1 Visions keynésienne et classique de l'impact de la politique fiscale

L'étude des effets de la politique fiscale est tributaire en partie aux travaux de Keynes dans les années 30. En effet, avant cette période, les économistes (les classiques) croyaient généralement que les mouvements cycliques de l'emploi et de la production seraient relativement faibles et autorégulateurs. C'est-à-dire que l'équilibre serait toujours obtenu de façon automatique sans qu'il y ait eu d'intervention. Par exemple, selon les classiques, si la demande agrégée diminue, entrainant ainsi une baisse transitoire de la production et de l'emploi, le ralentissement qui en résulte sur les marchés du travail et des produits provoque une baisse rapide des salaires et des prix, qui en retour ramène le plein emploi.

Cependant, le traumatisme des crises connu par les économies mondiales dans les années 30 a sérieusement remis en cause cette vision optimiste du fonctionnement

de la macroéconomie. Ainsi dans son ouvrage intitulé « Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie » (1936), Keynes critique sévèrement cette vision des classiques. Il fait remarquer qu'il existe des rigidités dans les salaires et les prix, ce qui empêche le retour automatique à l'équilibre. La présence de telles rigidités entraine une baisse de la consommation qui peut à son tour occasionner une baisse de la production et de l'emploi, qui ne se corrige pas rapidement d'elle-même et peut donc durer un certain temps. Keynes identifie également un ensemble de caractéristiques propres aux économies de marché de sorte qu'une baisse de la consommation se propage de façon amplifiée par un effet multiplicateur sur la demande agrégée. Par exemple l'avilissement de la conjoncture économique peut amener les firmes à diminuer leurs dépenses d'investissement, ce qui peut avoir comme conséquence une baisse de l'ensemble des dépenses.

Selon Keynes, une réponse à tel fonctionnement déstabilisant du secteur privé se trouve dans une politique de stabilisation activement menée par les pouvoirs publics. Il préconise particulièrement une augmentation des dépenses publiques et une réduction des taxes, ce qui va stimuler la production et l'emploi par le biais d'une augmentation de la demande globale. C'est en se basant sur cette vision keynésienne du fonctionnement de la macroéconomie que bon nombre de pouvoirs publics à travers le monde, utilise la politique fiscale généralement durant les périodes de récession pour stimuler les économies. Plusieurs pays appliquent donc cette politique, mais les résultats obtenus sont le plus souvent très contrastés.

1.1.2 Vision néoclassique des effets de la politique fiscale

Cette partie de l'analyse est tirée des notes du cours ECO-7011 dispensé à l'UQAM qui est lui même basé essentiellement sur les travaux de Baxter et King (1993). Ces auteurs décrivent les effets macroéconomiques de l'intervention fiscale dans un modèle d'équilibre général dynamique. Leur modèle se distingue des modèles macroéconomiques traditionnels ci-dessus cités par la reconnaissance d'un fondement microéconomique sous-jacent aux décisions économiques des firmes et des ménages. Il se distingue également par les considérations suivantes : la nature des dépenses publiques, le caractère permanent ou transitoire de la variation des dépenses publiques et le mode de financement de ces dépenses. En effet, Baxter et King considèrent un ménage et une firme représentatif de l'économie et décrivent la façon par laquelle les variations dans les dépenses publiques peuvent affecter les décisions optimales des agents économiques.

Du côté du ménage, une hausse permanente des dépenses publiques financée par un impôt forfaitaire crée un effet de richesse négatif par le biais de la variation négative des transferts qui induit une baisse permanente du revenu disponible. Pour les néoclassiques, le ménage peut répondre à cet effet de richesse en augmentant son offre de travail.

Pour la firme, la hausse de l'offre de travail entraine une hausse de la productivité marginale du capital, de même que le taux de location du capital et de la demande de capital à travers l'interaction dynamique qui existe entre les intrants travail et capital. Ceci engendre une augmentation de l'investissement à condition que l'effet positif de la hausse du travail sur la demande l'emporte sur l'effet négatif de la hausse du taux d'intérêt.

Par contre, une hausse temporaire des dépenses publiques financée par un impôt forfaitaire, fait augmenter peu le revenu disponible du ménage et cet effet est de courte durée. De la contrainte des ressources de l'économie ($C_t + I_t + G_t \leq Y_t$), pour avoir une baisse du revenu disponible (Y_t) mentionnée ci-dessus, il faut que la consommation (C_t) et l'investissement (I_t) baissent pour satisfaire cette contrainte.

Dans le modèle néoclassique, lorsque le financement de la dépense publique est réalisé par une taxation distortionnaire, les résultats ne sont plus les mêmes. Pour une hausse permanente des dépenses publiques, l'augmentation du taux de taxation entraine un impact négatif sur l'offre de travail du ménage et réduit la demande de capital du côté de la firme et on obtient par conséquent une baisse de l'investissement. Cependant, si la hausse de la dépense publique est transitoire, l'augmentation du taux de taxation amène le ménage à remettre son offre de travail à plus tard. Autrement dit le ménage préféra se consacrer au loisir plutôt que d'aller travailler. Mais ceci est de courte durée puisqu'il reviendra au travail une fois que le taux de taxation soit de retour à son niveau d'avant. Quant à la firme, elle restreint ses investissements jusqu'à ce que le taux de taxation revienne à son niveau d'avant. Ainsi nous pouvons déduire que si la hausse de la dépense publique est financée par un impôt distorsif, elle entraine des effets négatifs sur le revenu disponible puisse que les investissements baissent.

Cette vision néoclassique des effets de la politique fiscale sur les agrégats macroéconomiques est particulière et différente des enseignements des modèles traditionnels. Ce modèle met en évidence l'existence d'effets de complémentarité dynamique entre la productivité marginale des facteurs de production et le niveau d'utilisation des intrants privés et publics dans les cas des effets de la politique fiscale.

Dans la suite de notre revue de la littérature, nous ferons une mise en exergue mais de façon non exhaustive des travaux empiriques réalisés dans le cadre de certains pays en vue d'évaluer les effets de la politique fiscale sur l'économie.

1.2 Revue des travaux empiriques

Les principales études empiriques réalisées sur la problématique de la mesure des impacts de la politique fiscale sur l'activité économique durant les trente dernières années sont différentes et peuvent être regroupées en trois grandes catégories. Une première approche est basée sur des mesures exogènes des dépenses gouvernementales, une seconde utilise des systèmes de vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) ou des systèmes de vecteurs autorégressifs (VAR) et une dernière qui fait usage de modèles d'équilibre général dynamique (DSGE).

1.2.1 Approche basée sur des mesures exogènes des dépenses publiques

Cette manière d'évaluer les effets de la politique fiscale sur l'activité économique remonte aux travaux de Barro (1981). Il distingue les composantes transitoires et permanentes des dépenses publiques sur lesquelles il estime des équations de forme réduite du PIB et obtient un effet positif de ces dernières sur l'output. Cependant, cet effet positif est plus grand lorsqu'il s'agit d'une variation temporaire au lieu d'une variation permanente des dépenses publiques.

1.2.2 Approche VAR

Rotemberg et Woodford (1992), utilisent des systèmes vecteurs-autorégressifs (VAR) en considérant également des mesures exogènes des dépenses publiques pour étudier les impacts de ces dernières sur le PIB. Ils concluent qu'une augmentation des dépenses publiques peut effectivement entrainer une baisse de l'output. L'approche VAR est également utilisée dans le contexte des guerres pour déterminer l'impact de la politique fiscale par des auteurs comme Burnside et al (2004). Ces auteurs concluent qu'un choc positif de politique budgétaire est

associé à une hausse persistante des heures travaillées et une baisse du revenu réel. Il est également associé à une courte et faible hausse de l'investissement global et de la consommation privée respectivement. Les mouvements haussiers de ces deux composantes du PIB entrainent alors une légère hausse de ce dernier. Par la suite, les VAR ont fait l'objet d'usage dans bon nombre d'études empiriques qui ont pour objectif de mesurer également les effets de la politique fiscale sur l'économie. Aussi, Ramey (2012), fait-elle une décomposition de l'activité privée avant d'utiliser la même méthodologie (VAR) pour évaluer l'impact des dépenses gouvernementales sur celle-ci et trouve que dans la plupart des cas, l'accroissement des dépenses publiques entraine une baisse des dépenses d'investissement privé. Ce qui implique que le multiplicateur du PIB moyen est inférieur à l'unité. Autrement dit, une augmentation des dépenses publiques accroît faiblement l'output. Toutes ces études ont été réalisées dans le cadre de l'économie américaine.

Une remarque qui peut être faite sur ces études est quelles sont essentiellement basées sur les changements des dépenses publiques et leurs effets sur l'activité économique. Elles ne tiennent donc pas compte des effets que peuvent avoir les taxes sur l'économie suite à un ajustement engendré par les changements des dépenses gouvernementales. Comme nous le savons, lorsqu'un gouvernement opère des changements dans ses dépenses, il peut s'en suivre un ajustement des taxes dans le but de pouvoir financer ces dépenses. Il doit donc avoir une interaction dynamique entre les taxes et les dépenses gouvernementales. Quant à l'approche VAR utilisée pour mesurer les effets de la politique fiscale en temps de guerre, elle reste limitée lorsque nous considérons les pays qui connaissent rarement des périodes de guerre ou ceux qui n'en connaissent pas du tout comme le cas du Canada par exemple.

1.2.3 Revue des travaux basés sur l'approche SVAR

La littérature existante sur l'usage de cette approche économétrique dans la détermination des effets de la politique fiscale sur l'économie est très vaste. Ainsi, nous faisons une synthèse non exhaustive des principales études.

Blanchard et Perotti (2002), appliquent cette approche pour étudier les effets dynamiques des changements des dépenses publiques et des taxes sur le produit intérieur brut (PIB) des États-Unis. Les résultats qu'ils obtiennent montrent qu'un choc positif porté sur les dépenses gouvernementales se traduit par un effet contemporain positif (0,84) sur l'output, tandis qu'un choc positif porté sur les taxes a un effet instantané négatif (-0,69). Pour ce qui est des différentes composantes de l'output, ces auteurs concluent que les dépenses publiques influent positivement la consommation privée mais négativement (effet plus petit que l'unité) l'investissement privé. Les exportations et les importations connaissent également une baisse suivant l'augmentation des dépenses budgétaires. Dans son étude des effets de la politique fiscale sur l'output de 5 pays de l'OCDE, Perotti (2004), utilisant un SVAR à 5 variables affirme que ces effets sont faibles à l'exception du cas du USA. Il obtient un multiplicateur des dépenses budgétaire plus grand que l'unité pour ce dernier pays durant la période d'avant 1980. Pour le Canada, ce multiplicateur varie de 0,59 à 0,74 sur la même période. Cependant, après 1980, Perotti trouve que les chocs de dépenses publiques et de réduction de taxes ont des effets très faibles sur le PIB et ses composantes. Ces effets tournent même au négatif en particulier pour l'investissement privé.

À la suite de ces deux travaux, Mountford et Uhlig (2009) utilisent la même approche économétrique et déterminent les effets des chocs de la politique fiscale pour l'économie américaine sur la période 1955 à 2000. Leur façon d'appliquer cette approche est particulière en comparaison avec les travaux précédents. En effet, ils utilisent des restrictions de signe pour identifier les chocs de dépenses gouvernementales tout en contrôlant un choc conjoncturel générique et un choc de

politique monétaire tout en permettant explicitement la possibilité d'effets d'annonce ; c'est-à-dire un choc de politique fiscal actuel qui pourrait provoquer des co-mouvements entre les variables fiscales futures, mais qui n'a pas d'impact à présent. Parmi les trois scénarios considérés, ils trouvent que le déficit financé par la réduction des impôts stimule l'activité économique avec un multiplicateur actualisé de cinq dollars de PIB supplémentaire total *per* chaque dollar en réduction du revenu du gouvernement cinq ans après le choc.

En dérivant des relations analytiques entre les élasticités de l'output et des multiplicateurs fiscaux, Caldara et Kamps (2012) montrent que les schémas classiques d'identification impliquent des hypothèses *à priori* sur les élasticités entrainant ainsi une large divergence dans l'estimation des multiplicateurs. Ils utilisent alors l'information d'un extra-modèle pour affiner l'ensemble des élasticités empiriquement plausibles. Ce qui leur permet de faire une conclusion nette sur les multiplicateurs de l'économie américaine de 1947-2006 qui selon laquelle, les multiplicateurs des dépenses publiques ont tendance à être plus grands que ceux fiscaux.

