

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ÉVALUATION DE L'IMPACT DES DÉPENSES GOUVERNEMENTALES
SUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE ET L'EMPLOI AU CANADA

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

JONATHAN DUPUIS

SEPTEMBRE 2014

REMERCIEMENTS

Je tiens d'abord à remercier mon directeur de recherche, Louis Phaneuf, pour sa disponibilité, ses idées, suggestions et commentaires toujours pertinents et instructifs. Je le remercie également pour ses encouragements et sa patience lors des périodes de rédaction peu fructueuses. Bien que je lui attribue une bonne part de ma réussite dans ce projet, je me considère comme seul responsable des erreurs qui auraient été commises dans l'interprétation des conseils que j'ai reçus.

Je remercie également mes professeurs, les membres du personnel administratif du département et mes collègues d'étude qui ont fait de ces dernières années une expérience des plus agréables.

Enfin, je souhaite remercier mes proches pour leur soutien et leurs encouragements tout au long de mes études.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX	vii
LISTE DES FIGURES	ix
RÉSUMÉ	xi
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
MODÈLE MACROÉCONOMIQUE THÉORIQUE	5
CHAPITRE II	
MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES	13
2.1 Modèles structuraux	13
2.2 Modèles non structuraux	14
CHAPITRE III	
MULTIPLICATEURS FISCAUX POUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE	19
3.1 Modèle de référence	19
3.1.1 Base de données	24
3.2 Spécification 1 : Estimation et fonction de réponse	25
3.3 Spécification 2 : Estimation et fonction de réponse	26
3.4 Robustesse des résultats	27
CHAPITRE IV	
MULTIPLICATEURS FISCAUX POUR L'EMPLOI	31
4.1 Base de données	32
4.2 Emploi	33
4.2.1 Spécification 1 : Estimation et fonction de réponse	33
4.2.2 Spécification 2 : Estimation et fonction de réponse	34
4.3 Heures travaillées	35
4.3.1 Spécification 3 : Estimation et fonction de réponse	35
4.3.2 Spécification 4 : Estimation et fonction de réponse	36

4.4 Robustesse des résultats	38
CONCLUSION	41
ANNEXE A	
TABLEAUX	43
ANNEXE B	
FIGURES	51
BIBLIOGRAPHIE	57

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
A.1 Baxter et King (1993) Tableau 1	44
A.2 Baxter et King (1993) Tableau 2	44
A.3 Baxter et King (1993) Tableau 3	45
A.4 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Activité économique spécification 1	45
A.5 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Activité économique spécification 2	46
A.6 Test 1 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique	46
A.7 Test 2 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique	46
A.8 Test 3 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique	47
A.9 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Emploi spécification 1	48
A.10 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Emploi spécification 2	48
A.11 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Heures travaillées spécifications 3 et 4	49

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
B.1 Fonctions de réponses de l'activité économique (spécification 1)	52
B.2 Fonctions de réponses de l'activité économique (spécification 2)	53
B.3 Fonctions de réponses de l'emploi (spécification 1)	54
B.4 Fonctions de réponses de l'emploi (spécification 2)	55
B.5 Fonctions de réponses des heures travaillées (spécification 3 et 4)	56

RÉSUMÉ

Depuis les huit dernières décennies, les différents gouvernements occidentaux considèrent de leur devoir d'investir des sommes d'argent impressionnantes dans des programmes de relance ou de soutien à l'économie, mais ces dépenses sont-elles réellement efficaces? Ce mémoire vise à évaluer empiriquement l'effet d'une augmentation des dépenses publiques sur l'activité économique et l'emploi au Canada. L'impact sera décomposé pour les secteurs public et privé de l'économie. Nous employons des vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) pour identifier les impacts des dépenses du gouvernement.

La première partie analyse l'impact des dépenses sur l'activité économique. Nous obtenons un impact positif sur le secteur public et un impact négatif sur le secteur privé. L'effet est négatif sur l'activité économique totale, nous en concluons donc que l'impact négatif sur le secteur privé est plus important que l'impact sur le secteur public.

La seconde partie rapporte les résultats sur l'emploi qui sera approximé par les heures effectives de travail et le nombre d'employés. Dans le cas des heures de travail, l'impact n'est pas significatif sur le secteur privé et il est positif pour le secteur public. Les résultats ne sont pas significatifs pour le nombre d'employés autant pour le secteur public que le privé.

Mots clés : dépenses budgétaires, activité économique, emploi, SVAR

INTRODUCTION

La grande crise économique des années 1930 a provoqué une chute dramatique de la richesse dans le monde occidental et une augmentation marquée du chômage, alors que plusieurs économistes de l'époque pensaient que la nation américaine¹ était sur le chemin d'une expansion sans fin. C'est sous le régime présidentiel de Hoover que le gouvernement a mis sur pied un programme de dépenses publiques dans le but de calmer la pression des millions de chômeurs. Puis l'action de secours s'est transformée en embauche de travailleurs (principalement pour l'entretien des routes) avec l'arrivée du président Roosevelt. C'est Keynes en 1936 avec la *Théorie générale* qui a justifié économiquement l'intervention de l'État dans le système capitaliste lorsque celui-ci ne