Dans le contexte canadien, Phaneuf et Wasmer (2005), ont mesuré l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique en utilisant également l'approche SVAR et ont conclu que de façon générale, les dépenses publiques influent positivement sur l'activité économique à court terme ; mais modestement, les effets distorsifs des taxes réduisent l'activité économique. Les résultats obtenus par ces auteurs nous semblent très faibles. En effet ils obtiennent un multiplicateur instantané des dépenses publiques de l'ordre de 0,09 et un multiplicateur fiscal de l'ordre de -0,06 qui sont respectivement significatifs à 2,5% et à 1%. Par la suite, Phaneuf et Wasmer analysent la persistance des différents chocs et concluent que de tous les trois chocs identifiés, les chocs de dépenses sont les plus persistants en ce sens que l'augmentation demeure au dessus de 0,075 pendant dix trimestres. Quant aux chocs fiscaux, ils sont en hausse de 0,3 point de pourcentage pour ensuite baisser au bout de quatre

trimestres à environ 0,1 point de pourcentage. Pour ce qui est du choc du PIB, il se propage durant un an et reste durablement autour de sa valeur initiale.
Le multiplicateur des dépenses publiques est inférieur à l'unité aux USA. Pour le Canada, il est de 0,5 durant l'expansion et dépasse l'unité en période de récession. C'est ce que révèle une étude récente réalisée par Owyang et al (2013). Sur une base de données historique, ces auteurs, utilisant une extension des séries '' *military news*'' de Ramey (2011) et la méthode d'estimation des fonctions de réponse de Jorda (2005), parviennent aux résultats ci-dessus. Ils utilisent le niveau du taux de chômage pour distinguer la période d'expansion de celle de récession. En effet, Owyang et ses co-auteurs retiennent le taux de chômage de 6,5% comme seuil pour les USA et 7% pour le Canada. Ainsi, l'économie serait en phase d'expansion si le taux de chômage est inférieur ou égal à ces deux seuils et en phase de récession dans le cas contraire. Ils obtiennent un multiplicateur des dépenses publiques est de 0,5 durant l'expansion et dépasse l'unité durant la récession pour le Canada.

Cette approche comme méthode d'évaluation des impacts de la politique fiscale sur l'activité économique a fait l'objet de moins de critiques par rapport aux autres. En plus, selon la littérature elle est mieux adaptée au contexte de périodes sans guerres comme celui du Canada. De façon précise, l'approche SVAR permet d'évaluer l'impact des dépenses publiques et des taxes à l'aide d'une procédure de vecteurs autorégressifs structurels qui permet une interaction dynamique entre les dépenses publiques et les taxes au sein d'une même économie.

1.2.4 Approche DSGE

Il existe également une large littérature faisant usage des modèles d'équilibre général pour analyser le multiplicateur des dépenses gouvernementales. Dans les modèles néo-keynésiens, la taille du multiplicateur peut être plus ou moins grand que l'unité dépendamment de la spécification des préférences des agents. Les auteurs comme Gali, Lopez-Salido et Vallès (2007) obtiennent un multiplicateur de 0,68 comme impact instantané et 1,74 à la fin des deux ans suivant le choc.

Dans un modèle RBC avec rigidité des prix et des préférences compatibles avec un petit effet de richesse sur l'offre de travail, Monaceli et Perotti (2008) mettent en évidence que l'impact de la politique fiscale est lié au degré de complémentarité entre la consommation et les heures travaillées. Au terme de leur étude, ces auteurs concluent que la politique fiscale a un faible impact positif sur la consommation privée. En effet pour une hausse des dépenses publiques de 1% de point du PIB, ils obtiennent que la consommation privée augmente de 0,1% de point du PIB ; ce qui est un effet très faible. Dans les modèles RBC, le multiplicateur des dépenses publiques est en général inférieur à l'unité. Nous pouvons citer en exemple Aiyagari, et al (1992), Baxter et King (1993), Burnside et al (2004), Ramey et Shapiro (1998), Ramey (2011).

Utilisant également l'approche DSGE, L. Christiano et al (2010) estime le multiplicateur des dépenses budgétaires et concluent qu'il est supérieur à l'unité lorsque le taux d'intérêt nominal est proche de zéro. L'estimation de leur modèle révèle que ce multiplicateur est de 1,05 ; ce qui est légèrement supérieur à l'unité.
L'approche DSGE a connu un essor indéniable par rapport à l'approche VAR pour ses mérites en matière de prévisions économiques. Autrement dit, cette approche permet de faire de bonnes prévisions économiques comparativement à l'approche VAR. Et c'est pour cette raison qu'elle a en particulier suscité un grand intérêt durant ces dernières années pour les banques centrales suites aux travaux de Smets et Wouters (2002).

Au cours de ce chapitre, nous avons passé en revue la littérature concernant la mesure des effets que la politique fiscale peut avoir sur l'activité économique. Il en ressort que les changements de la politique fiscale ont sans doute des répercussions sur l'activité économique. Mais les résultats sont très variés en ce qui concerne l'importance et les signes (positif ou négatif) de ces répercussions. Dans le chapitre suivant de notre étude, il sera question de «comment» nous allons nous y prendre pour mesurer ces répercussions dans le cas de l'économie canadienne. Autrement dit, il s'agira de la description des outils qui sont utilisés pour mesurer les effets de la politique fiscale de cette économie.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Le cadre, dans lequel s'inscrit la présente étude et la description des instruments économétriques d'analyse sont présentés dans ce chapitre. Il faut entendre par instruments économétriques d'analyses, le modèle, la description de la base des données et des différentes variables qui sont utilisées.

2.1 Cadre d'analyse

Dans le souci de compléter les enseignements des travaux présentés dans la revue de littérature et de tenter une mesure des répercussions des changements de la politique fiscale sur l'économie canadienne, l'approche SVAR appliquée par Blanchard et Perotti (2002) pour l'économie américaine et suivis par Phaneuf et Wasmer (2005) pour le cas canadien a été adoptée. Cette approche repose sur l'estimation de systèmes vecteurs-autorégressifs structurels. En effet cette approche a le mérite d'être utilisée dans le cadre de notre étude pour des raisons déjà énoncées dans le chapitre précédent. Cependant, l'étude ayant une nature purement empirique, elle s'inscrit donc plus précisément dans le cadre des études empiriques réalisées, notamment dans le cas de l'économie du Canada sur la problématique des impacts de la politique fiscale. Plusieurs auteurs ont déjà réalisé ce type d'études mais nous prenons pour référence, celle de Phaneuf et Wasmer (2005). Dans leur rapport de projet, ces auteurs obtiennent des résultats qui stipulent qu'une hausse de 1 point de pourcentage des taxes se traduit par une baisse automatique et instantanée du PIB de 0,06 point. Par contre une hausse des dépenses de 1 point se traduit par une hausse instantanée de 0,09 point du PIB. Ces deux résultats montrent que la politique fiscale a des faibles effets sur

l'activité économique du Canada ; ce qui diffère complètement de ce que l'étude de Owyang et al (2013) a révélé. Une explication possible de cet écart de résultat pourrait tirer son origine de la récente crise financière de 2007-2008 ou de la façon d'identifier les différents chocs.

Après plusieurs analyses de robustesse de leurs résultats, Phaneuf et Wasmer (2005) aboutissent à des conclusions selon lesquelles, les chocs fiscaux et les chocs de dépenses sont relativement persistants, surtout en ce qui concerne les chocs de dépenses gouvernementales. De tous les chocs étudiés, ces auteurs trouvent que ceux liés à l'activité économique sont les plus persistants. Après l'étude de la persistance des différents chocs étudiés, Phaneuf et Wasmer trouvent également que les dépenses publiques influent positivement sur l'activité économique à court terme, mais modestement et que les effets distorsifs des taxes réduisent l'activité économique. Cependant, pour eux, lorsque les effets cumulés des taxes et des dépenses se propagent dans le temps, les effets négatifs des taxes semblent l'emporter après quelques années. Enfin, Phaneuf et Wasmer trouvent que la variation des taxes n'a pas d'effet sur les dépenses budgétaires.

2.2 Instruments d'analyse

2.2.1 Modèle

Le modèle décrit ci-dessous, est estimé pour trois spécifications. Une première spécification qui est semblable au système de base estimé par Phaneuf et Wasmer (2005) est d'abord estimée. Ensuite nous ajoutons la variable taux de chômage qui est une variable pertinente en macroéconomie pour la deuxième estimation. Ce qui constitue, en plus de la nature de la base de données, des différences notables entre le présent travail et celui réalisé par ces deux auteurs. En effet, les études réalisées qui mettent en relation le taux de chômage et les trois autres variables

(dépenses publiques, taxes, PIB) constituent une littérature non négligeable. Dans un modèle de croissance néoclassique qui intègre une structure détaillée des taxes qui servent au financement des dépenses publiques et des transferts sociaux, R. Doménech et José R. Garcia (2007), analysent la relation entre le taux de chômage, les taxes et les dépenses publiques dans les pays de l'OCDE. Le chômage étudié par ces auteurs est celui causé par la fixation de salaire dans le cas d'une union monopolistique. Pour ces auteurs, la relation entre le chômage et les taxes dépendent de l'efficacité du gouvernement à transformer les impôts en biens publics et en transferts sociaux et la perception des syndicats de « comment les salaires affectent le bien-être ». Par exemple si les syndicats estiment que les transferts et les bénéfices sociaux qui en découlent sont fortement liés à la taxation, il ne peut pas avoir de pression à la hausse du salaire lorsque les taxes augmentent. L'étude conclue donc à la non-existence de relation entre le chômage et les impôts.

Cette conclusion nous semble particulière dans la mesure où nous avons connaissance de l'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre le chômage et les impôts. En théorie, lorsque les impôts augmentent, les charges des entreprises connaissent une hausse ; ce qui peut les amener à licencier quelques employés entrainant ainsi une hausse du chômage. En séries chronologiques, la plupart des études empiriques concluent qu'il ya une relation positive entre ces deux variables. À cet effet, nous citons en exemple, les travaux de Blanchard et Wolfers (2000), de Nickell et al (2005).

Pour ce qui est de la relation entre le chômage et les dépenses gouvernementales, elle existe et est positive selon la théorie keynésienne du modèle IS-LM. En 2014, Steinar H. et Victoria S. estiment l'impact des dépenses gouvernementales sur le chômage dans vingt pays de l'OCDE sur la période de 1980-2007 et concluent qu'une hausse des dépenses publiques de 1% du PIB, engendre une réduction du taux de chômage d'environ 0,3 points de pourcentage durant la même année. Le

résultat de cette étude, semble confirmer que la théorie keynésienne semble encore valide jusqu'à nos jours.

À la suite de cette petite lumière faite sur les relations qui peuvent exister entre le chômage et les autres variables de notre première spécification, nous trouvons notre deuxième spécification assez pertinente.

Enfin, nous remplaçons le chômage par l'inflation dans notre système de base et ceci constitue notre troisième spécification. Cette façon de faire, dérive d'un objectif d'introduire un choc monétaire qui peut être capté par l'inflation dans le modèle et d'estimer ses conséquences sur les résultats. Ainsi, nous présentons notre modèle à proprement parlant qui est un vecteur-autorégressif structurel. Sous sa forme réduite, il se présente de la façon suivante :

$$X_t = B(L)X_{t-1} + U_t, \quad (1)$$

avec X_t, le vecteur des variables d'intérêt composé du logarithme du PIB, (y_t), des dépenses publiques, (g_t), des taxes, (t_t). La fonction logarithmique n'étant pas appliquée aux deux autres variables de ce vecteur que sont le taux de chômage (ur_t) et le taux d'inflation (π_t); B(L), une matrice polynomiale d'ordre fini, dotée de puissances non-négatives d'opérateurs de retard, contenant les jeux de coefficients dynamiques et U_t, le vecteur des résidus de la forme réduite du VAR pour chacune des variables d'intérêt de X_t. Ainsi, X_t et U_t sont des vecteurs qui se présentent comme suit selon les trois spécifications:

$X_t = (t_t, g_t, y_t)'$ $U_t = (u_t^t, u_t^g, u_t^y)'$ pour la première spécification,

$X_t = (t_t, g_t, y_t, ur_t)'$ $U_t = (u_t^t, u_t^g, u_t^y, u_t^{ur})'$ pour la deuxième spécification et

$X_t = (t_t, g_t, y_t, \pi_t)'$ $U_t = (u_t^t, u_t^g, u_t^y, u_t^\pi)'$ pour la troisième spécification.

Les variables sont exprimées sous forme logarithmique, et *per capita* à l'exception du chômage et de l'inflation. Le choix de ces différentes variables peut être justifié par le fait que d'une part, nous désirons mesurer l'impact (productif ou improductif) des chocs gouvernementaux (dépenses publiques et taxes) sur l'activité économique (PIB) et d'autre part pour un souci de vouloir confronter les prédictions de la théorie keynésienne à la réalité (le choix du taux de chômage). En effet comme déjà mentionné plus haut, selon le modèle IS-LM traditionnel, l'augmentation des dépenses gouvernementales aurait pour conséquence une création d'emploi, donc une diminution du chômage. C'est dans l'intention donc de tester cet enseignement théorique que nous avons retenu le taux de chômage comme variable dans notre modèle pour la deuxième spécification. Le choix de l'inflation dans la troisième spécification de notre modèle se justifie par l'objectif déjà mentionné plus haut.

L'objectif recherché dans l'usage de SVAR pour analyser un problème économique est de pouvoir estimer les fonctions de réponse. Nous pouvons directement obtenir les fonctions de réponse à partir de la forme réduite de notre VAR présenté en (1) via sa représentation moyenne mobile qui s'écrit de la façon suivante :

$X_t = B\ (L)\ Xt_{-1} + Ut,$

avec $B(L) = B_1 L + B_2 L^2 \ldots\ldots\ldots\ldots + B_p L^p.$

$(I - B_1\ L - B_2 L^2 - \ldots\ldots\ldots - B_p L^p)\ Xt = Ut$

$X_t = C\ (L)\ Ut$ (2)

avec $\left(I - B(L)\right)^{-1} = C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$.

À partir de (2), nous pouvons donc mesurer l'impact de chaque choc (U_t) sur chaque variable. Cependant, les chocs U_t étant corrélés, il est donc difficile d'interpréter les fonctions de réponse obtenues. Il faut donc trouver la forme structurelle à partir de la forme réduite et partant, la relation qui existe entre les résidus de la forme réduite et ceux de la forme structurelle. La représentation moyenne mobile de cette forme structurelle est donnée par :

$$X_t = A(L)\varepsilon_t \qquad (3)$$

avec $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} A_i L^i$.

(2) et (3) nous permettent d'avoir la relation entre les résidus de la forme réduite et ceux de la forme structurelle qui s'exprime par :

$$C_0 Ut = A_0 \varepsilon_t \qquad (4)$$

où A_0, est une matrice de dimension (3x3) pour notre première spécification de base ou (4x4) pour la deuxième et la troisième spécification et $C_0 = I$, avec I la matrice identité qui est respectivement de dimension (3x3) pour la première spécification et (4x4) pour les deux dernières.

Le problème majeur rencontré en général dans l'utilisation d'un SVAR est celui de l'identification de la matrice A_0. Une fois que A_0 est identifiée, on peut passer de la forme réduite à la forme structurelle et interpréter les fonctions de réponse aisément. Dans le contexte de la présente étude, ceci renvoi à l'identification

correcte des chocs fiscaux (taxes) et des chocs de dépenses d'une part et l'assurance de la correspondance entre le vecteur des résidus de la forme réduite (U_t) et celui de la forme structurelle que nous notons par $\varepsilon_t = (\varepsilon^t, \varepsilon^g, \varepsilon^y)'$ pour la première spécification $\varepsilon_t = (\varepsilon^t, \varepsilon^g, \varepsilon^y, \varepsilon^{ur})'$ pour la deuxième spécification et $\varepsilon_t = (\varepsilon^t, \varepsilon^g, \varepsilon^y, \varepsilon^{\pi})'$ pour la troisième, avec ε_t qui est un vecteur de bruits blancs non corrélés de façon contemporaine. On fait l'hypothèse que la matrice de variance-covariance des résidus de la forme structurelle est donnée par $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_3$ où I_3 est une matrice de dimension (3x3) pour la spécification avec les trois variables de base (t_t, g_t, y_t), ou $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = I_4$ si nous ajoutons la variable taux de chômage ou taux d'inflation. La matrice de variance-covariance des résidus de la forme réduite est donnée par :

$$E(UU') = \Sigma. \tag{5}$$

Le problème d'identification dont nous avons fait cas plus haut, consiste donc à trouver les coefficients de la matrice A_0 qui mettent en liaison les deux vecteurs de résidus. Plusieurs méthodes d'identification existent dans la littérature. En 1980, Sims propose une méthode qui consiste à appliquer une décomposition de Choleski pour la matrice de variance-covariance Σ. Pour une matrice F symétrique définie positive par exemple, la décomposition de Choleski consiste à la décomposer de la façon suivante :

$$F = GG' \tag{6}$$

où G est une matrice triangulaire inférieure.

De la même manière, si l'on applique la décomposition de Choleski à la matrice de variance-covariance Σ des résidus de la forme structurelle de notre modèle, l'on pourrait obtenir une matrice triangulaire inférieure qui correspond à

$\Sigma = A_0 \Omega A_0'$, avec Ω, une matrice diagonale contenant les variances des différents chocs structurels.

Par la relation $U_t = A_0\varepsilon_t$, la matrice triangulaire inférieure obtenue impose que seulement le premier choc structurel a un effet contemporain sur la première variable de la représentation VAR. Le premier et le deuxième chocs structurels ont un effet contemporain sur la deuxième variable et ainsi de suite. L'ordre des variables contenues dans le VAR est donc d'une importance capitale. Il est à noter que cette méthode d'identification passe par des restrictions dites de court terme.

À la suite de Sims, Blanchard et Quah (1989) ont proposé une autre méthode d'identification basée sur des restrictions de long terme. Ils décomposent la représentation en forme réduite qu'ils estiment d'abord en différence en effet de long terme et en effet transitoire et obtiennent ainsi une décomposition multi-variée de Beveridge-Nelson. Après quelques manipulations mathématiques, cette décomposition permet d'obtenir une matrice de variance-covariance de long terme qui est exprimée en fonction de la matrice triangulaire inférieure qui peut elle même être identifiée par l'imposition d'un nombre suffisant de restrictions. Ces restrictions impliquent que seulement le premier choc a un effet de long terme sur la première variable de la représentation VAR. Il faut noter qu'il est important d'avoir des variables stationnaires en différence première pour cette méthode d'identification proposée par Blanchard et Quah.

Une autre méthode d'identification a été proposée par Blanchard et Perotti (2002). Cette méthode a été adoptée par Perotti (2004) et suivi par Phaneuf et Wasmer (2005). Elle consiste à faire une distinction des liens entre des innovations qualifiées d'automatiques et d'autres liens qui sont dits discrétionnaires. Par exemple, une innovation sur le PIB qui peut engendrer un surplus de recettes fiscales que l'on peut estimer est un lien automatique. Par contre, un choc positif sur les recettes fiscales qui peut conduire le gouvernement à augmenter ses dépenses est un lien discrétionnaire. Ces auteurs se servent de ces deux notions pour la détermination de deux matrices, l'une qualifiée de matrice de coefficients automatiques et l'autre de matrice de coefficients discrétionnaires.

Cependant, pour la suite de notre étude, nous optons pour la méthode à la Sims (1980) décrite plus haut. Des restrictions de court terme sont donc utilisées pour identifier la matrice A_0 de nos trois spécifications.

2.2.2 Première spécification : (t_t, g_t, y_t,)

La matrice A_0 qui représente la matrice des coefficients de la forme structurelle de cette spécification s'écrit de la façon suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{tg} & \alpha_{ty} \\ \alpha_{gt} & 1 & \alpha_{gy} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 \end{bmatrix}, \quad (7)$$

α_{yt} et α_{yg} sont les coefficients associés respectivement à l'impact des chocs fiscaux et de dépenses sur l'output que nous cherchons à estimer. Par contre α_{ty} et α_{gy} constituent l'impact des chocs de l'output sur les recettes fiscales et les dépenses gouvernementales. La matrice A_0 étant définie, il faut donc l'identifier afin de pouvoir estimer les autres coefficients. Cette identification passe par la matrice de variance-covariance $\Sigma = A_0 \Omega A_0'$. Nous devons donc faire des restrictions sur certains coefficients puisque la matrice Σ est symétrique et contient donc $\frac{m(m+1)}{2}$ éléments différents alors que la matrice A_0 quant à elle contient m^2 éléments. Nous avons donc besoin de $\frac{m(m-1)}{2}$ restrictions avec *m,* le nombre de variables contenues dans le VAR.

- Identification de la matrice A_0 de la première spécification : (t_t, g_t, y_t)

Pour cette spécification, le nombre de restrictions qu'il faut faire pour que la matrice A_0 soit juste-identifiée est égal à 3 par application directe de la formule décrite ci-dessus ($\frac{3(3-1)}{2}$ =3).

Dans leur étude, Blanchard et Perotti (2002) ont attribué la valeur de 2 au coefficient α_{ty} sur la période 1961 :1 à 2001 :4. En effet Blanchard et Perotti (2002), ont trouvé que la valeur moyenne de ce coefficient sur la période 1947 :1 à 1997 :4 est de 2,08. Elle a accru de 1,58 à 1,63 de 1947 :1 à 1960 :1 pour s'établir à 2.92 en 1997 :4. La valeur de 2 est donc une moyenne arithmétique de l'évolution de ce coefficient dans le temps. Elle signifie qu'une hausse de l'output qui serait imputable à un choc réel (choc technologique) de 1%, entraine une hausse des recettes fiscales de 2%. Cette valeur sera donc « empruntée » dans le cadre de la présente étude. Néanmoins, comme Phaneuf et Wasmer (2005), nous évaluerons la robustesse de cette restriction dans nos estimations puisque l'étude de ces auteurs portait sur des données de l'économie américaine. Pour le coefficient α_{gy}, nous supposons qu'il est égal à 0 pour la simple raison qu'un choc réel ou technologique qui fait hausser l'output n'a pas d'effet contemporain sur les dépenses budgétaires à court terme. Une dernière hypothèse consiste à imposer la valeur 0 au coefficient α_{tg} si nous supposons que le gouvernement prend d'abord les décisions concernant les taxes et ensuite celles concernant les dépenses, ou de façon alternative, on impose la valeur 0 au coefficient α_{gt} et on estime α_{tg}. Cette manière d'identifier ces deux coefficients ne change pas les résultats dans tous les cas selon Blanchard et Perotti (2002). Par contre, nous prendrons le soin de vérifier cette affirmation dans le cadre de la présente étude. Ces trois restrictions sont identiques à celles faites par Blanchard et Perotti (2002), de même que Phaneuf et Wasmer (2005) et sont suffisantes pour déterminer les trois autres coefficients que sont $\alpha_{yt,}$ α_{yg}, α_{gt} ou α_{tg}. Il n'est pas exclu d'avoir plus de restrictions pour identifier la matrice A_0 (on parle de matrice sur identifiée dans ce cas), mais comme nous souhaitons avoir une matrice juste-identifiée, nous nous

limitons à ces trois. Avec ces restrictions, la matrice A_0 présentée en (7) se réécrit de la façon suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 \\ \alpha_{gt} & 1 & 0 \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 \end{bmatrix}. \quad (8)$$

2.2.3 Deuxième spécification : (t_t, g_t, y_t, ur_t)

La matrice A_0 pour la deuxième spécification est une matrice de dimension (4x4) et s'écrit comme suit :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{tg} & \alpha_{ty} & \alpha_{tur} \\ \alpha_{gt} & 1 & \alpha_{gy} & \alpha_{gur} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 & \alpha_{yur} \\ \alpha_{urt} & \alpha_{urg} & \alpha_{ury} & 1 \end{bmatrix} \quad (9)$$

α_{yur} , est le coefficient associé à l'impact d'un choc de demande négatif qui pourrait engendrer une hausse de chômage sur l'output et α_{ury} est celui associé à la réponse du chômage suite à un choc de l'output ou choc d'offre. La mise en exergue de la relation entre le taux de chômage et le PIB dans cette nouvelle spécification tire son origine de la loi d'Okun. En effet, en 1970, l'économiste Américain Arthur Malvin Okun décrivit une loi par laquelle, il existe une relation linéaire empirique entre le taux de croissance du PIB et la variation du taux de chômage. Elle a pour forme générale :

$(\bar{Y}\text{-Y}) / \bar{Y} = c\ (U\text{-}\bar{U})$ où $\bar{Y}$ est la production potentielle, Y la production réelle, $\bar{U}$ le taux de chômage naturel, U le taux de chômage effectif ou réel et c le coefficient d'Okun saisissant l'élasticité du taux de chômage à la variation de la production.

Cette loi a pendant longtemps été un lien important entre les marchés des produits et celui du travail qui permet aux économistes de prévoir les effets d'un taux de croissance du PIB sur le chômage. Par la suite, nombreuses sont les études qui se sont intéressées à cette loi. Par exemple dans les années 2000, Jimm Lee (2000) a testé la robustesse de cette loi pour certains pays de l'OCDE parmi lesquels il y avait le Canada et trouve un coefficient de -1,68 (modèle en différence première) pour ce dernier pays. Les coefficients α_{tur} et α_{gur} constituent respectivement les impacts d'une hausse de chômage suite probablement à un choc de demande négatif sur les taxes et sur les dépenses publiques, tandis que α_{urt} et α_{urg} sont les réponses automatiques du chômage suite aux chocs de taxes et de dépenses.
Il est à noter que notre deuxième spécification est une tentative d'une nouvelle modélisation sous forme SVAR des relations entre ces quatre variables pour l'économie canadienne. Ceci étant, les restrictions faites sont basées sur notre connaissance de la théorie économique et du système de fonctionnement de l'économie canadienne. Elles restent donc largement discutables.

- Identification de la matrice A_0 de la deuxième spécification

Dans cette spécification, le nombre de restrictions à faire est de 6. Cependant, nous reconduisons les trois restrictions déjà faites dans le cas de la première spécification et ainsi, il nous reste donc trois autres.

Nous égalisons le coefficient α_{urt} à 0 pour la simple raison que le chômage ne répond pas de façon contemporaine aux variations des taxes. En effet, les variations des taxes influencent directement les décisions d'embauche des entreprises, mais celles-ci peuvent quand même prendre un temps assez long pour cela. Il est donc raisonnable de supposer que l'effet contemporain des taxes sur le chômage est égal à zéro. Pour le coefficient α_{yur}, le coefficient trouvé par Jimm Lee (2000) pour l'économie canadienne qui est de -1,68 est « emprunté » ici.

Comme dans le cas de la première spécification, nous évaluerons la robustesse de nos résultats à cette restriction. Enfin nous égalisons le coefficient α_{gt} à 0 car les taxes n'influencent pas directement les dépenses publiques. En effet, nous tirons cette dernière restriction de l'estimation de la première spécification. C'est un résultat qui avait été également obtenu par Blanchard et Perotti (2002), de même que Phaneuf et Wasmer (2005) dans l'estimation de leur système de base. Sous ces restrictions, la matrice A_0 identifiée se présente de la façon suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 & \alpha_{tur} \\ 0 & 1 & 0 & \alpha_{gur} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 & -1.68 \\ 0 & \alpha_{urg} & \alpha_{ury} & 1 \end{bmatrix}. \quad (10)$$

2.2.4 Troisième spécification : (t_t, g_t, y_t, π_t)

La matrice des coefficients A_0 de cette dernière spécification est de même dimension que celle de la deuxième spécification et peut être écrite de la façon suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{tg} & \alpha_{ty} & \alpha_{t\pi} \\ \alpha_{gt} & 1 & \alpha_{gy} & \alpha_{g\pi} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 & \alpha_{y\pi} \\ \alpha_{\pi t} & \alpha_{\pi g} & \alpha_{\pi y} & 1 \end{bmatrix} \quad (11)$$

$\alpha_{y\pi}$, est le coefficient associé à l'impact d'un choc monétaire qui est ici mesuré par l'inflation sur l'output et $\alpha_{\pi y}$ est celui associé à la réponse de l'inflation suite à un choc de l'output qui peut être identifié comme étant un choc technologique. De même, les coefficients $\alpha_{t\pi}$ et $\alpha_{g\pi}$ sont respectivement les impacts du choc monétaire sur les taxes et sur les dépenses budgétaires et $\alpha_{\pi t}$, $\alpha_{\pi g}$ sont les réponses de l'inflation aux chocs fiscal et de dépenses.

- Identification de la troisième spécification

Comme dans le cas de la deuxième spécification, l'on se doit de formuler 6 restrictions si l'on se fixe comme objectif d'avoir une matrice juste-identifiée. Ainsi, les trois premières restrictions formulées dans le cas de la première spécification demeurent valides puisque cette dernière spécification de même la deuxième ne sont que des sortes d'extension de la première. Il s'agit donc pour nous de trouver trois ou plus d'autres hypothèses qui nous permettrons de pouvoir estimer les différents coefficients de notre matrice A_0.

Une première hypothèse est que nous égalisons le coefficient $\alpha_{y\pi}$ à zéro. Ce qui signifie que nous supposons qu'un choc monétaire qui ferait hausser l'inflation n'a pas d'impact contemporain sur l'output. Cette hypothèse nous paraît appropriée dans le sens que nous travaillons avec le PIB réel et que nous savons par la neutralité monétaire que le choc monétaire n'influe que sur les variables nominales. Le choc monétaire ne peut donc pas avoir d'impact sur l'output qui est une variable réelle dans cette spécification.

Nous adaptons une autre hypothèse de Perotti (2004) qui suggère que l'effet du choc monétaire sur les taxes est très proche de 1. Ce qui nous permet d'attribuer la valeur de 1 au coefficient $\alpha_{t\pi}$. Pour la troisième et la dernière hypothèse, nous supposons que les dépenses publiques n'ont pas d'effet à court terme sur l'inflation d'où $\alpha_{\pi g} = 0$. Cette hypothèse semble intuitive dans la mesure où les variations des dépenses budgétaires affectent la demande globale dans un premier temps, qui à son tour affecte la demande de monnaie qui pourrait finalement avoir un impact sur le niveau des prix. Ce qui relève du moyen ou du long terme. Avec toutes ces hypothèses, la matrice A_0 se trouve ici juste-identifiée comme dans les deux premières spécifications. Sous sa forme identifiée, elle se présente comme suit :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & \alpha_{g\pi} \\ \alpha_{yt} & \alpha_{yg} & 1 & 0 \\ \alpha_{\pi t} & 0 & \alpha_{\pi y} & 1 \end{bmatrix} \quad (12)$$

2.3 Description des données et des variables

Les données utilisées dans le cadre de la présente étude sont trimestrielles et concernent la période de 1961 :1 à 2012 :2. Elles sont désaisonnalisées et proviennent de la base de données CANSIM II à l'exception de l'inflation qui provient de la base de données de la banque de réserve fédérale de St Louis. Certaines opérations ont été effectuées sur les variables d'intérêt. Le PIB, les dépenses publiques et les taxes sont *per capita* et sont mises sous forme logarithmique. Les taxes relèvent également d'une sommation des impôts sur revenus en provenance des particuliers, des impôts sur revenus en provenance des sociétés et entreprises publiques, des cotisations aux régimes d'assurance sociale et des autres transferts courants en provenance des particuliers à laquelle les transferts courants ont été déduits. L'inflation est obtenue à partir de l'IPC base (2010 = 100). Quant à la variable taux de chômage, elle regroupe les deux sexes de 15 ans et plus. Une synthèse de la liste des variables ainsi que les numéros de tableaux et de séries est présentée dans le tableau 2.1 ci-dessous.

Tableau 2.1

Liste synthétique des variables retenues et leurs références

Variables	Numéros de tableau	Numéros de série
PIB	380-0015	V1992067
Dépenses publiques	380-0007	V498326
Taxes	380-0007	V498316
Taux de chômage	282-0087	V2062815
Population	510-005	V1
Taux d'inflation		

Source : construction de l'auteur

Une description du cadre d'analyse et de la méthodologie utilisée pour traiter notre sujet a été faite au cours de ce chapitre. Il en ressort que le modèle que nous avons retenu est un SVAR qui est estimé selon trois spécifications différentes dépendamment du nombre de variables qu'il contient. Nous avons adopté la méthode de Sims (1980) qui consiste à utiliser des restrictions de court terme pour l'identification des différents chocs afin de pouvoir estimer les coefficients de notre matrice A_0. Les estimations, la présentation des différents résultats auxquels nous sommes parvenus ainsi que leurs interprétations sont exposés dans le chapitre qui suit.

CHAPITRE III

RÉSULTATS ET INTERPRÉTATIONS

Après l'identification de la matrice A_0 de chacune des trois spécifications, nous exposons dans un premier temps les résultats obtenus et nous les interprétons ensuite dans le présent chapitre. Enfin, nous faisons une analyse comparée des différents résultats entre eux d'abord et ensuite avec ceux d'autres études notamment consultées dans notre revue de littérature.

3.1 Résultats et interprétation de la première spécification (t_t, g_t, y_t)

L'estimation des coefficients de la matrice A_0 présentée en (8) nous donne le résultat suivant :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 \\ 0 & 1 & 0 \\ -0,48 & 0,03 & 1 \\ (0,0000) & (0,0000) & \end{bmatrix} \qquad (13)$$

Note : P-value entre parenthèses.

Après l'analyse de la robustesse (voir résultats en annexe 3) de cette estimation qui a consisté à faire varier le coefficient α_{ty} et à égaliser le coefficient α_{gt} à 0 dans le cas où l'on suppose que les décisions concernant les dépenses ont été prises avant celles concernant les taxes, les résultats obtenus demeurent robustes en ce sens que les signes et les seuils de significativités des différents coefficients sont restés les mêmes. Cependant, on observe de faibles variations de nos deux coefficients (α_{yt} et α_{yg}) suites aux variations du coefficient α_{ty}. Quant au

coefficient α_{gt}, il demeure statistiquement non significatif quelque soit la valeur attribuée au coefficient α_{ty}. Le coefficient α_{tg} est également non significatif lorsqu'on nous faisons la restriction de nullité sur le coefficient α_{gt}. Ainsi, sous les restrictions décrites plus haut et les coefficients obtenus de la régression de notre SVAR, nous pouvons déduire qu'un choc positif de 1 point de pourcentage porté sur les taxes par le gouvernement, se traduit par une baisse contemporaine du PIB de 0,48 point de pourcentage (coefficient significatif à 1%). Cependant, ce même choc n'a aucun impact sur les dépenses car le coefficient α_{gt} n'est pas statistiquement différent de zéro. Par contre, une hausse des dépenses publiques de 1 point de pourcentage entraine une hausse instantanée du PIB de 0,03 point de pourcentage (résultat significatif à 1%).

3.1.1 Fonctions de réponses structurelles de la première spécification

L'analyse des fonctions de réponses structurelles est importante dans l'étude des séries chronologiques. Elle permet de déterminer les effets des chocs externes sur les variables du système. Autrement dit, une fonction de réponse structurelle montre comment un choc structurel affecte la variable d'intérêt à travers le temps. Maintenant que nous avons estimé les coefficients de la matrice A_0, nous pouvons analyser la réponse dynamique de chaque variable à chaque choc structurel.

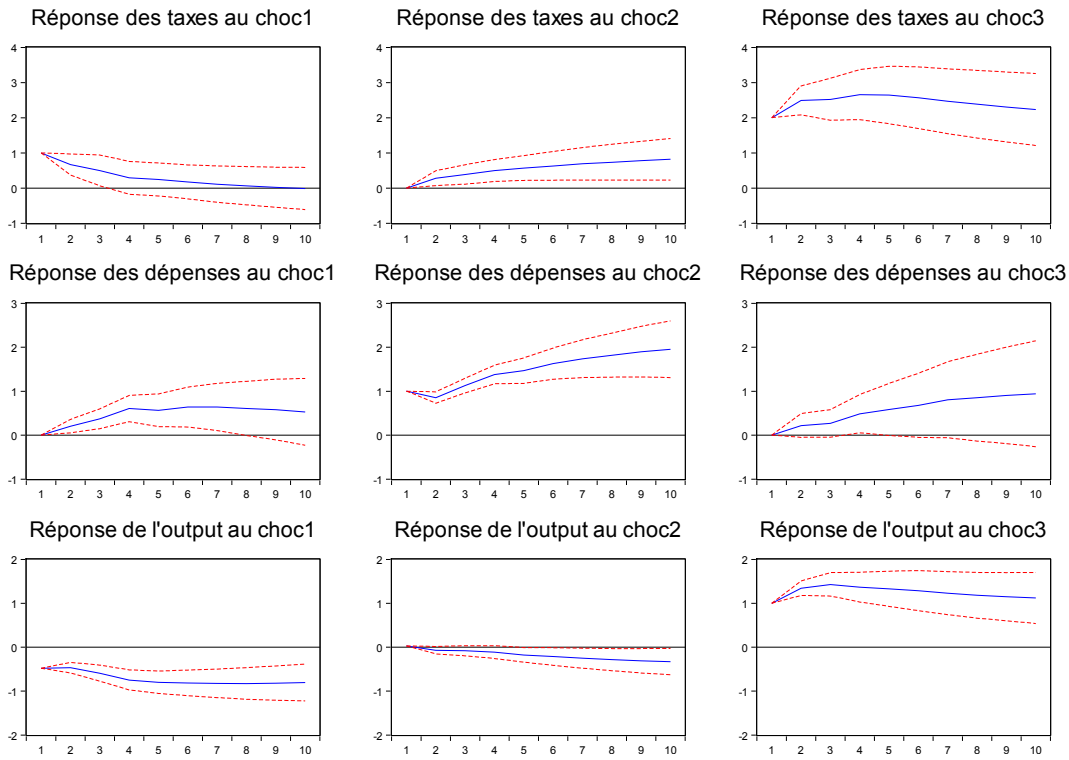

Figure 3.1 : fonctions de réponses structurelles de la première spécification ±2s.e.

Note : choc1 = choc fiscal ; choc2 = choc de dépenses ; choc3 = choc d'offre ou choc d'output.

S'intéressant à nos variables d'intérêt, ces graphes révèlent respectivement l'effet négatif du choc fiscal et l'effet positif des dépenses gouvernementales sur l'output. En effet, un choc positif porté sur les taxes affecte négativement l'output, et cet effet semble augmenter et persister jusqu'à la dixième période, soit deux ans et demi après le choc. Pour ce qui est de l'impact des dépenses budgétaires sur l'activité économique, il est très faible et tourne même au négatif dès le deuxième trimestre. À la lumière de ce dernier résultat, nous nous posons la question de savoir si nos deux chocs (choc fiscal et choc de dépenses) ont bien été identifiés, d'où la raison d'être de notre deuxième spécification.

3.2 Résultats et interprétations de la deuxième spécification (t_t, g_t, y_t, ur_t)

La matrice A_0 présentée en (10) sous sa forme estimée se présente de la façon suivante :

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 & \begin{matrix}-1{,}38\\(0{,}0000)\end{matrix} \\ 0 & 1 & 0 & \begin{matrix}0{,}75\\(0{,}0000)\end{matrix} \\ \begin{matrix}-0{,}48\\(0{,}0000)\end{matrix} & \begin{matrix}1{,}34\\(0{,}0000)\end{matrix} & 1 & -1{,}68 \\ 0 & \begin{matrix}-0{,}76\\(0{,}0000)\end{matrix} & \begin{matrix}-0{,}12\\(0{,}0000)\end{matrix} & 1 \end{bmatrix} \quad (14)$$

Note : P-value entre parenthèses.

Sous les restrictions imposées dans le cadre de l'estimation de notre deuxième spécification et après l'analyse de robustesse (voir en annexe 5), l'impact des taxes sur l'activité économique obtenu de la première estimation demeure pratiquement le même. Nous pouvons donc affirmer que le coefficient qui exprime cet impact semble stable. Quant au coefficient des dépenses budgétaires, son signe est resté le même, mais il a augmenté et dépasse l'unité (1,34). Ainsi, l'ajout du taux de chômage dans la spécification de base, semble avoir amplifié l'effet des dépenses gouvernementales sur l'output. Nous pouvons donc penser que le chômage pourrait contenir des informations qui permettraient une meilleure identification du choc de dépenses versus d'autres chocs de la demande.

Pour les autres coefficients de cette spécification qui ne font pas partis de nos coefficients d'intérêt, les résultats qui pourraient être interprétés sans insistance sont les suivants : un choc de demande négatif qui aurait entrainé une hausse du chômage de 1 point de pourcentage pourrait avoir comme impact, une baisse instantanée des taxes de 1,38 point de pourcentage. Par contre, l'effet de ce même choc sur les dépenses gouvernementales est une hausse de 0,75 point de pourcentage. Ces résultats nous semblent intuitifs dans la mesure où durant une

période « de chômage relativement élevé » qui correspondrait à une situation où l'activité économique est généralement en baisse, le gouvernement serait incité à adopter une politique fiscale expansionniste. En plus, lorsque le chômage augmente dans les pays développés comme le Canada, les gouvernements se trouvent à augmenter les dépenses budgétaires en particulier pour la prise en charge des nouveaux chômeurs. Ce résultat pourrait être vu comme un effet automatique dû au programme d'assurance-emploi du gouvernement canadien.

3.2.1 Fonctions de réponses structurelles de la deuxième spécification

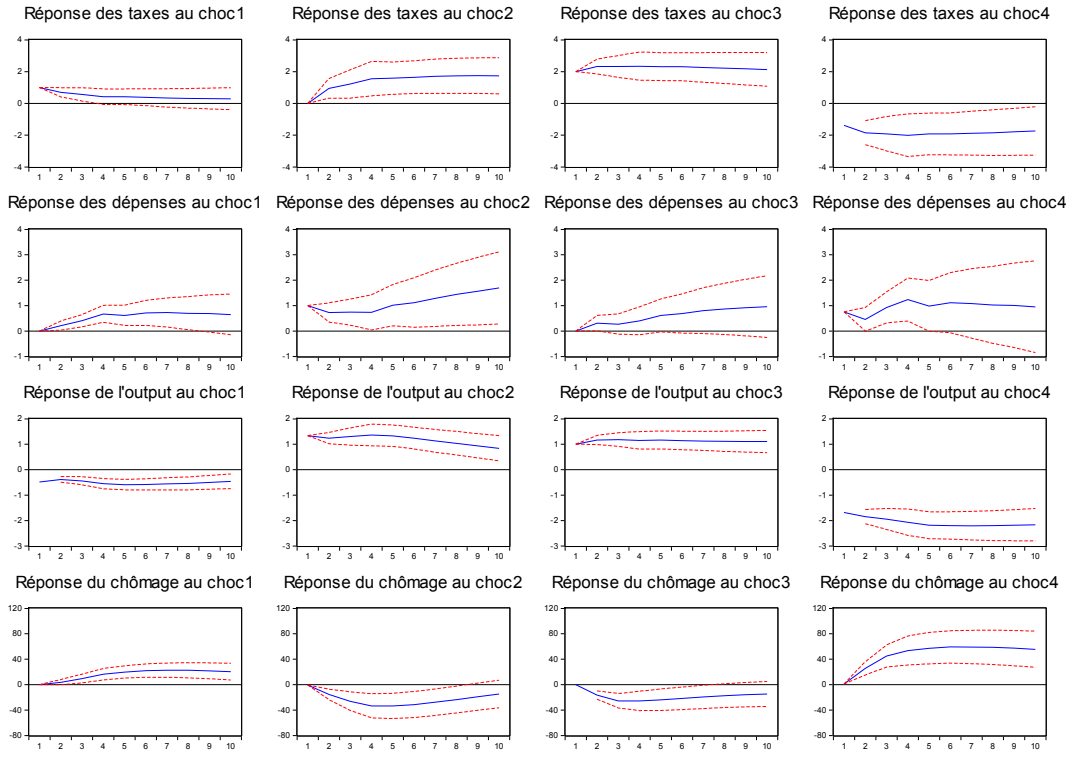

Figure 3.2 : fonctions de réponses structurelles de la deuxième spécification ±2s.e.

Note : choc4 = choc de demande négatif entraînant du chômage.

L'effet du choc fiscal sur l'output qui est pratiquement le même que celui obtenu dans la première spécification semble toujours persister dans le temps, mais tend à diminuer dès la septième période. Pour ce qui est de l'impact des dépenses

budgétaires, il reste positif sur toute la période, mais diminue dès le cinquième trimestre.

Pour les autres coefficients interprétables, les fonctions de réponses structurelles montrent que l'effet du chômage qui pourrait être imputable à un choc de demande négatif sur les taxes semble très persistent. Cet effet négatif s'amplifie dès le deuxième trimestre et reste ainsi jusqu'à la dixième période. Par contre, son effet positif sur les dépenses gouvernementales semble transitoire et on observe même une baisse de cet effet dès le deuxième trimestre. À l'opposé le choc des dépenses gouvernementales semble avoir un grand impact sur le chômage. Cet impact négatif, devient plus important à partir du deuxième trimestre et persiste ainsi jusqu'au dixième trimestre. Ce résultat nous rappelle les enseignements du modèle IS-LM des années 1930, enseignements selon lesquels les dépenses publiques créent de l'emploi, donc réduiraient le chômage surtout durant les périodes de mauvaises conjonctures économiques (comme une récession par exemple). L'introduction du chômage comme une quatrième variable dans notre SVAR, semble donc nous avoir permis de mieux identifier le choc de dépenses afin d'estimer son impact sur l'activité économique. Cependant, comment peut-on mieux identifier encore ce choc si l'on décide ne pas tenir compte du chômage ? Nous substituons l'inflation au chômage et nous estimons à nouveau les effets de nos deux chocs d'intérêt sur l'activité économique canadienne.

3.3 Résultats et interprétations de la troisième spécification : (t_t, g_t, y_t, π_t)

Sous les différentes hypothèses d'identification formulées plus haut, l'estimation des coefficients de la matrice A_0 de cette dernière spécification de notre SVAR nous donne les résultants suivants:

$$A_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 2 & 1 \\ 0 & 1 & 0 & \underset{(0,0000)}{0,93} \\ \underset{(0,0000)}{-0,49} & \underset{(0,0000)}{0,51} & 1 & 0 \\ \underset{(0,0000)}{0,29} & 0 & \underset{(0,0000)}{-1,65} & 1 \end{bmatrix} \qquad (15)$$

Note : P-value entre parenthèses.

Pour ce qui est de l'impact des taxes sur l'output, le coefficient estimé dans cette troisième spécification est pratiquement le même que celui obtenu avec la première et la deuxième spécification, confirmant ainsi une fois de plus la stabilité de ce coefficient. Cependant, l'effet des dépenses budgétaires qui était très faibles avec la première spécification, est devenu ici plus important (0,03 vs 0,51). Nous obtenons donc qu'un choc positif des dépenses publiques de 1% de point du PIB entraine une augmentation de l'output de 0,5%. Ce multiplicateur d'impact est moins élevé que celui obtenu avec la deuxième spécification. L'utilisation de l'inflation à la place du chômage dans cette spécification, aurait donc permis aussi de mieux identifier le choc de dépenses et ainsi de mieux capter son impact sur le PIB.

Les autres résultats obtenus qui ne relèvent pas de l'intérêt de notre étude, mais qui pourraient faire l'objet d'interprétation ici est, qu'un choc monétaire qui entrainerait de l'inflation de l'ordre de 1% fait augmenter les dépenses budgétaires de l'ordre de 0,9%. Ce résultat nous paraît intuitif dans le sens où nous savons que d'une façon générale, l'inflation fait augmenter les dépenses des agents économiques. Un choc fiscal de 1% pourrait avoir comme impact contemporain,

une hausse de l'inflation de l'ordre de 0,29%, tandis qu'un choc technologique qui ferait hausser l'output de 1%, aurait tendance à faire baisser de façon contemporaine l'inflation de 1,65%.

3.3.1 Fonctions de réponses structurelles de la troisième spécification

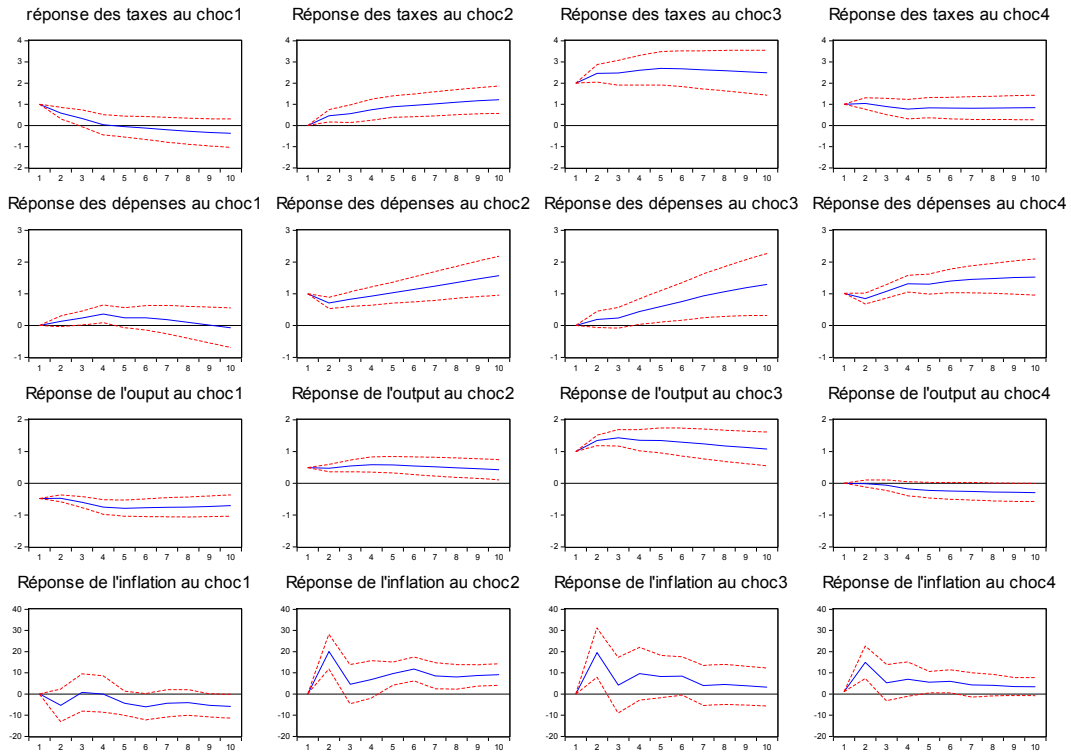

Figure 3.3 : fonctions de réponses structurelles de la troisième spécification ±2s.e

Note : choc4 = choc monétaire.

Considérant nos deux coefficients d'intérêt, ces fonctions de réponses structurelles montrent que l'impact négatif des taxes sur l'output est encore une fois de plus très persistent. Dès la deuxième période après le choc fiscal, l'effet s'accentue et se maintient ainsi jusqu'au dixième trimestre. Cependant, l'impact positif du choc de dépenses sur l'output connait une légère diminution dès la quatrième période et semble se maintenir ainsi jusqu'à la dixième période. On pourrait en outre de nos coefficients d'intérêt remarquer que l'impact de l'inflation sur les dépenses

budgétaires s'intensifie dès la deuxième période et maintient cette tendance haussière durant toutes les dix périodes.

3.4 Décomposition de la variance

Après usage de l'approche SVAR, il est important de faire la décomposition de la variance. En effet, elle sert à mesurer la contribution en pourcentage de chaque choc structurel à la variance de chaque série pour différente période. Théoriquement, on calcule la prévision au temps $t+h$ (avec h, l'horizon de prévision) conditionnellement à l'ensemble d'informations que l'on détient au temps t de la représentation moyenne mobile de notre SVAR présenté en (3) et son erreur de prévision. Ainsi, à partir de ce résultat, on calcule la variance de la série qui est produite par chaque choc structurel pour les différents horizons de prévision.

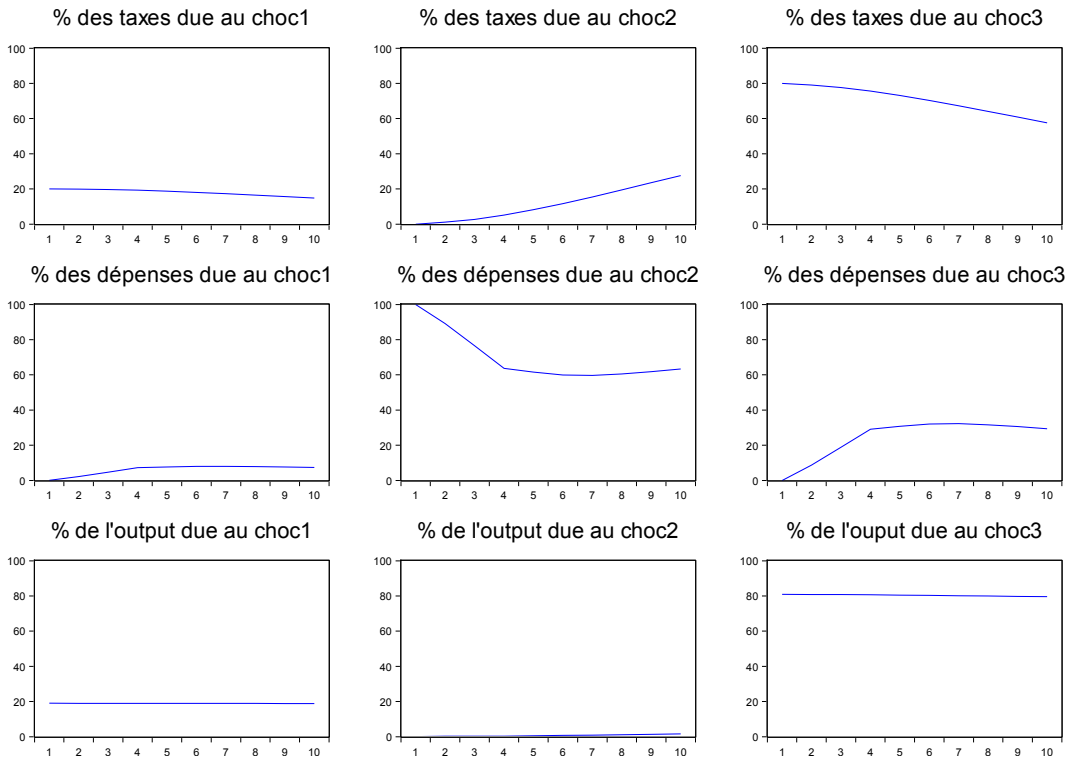

Figure 3.4 Décomposition de la variance de la première spécification.

Note : % signifie ici pourcentage de la variance d'une variable due à un choc.

Ces graphes mettent en évidence la contribution de chaque choc structurel aux variations de chaque série contenue dans notre SVAR. Ainsi, nous pouvons lire que le choc fiscal contribue à hauteur de 20% aux fluctuations de l'output sur les dix périodes, alors que la contribution du choc de dépenses est presque nulle sur les huit premières périodes. Ce n'est qu'à partir de la neuvième période qu'on observe une faible contribution du choc de dépenses aux variations de l'output.

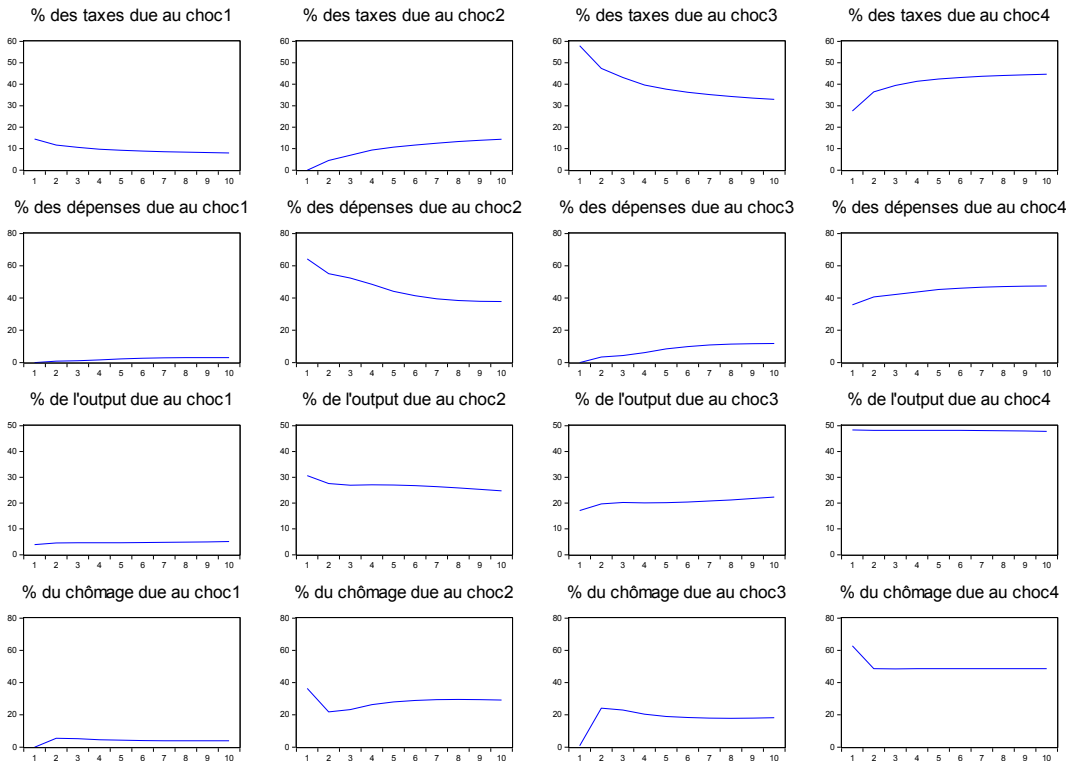

Figure 3.5 Décomposition de la variance de la deuxième spécification.

La contribution du choc fiscal aux variances de l'output qui était de 20% dans la première spécification est ici très faible. Elle est d'environ 5%. Par contre celle du choc de dépenses a augmenté ici et est d'environ 30%. Pour les autres chocs, une hausse du chômage imputable à un choc de demande négatif a une contribution assez élevée aux variations des autres séries de cette spécification. Pour les taxes, la proportion des variations qui est due à cette hausse de chômage est d'environ 30%. Elle est d'environ 40% pour les dépenses publiques et d'environ 50% pour

les fluctuations de l'output. À l'opposé, les contributions des trois autres chocs aux variations du chômage sont aussi intéressantes surtout celles du choc des dépenses et du choc d'output. Elles sont respectivement d'environ 40% dès la première période et environ 25% dès la deuxième période pour le choc de dépenses et celui d'output. Le choc fiscal contribue très peu aux fluctuations du chômage. Ce résultat illustre bien la faible réaction des employeurs suite aux variations des taxes.

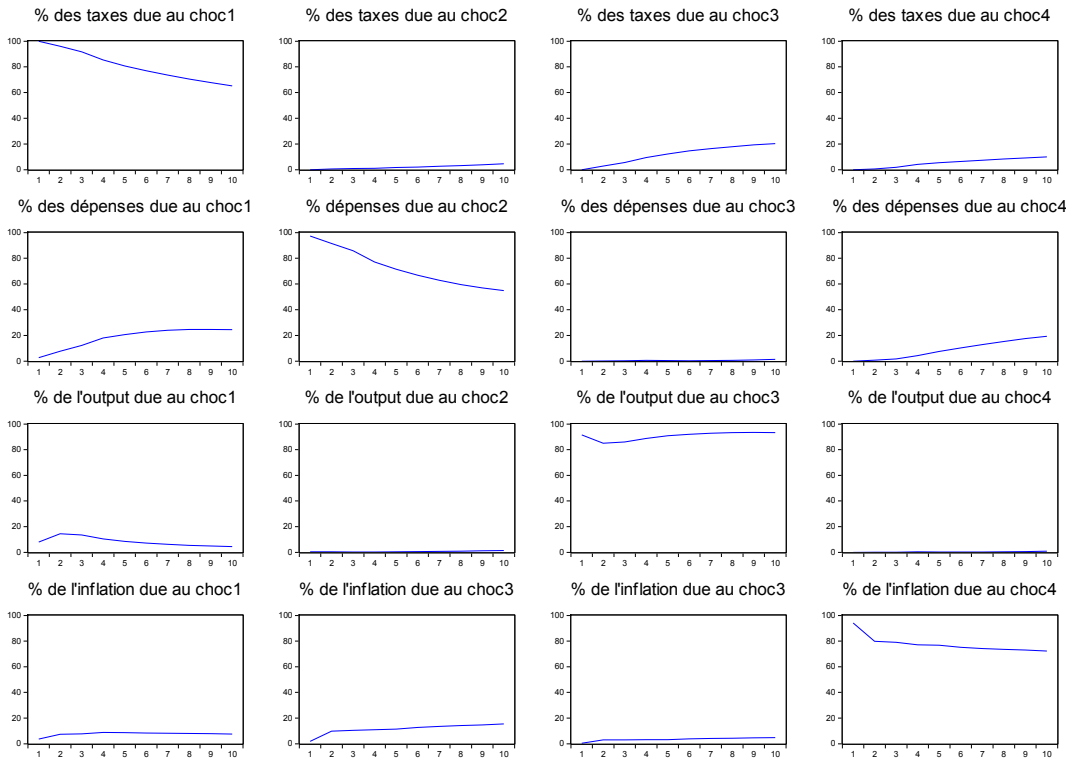

Figure 3.6 : décomposition de la variance de la troisième spécification.

Avec cette dernière spécification, nous pouvons voir que la contribution du choc fiscal aux variations de l'output est d'environ 5% comme dans la deuxième spécification et elle diminue au fur et à mesure que l'on s'éloigne dans le temps. Par contre, les dépenses publiques qui contribuaient à près de 30% aux variations de l'output dans la deuxième spécification, ont une contribution ici presque nulle comme dans le cas de la première spécification. Ce résultat laisse donc percevoir que le chômage pourrait avoir surestimé l'impact des dépenses budgétaires sur l'output.

3.5 Comparaison de nos résultats avec ceux d'autres études

Avant de comparer nos résultats avec ceux de n'importe quelle autre étude, nous relevons quelques légères différences entre les résultats de nos trois spécifications que nous tentons d'expliquer d'abord. La comparaison des résultats de nos trois spécifications nous permet de faire certaines remarques pertinentes. Le coefficient estimé qui représente l'effet de la taxation sur l'output est pratiquement le même pour les trois spécifications. Le multiplicateur fiscal que nous avons estimé semble donc stable. Cependant, celui représentant le multiplicateur des dépenses budgétaires diffère selon la spécification. Comme mentionné plus haut, il est très faible dans la première spécification (0,03), et dépasse l'unité dans la deuxième (1,34). Une explication possible de ce constat est que l'ajout du taux de chômage comme quatrième variable pourrait avoir « surestimé » l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique. Ce résultat n'est pourtant pas dépourvu de sens et peut être comparé à des résultats d'autres études consultées dans notre revue de littérature. Il est proche de ce qu'ont trouvé M. T. Owyang et al (2013). En effet ces auteurs ont estimé le multiplicateur des dépenses publiques pour les USA et le Canada et ont trouvé que pour un taux de chômage élevé (≥ à 7% pour le Canada et ≥ à 6% pour les USA), ce multiplicateur est plus grand que l'unité en particulier pour l'économie canadienne. Ils avaient obtenu un multiplicateur de 1,60 pour ce dernier pays. Notre multiplicateur des dépenses publiques de 1,34 semble donc être plus en accord avec la réalité de l'économie canadienne lorsque l'on se base sur l'évolution du chômage dans ce pays durant ces dernières années. En effet, selon Emploi et Développement Social du Canada, le taux de chômage reste élevé depuis 2007. De 6% en 2007, il est passé à 8,3% en 2009 pour s'établir à 7,2% en 2012.

Les résultats obtenus de l'estimation de la première spécification sont semblables à ceux obtenus par Auerbach et Gorodnichenko (2012a, 2012b) en ce qui

concerne l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique. En effet, ces auteurs avaient trouvé que le multiplicateur des dépenses publiques était presque nul pour l'économie américaine durant la période d'expansion. Le coefficient que nous avons trouvé pour cette même variable (dépenses publiques) est certes significatif à 1%, mais reste très faible (0,03). En 2005, Phaneuf et Wasmer avaient aussi trouvé un multiplicateur très faible pour les dépenses publiques, mais qui était trois fois plus grand (0,09) que le notre. L'observation de la fonction de réponse (figure 3.1) met clairement en évidence l'effet presque nul du multiplicateur des dépenses publiques. Son changement de signe dès la deuxième période n'est pas surprenant dans la mesure où certaines études révèlent un effet même négatif des dépenses gouvernementales sur l'output du Canada. C'est le cas par exemple de l'étude réalisée par Perotti (2004) pour cinq pays de l'OCDE où il trouve que pour le Canada, les dépenses publiques avaient un effet négatif sur l'activité économique sur la période 1980 – 2001. Il avait obtenu -0,28 comme multiplicateur des dépenses publiques dès la quatrième période de son estimation. Pour ce qui est de l'effet de la taxation sur l'output, le coefficient que nous avons obtenu de l'estimation de nos trois spécifications, est nettement plus grand que celui obtenu par Phaneuf et Wasmer (-0,48 vs -0,064), mais il est plus petit que celui obtenu par Blanchard et Perotti (-0,48 vs -0,87). Le multiplicateur des dépenses publiques obtenu avec l'estimation de la troisième spécification qui est de 0,5 peut être comparé à celui obtenu par Blanchard et Perotti (2002). Ces derniers auteurs avaient estimé ce multiplicateur à 0,84 dès le premier trimestre et à 0,45 à partir du quatrième trimestre.

Les autres coefficients obtenus de nos estimations dont leurs interprétations pourraient être intéressantes, mais qui ne font pas parti de ceux d'intérêt de la présente étude sont également comparables à ceux trouvés par d'autres études. Ainsi, la réponse instantanée du chômage aux dépenses gouvernementales que nous avons obtenue dans l'estimation de notre deuxième spécification, semble assez élevée lorsque nous la comparons aux résultats de l'étude de Steinar H. et Victoria S.(2014). En effet, ces auteurs ont estimé l'impact des dépenses

budgétaires sur le chômage dans 20 pays de l'OCDE sur la période 1980-2007 et ont conclue qu'une hausse des dépenses qui équivaut à 1% du PIB induit une baisse du chômage d'environ 0,3% (vs 0,76% que nous avons trouvé comme impact instantané) durant la même année. Cependant, notre résultat est très proche de celui obtenu par Monacelli et al (2010), qui utilisant des données américaines ont estimé l'impact des dépenses sur le chômage à une baisse de 0,6%. Sur la même problématique, mais utilisant l'approche DSGE, Cantore et al (2013) prédirent une baisse du chômage de 0,35% suite une variation expansionniste des dépenses publiques équivalant à 1% du PIB.

À travers ce chapitre, nous avons acquis des connaissances sur la nature des effets que la politique fiscale peut avoir sur l'activité économique qui est mesurée par les fluctuations de l'output. Il ressort que les dépenses gouvernementales influent positivement mais faiblement l'activité économique lorsque le niveau du chômage n'est pris en compte. Une fois que l'on fait interagir le taux de chômage avec les autres variables endogènes du SVAR qui est estimé, l'influence des dépenses budgétaires sur l'activité économique canadienne devient plus importante et dépasse même l'unité. Les taxes ont un impact négatif très important sur celle-ci. De même, le taux de chômage est influencé négativement par les dépenses budgétaires. Quant aux taxes, elles répondent de façon négative aux fluctuations haussières du taux de chômage. L'inflation fait hausser les dépenses budgétaires du gouvernement.

CONCLUSION

Cette étude qui avait pour objectif général d'analyser les impacts des chocs gouvernementaux sur l'économie canadienne, a permis dans un premier chapitre de faire une revue de littérature non exhaustive existant sur la problématique. Divers travaux empiriques et théories qui ont tenté de trouver des explications à cette problématique majeure en économie ont été énumérés. Le deuxième chapitre qui est consacré à la description de la méthodologie choisie et de la base de données, a permis d'éclaircir le fonctionnement théorique du modèle retenu. En effet, il existe diverses méthodologies pour traiter cette problématique, mais nous avons privilégié la méthodologie SVAR pour des raisons qui sont liées à la nature de notre base de données en particulier. Il semblerait que cette méthodologie produits des résultats assez intéressants lorsque l'on détient des données trimestrielles, ce qui est le cas de nos données. Le troisième qui constitue le dernier chapitre de notre travail, nous a permis d'avoir des réponses claires aux différentes questions que nous nous sommes posés à l'introduction de notre sujet.

Avec les hypothèses d'identification formulées dans le deuxième chapitre et dans le cadre de chacune des trois spécifications, nous obtenons les résultats suivants pour la première spécification de notre modèle : 1) une hausse des taxes de 1% a pour effet, une baisse contemporaine de l'output de 0,48%, résultat identique pour toutes les trois spécification; 2) l'output répond instantanément de façon positive mais très faiblement (0,03%) suite à une hausse des dépenses publiques équivalent à 1 point de pourcentage du PIB (résultat de la première spécification). Cependant, l'introduction du chômage ou de l'inflation dans le modèle de base a permis d'obtenir un multiplicateur de dépenses publiques plus grand que l'unité dans le premier cas et assez élevé dans le second. 3) En ce qui concerne les résultats de la deuxième spécification (introduction du chômage dans le modèle), le multiplicateur des dépenses budgétaires a augmenté et a atteint 1,34. Nous expliquons ce résultat par le niveau du chômage qui est relativement élevé au

Canada depuis la crise financière de 2008-2009. 4) Avec l'estimation de notre troisième spécification, nous obtenons un multiplicateur des dépenses budgétaires de 0,5. Ces deux résultats nous laissent donc croire que l'introduction du chômage ou de l'inflation dans le modèle de base pourrait nous avoir permis de mieux identifier le choc de dépenses. D'autres résultats qui nous semblent intéressants sont entre autre ; 5) une hausse du chômage due probablement à un choc de demande négatif de 1% engendrerait une baisse des taxes de 1,38% alors que, 6) on observe une hausse des dépenses publiques de 0,75% suivant une hausse du chômage du à ce même choc de 1%. 7) l'inflation qui serait le résultat d'un choc monétaire, fait hausser les dépenses budgétaires de 0,9%.

Au vu de ces résultats, certaines recommandations peuvent être formulées à l'égard des décideurs publics. Ces derniers doivent comprendre que la taxation a des effets néfastes sur l'activité économique canadienne et que par conséquent, ils doivent en faire usage avec prudence. Quant aux dépenses publiques, elles stimulent l'activité économique, surtout en période de mauvaises conjonctures économiques (chômage élevé, inflation élevée, récession). Il apparaît alors clair avec ces résultats que les peuples n'ont pas à attendre beaucoup des gouvernements en époque de conjoncture économique normale comme le cas du Canada quant à leurs capacités à générer des emplois. Il faut donc faire attention à ce que certains chefs de partis politiques promettent en période d'élections, surtout en matière de création d'emploi.

Toute œuvre humaine ayant toujours des insuffisances, il est alors fort probable que d'autres études ayant la même structure générale que la notre peuvent aboutir à des résultats qui peuvent différer. Une possible explication de ces éventuels résultats différents peut tirer son origine de la façon dont nous avons formulé nos hypothèses d'identification, de la période retenue ou de la non-prise en compte d'une possible existence de relations de long terme entre nos différentes variables dans notre travail. Auquel cas, l'estimation d'un VCEM pourrait produire des résultats meilleurs. Alors, la réflexion reste à pousser d'avantage pour les futures

recherches sur la même problématique qui pourraient par exemple porter sur l'analyse des effets asymétriques des chocs gouvernementaux.

ANNEXES

ANNEXE A : Définitions des mots clés

Activité économique : Production qui est mesurée par le produit intérieur brut (PIB réel).

Chocs gouvernementaux : variation non anticipée des taxes et des dépenses budgétaires.

Multiplicateur d'impact : réponse instantanée d'une variable suivant l'occurrence d'un choc au premier point sur le sentier de réponse.

ANNEXE B : Tableau 3.1

Résultats d'estimation de la première spécification

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 2$		
α_{gt}	0,002083	0,157327
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{yt}	-0,484838***	0,004731
α_{yg}	0,029728***	0,002125
$\alpha_{yy} = 1$		

Source : estimation de la première spécification.

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%.

ANNEXE C : Analyse de robustesse des résultats de la première spécification.

Tableau 3.2

Robustesse des résultats de la première spécification ($\alpha_{ty} = 1,75$).

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 1,75$		
α_{gt}	-0,003440	0,141114
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{yt}	-0,554684***	0,003439
α_{yg}	0,023752***	0,002062
$\alpha_{yy} = 1$		

Source : estimation de la première spécification.

Tableau 3.3

Robustesse des résultats de la première spécification ($\alpha_{ty} = 1,50$)

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 1,50$		
α_{gt}	-0,003102	0,126218
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{yt}	-0,686315***	0,005881
α_{yg}	0,046073***	0,002048
$\alpha_{yy} = 1$		

Source : estimation de la première spécification.

Tableau 3.4

Robustesse des résultats de la première spécification ($\alpha_{ty} = 1,25$).

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 1,25$		
α_{gt}	-0,002117	0,112077
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{yt}	-0,823656***	0,004692
α_{yg}	0,040867***	0,002078
$\alpha_{yy} = 1$		

Source : estimation de la première spécification.

Tableau 3.5

Robustesse des résultats de la première spécification ($\alpha_{gt} = 0$).

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
α_{tg}	0,055675	0,156556
$\alpha_{ty} = 2$		
$\alpha_{gt} = 0$		
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{yt}	-0,484957***	0,000702
α_{yg}	-0,001032	0,077813
$\alpha_{yy} = 1$		

Source : estimation de la première spécification

ANNEXE D : Tableau 3.6

Résultats d'estimation de la deuxième spécification

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 2$		
α_{tur}	-1,378654***	0,064814
$\alpha_{gt} = 0$		
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{gur}	0,746343***	0,024250
α_{yt}	-0,477846***	0,001075
α_{yg}	1,337009***	0,001451
$\alpha_{yy} = 1$		
$\alpha_{yur} = -1,68$		
$\alpha_{urt} = 0$		
α_{urg}	-0,760773***	0,018900
α_{ury}	-0,115862***	0,020019
$\alpha_{urur} = 1$		

Source : estimation de la deuxième spécification.

Note : *** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%.

ANNEXE E: Tableau 3.7

Analyse de robustesse de la deuxième spécification (α_{yur} = -1,25)

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
α_{tt} = 1		
α_{tg} = 0		
α_{ty} = 2		
α_{tur}	-2,115868***	0,018004
α_{gt} = 0		
α_{gg} = 1		
α_{gy} = 0		
α_{gur}	0,417209***	0,019590
α_{yt}	-0,485446***	0,000773
α_{yg}	0,479308***	0,000940
α_{yy} = 1		
α_{yur} = -1,25		
α_{urt} = 0		
α_{urg}	-0,974048***	0,019330
α_{ury}	-0,298832***	0,017699
α_{urur} = 1		

ANNEXE F: Tableau 3.8

Analyse de robustesse de la deuxième spécification ($\alpha_{yur} = -1$)

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 2$		
α_{tur}	-1,657585***	0,012919
$\alpha_{gt} = 0$		
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{gur}	0,354982***	0,013810
α_{yt}	-0,485457***	0,000806
α_{yg}	0,502376***	0,000946
$\alpha_{yy} = 1$		
$\alpha_{yur} = -1$		
$\alpha_{urt} = 0$		
α_{urg}	-1,368535***	0,019277
α_{ury}	-0,324943***	0,018918
$\alpha_{urur} = 1$		

ANNEXE G : Tableau 3.9

Analyse de robustesse de la deuxième spécification ($\alpha_{yur} = -0,75$)

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 2$		
α_{tur}	1,489625***	0,001974
$\alpha_{gt} = 0$		
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
α_{gur}	0,181249***	0,006428
α_{yt}	-0,485669***	0,000981
α_{yg}	-0,079134***	0,000957
$\alpha_{yy} = 1$		
$\alpha_{yur} = -0,75$		
$\alpha_{urt} = 0$		
α_{urg}	2,862500***	0,018974
α_{ury}	-0,386202***	0,021161
$\alpha_{urur} = 1$		

ANNEXE H : Tableau 3.10

Résultats d'estimation de la troisième spécification

Paramètres	Coefficients estimés	Écarts types
$\alpha_{tt} = 1$		
$\alpha_{tg} = 0$		
$\alpha_{ty} = 2$		
$\alpha_{t\pi} = 1$		
$\alpha_{gt} = 0$		
$\alpha_{gg} = 1$		
$\alpha_{gy} = 0$		
$\alpha_{g\pi}$	0,934832***	0,001664
α_{yt}	-0,494704***	0,001043
α_{yg}	0,513670***	0,000880
$\alpha_{yy} = 1$		
$\alpha_{y\pi} = 0$		
$\alpha_{\pi t}$	0,285048***	0,028287
$\alpha_{\pi g} = 0$		
$\alpha_{\pi y}$	-1,653602***	0,038333
$\alpha_{\pi\pi} = 1$		

Source : estimation de la troisième spécification.

ANNEXE I : Matrice de variance-covariance des résidus de la première spécification.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0{,}000357 & 4{,}85.10^{-5} & 4{,}00.10^{-5} \\ 4{,}85.10^{-5} & 0{,}000145 & 9{,}80.10^{-6} \\ 4{,}00.10^{-5} & 9{,}80.10^{-6} & 5{,}58.10^{-5} \end{bmatrix}$$

ANNEXE J : Matrice de variance-covariance de la deuxième spécification

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0{,}000353 & 5{,}35.10^{-5} & 3{,}80.10^{-5} & -0{,}001099 \\ 5{,}35.10^{-5} & 0{,}000142 & 1{,}12.10^{-5} & 0{,}000357 \\ 3{,}80.10^{-5} & 1{,}12.10^{-5} & 4{,}91.10^{-5} & -0{,}000652 \\ -0{,}001099 & 0{,}000357 & -0{,}000652 & 0{,}072198 \end{bmatrix}$$

ANNEXE K : Matrice de variance-covariance de la troisième spécification.

$$\Sigma = \begin{bmatrix} 0{,}000348 & 3{,}60.10^{-5} & 3{,}95.10^{-5} & 0{,}001864 \\ 3{,}60.10^{-5} & 0{,}000136 & 9{,}76.10^{-6} & 0{,}001020 \\ 3{,}95.10^{-5} & 9{,}76.10^{-6} & 5{,}61.10^{-5} & -5{,}16.10^{-6} \\ 0{,}001864 & 0{,}001020 & -5{,}16.10^{-6} & 0{,}276770 \end{bmatrix}$$

ANNEXE L :

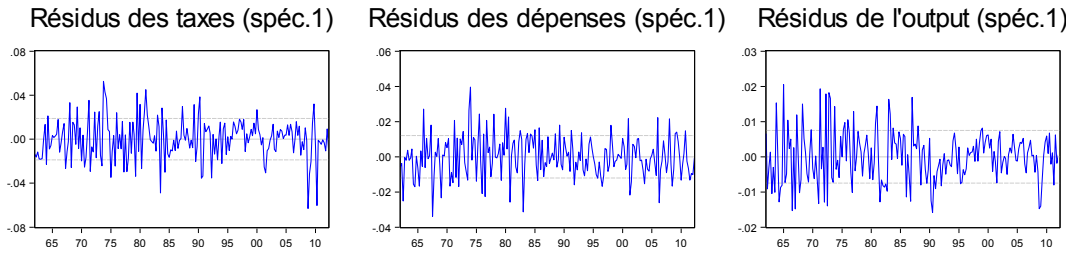

Figure 2.1 : Résidus des variables utilisées pour la première spécification.

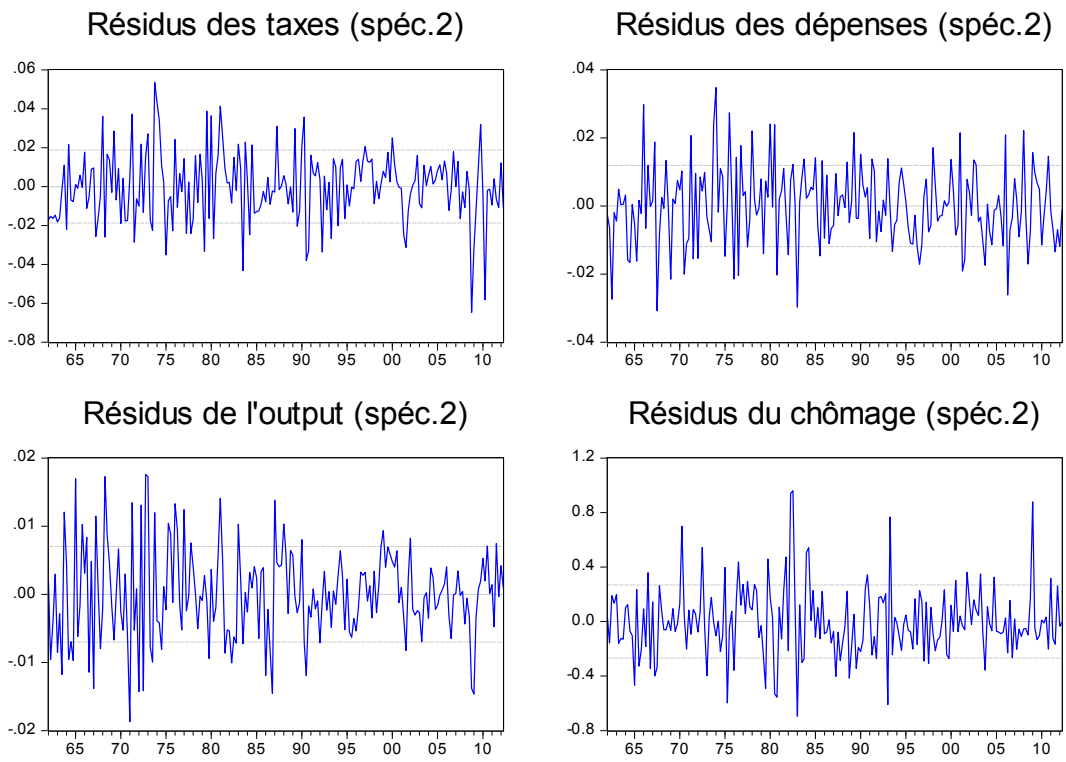

Figure 2.2 : Résidus des variables de la deuxième spécification.

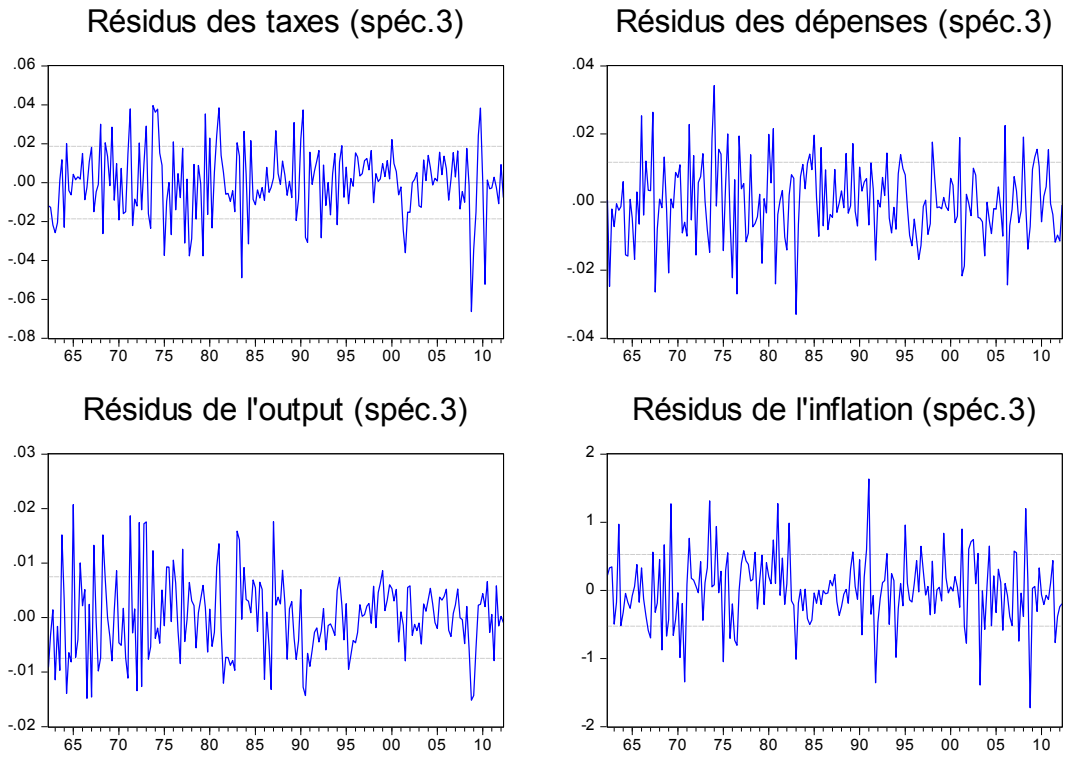

Figure 2.3 Résidus des variables de la troisième spécification.

RÉFÉRENCES

Auerbach, Alan J. et Gorodnichenko, Yuriy. 2012a. «Measuring the Output Response to Fiscal Policy». American Economic Association, vol. 4(2), PP.1-27, (May).

Auerbach, Alan J. et Gorodnichenko, Yuriy. 2012b. «Fiscal Multipliers in Recession and Expansion». National Bureau of Economic Research, W17447. (January).

Aiyagari, S, Rao. Lawrence J. Christiano et Eichenbaum M. 1992.«The Output, Employment, and Interest Rate Effects of Government Consumption». National Bureau of Economic Research, W3330, (April).

Alesina, Alberto, F. et Ardagna, Silvia. 2009. « Large Changes in Fiscal Policy: Taxes versus Spending». National Bureau of Economic Research, W15438. (October).

Barro, Robert, J. 1981. «Output Effects of Government Purchases». Journal of Political Economy, 89(6). PP.1086-1121. (May).

Baxter Marianne et King Robert G. 1993. «Fiscal Policy in General Equilibrium». American Economic Review, Vol. 83 No.3, PP. 315-334. (June).

Blanchard, Olivier et Wolfers Justin. 2000. «The role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence». The Economic Journal, Vol.110 N_0 462. PP. C1-C33, (March).

Blanchard, Olivier et Perotti, Roberto. 2002. «An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output». Quaterly Journal of Economics, PP. 1329-1367. (November).

Blanchard, Olivier J. et Quah, Danny. 1989. «The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances». The American Economic Review, Vol. 79, n_o 4, PP. 655-673. (September).

Bruckner, Markus et Pappa, Evi. 2012. «Fiscal Expansions, Unemployment, and Labour Force Participation: Theory and Evidence». International Economic Review, Vol.53. N_0 4. (November).

Burnside, Craig, Eichenbaum, Martin et Rebelo, Sergio. 2004. «Government Guarantees and Self-Fulfilling Speculative Attacks». Journal of Economic Theory. PP 31-63.

Caldara, Dario et Kamps, Christophe. 2012. «The Analytics of SVARs : A Unified Framework to Measure Fiscal Multipliers». Journal of Economic Literature. (February).

Cantore, Christiano, Levine, Paul, et Giovanni, Melina. 2013. «A fiscal Stimulus and Jobless Recovery». International Monetary Fund, WP/13/17, (January).

Crafts, Nicholas et Mills, Terence C. 2012. «New Estimates of the Impact of "Keynesian" Policies in 1930s' Britain». European Historical Economics Society, W no.31. (November).

Doménech, Rafael et Garcia, José Ramón. 2007. «Unemployment, Taxation and Public Expenditure in OECD economies». University of Valencia. (January).

Gali, Jordi. Lopez-Salido David, et Vallès Javier. 2007. «Understanding the Effects of Government Spending on Consumption». Journal of the European Economic Association. (March).

Holden, Steinar et Sparrman Victoria. 2014.«Do Government Purchases affect Unemployment?». Journal of Economic Literature. (May).

Jorda, Oscar. 2005. «Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections». American Economic Review, Vol. 95(1), PP.161-182. (March).

Keynes John M. 1936. «Théorie Générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie». London : Macmillan, PP. 360-403.

Lawrence, Christiano, Eichenbaum, Martin et Rebelo, Sergio. 2010. «When is the Government Spending Multiplier Large?». National Bureau of Economic Research, W15394, (December).

Monacelli, Tommaso. et Perotti, Roberto. 2008. «Fiscal Policy, Wealth Effects and Markups». National Bureau of Economic Research, W14584, (December).

Monacelli, Tommaso. Perotti, Roberto. et Trigari Antonella. 2010. «Unemployment Fiscal Multipliers». Journal of Monetary Economics, Vol. 57 (2010). PP. 531-553. (May).

Mountford, Andrew et Harald Uhlig. 2009. «What are the Effects of Fiscal Policy Shocks?». National Bureau of Economic Research, W14551. (December).

Nickell, Stephen Nunziata, Luca et Ochel, Wolfgang. 2005. «Unemployment in the OECD Since the 1960s. What do we know?». The Economic Journal, 115. (January).

Owyang, T. Michael, Ramey, A. Valerie et Zubairy Sarah. 2013. «Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from 20th century Historical Data».W2013-004A. (January).

Phaneuf, Louis et Wasmer, Étienne. 2005. «Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique au Québec et au Canada». CIRANO, Montréal. (Octobre).

Perotti, Roberto. 2004. «Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD countries». Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research.(November).

Ramey, Valerie, A. 2012. «Government Spending and Private Activities». National Bureau of Economic Research, W17787. (January).

Ramey, Valerie, A. 2011. « Can Government Purchases Stimulate the Economy?». National Bureau of Economic Research. (June).

Ramey, Valerie A. et Shapiro Matthew, D. 1998. «Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending». National Bureau of Economic Research.

Rotemberg, Julio et Woodford, Michael. 1992. «Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity». Journal of Political Economiy, Vol. 100, PP.1153-120. (December).

Smets, Frank et Wouters, Raf. 2002. «An Estimated Stochastic Dynamic General Equilibrium Model of the Euro Area». European Central Bank, W171, (August).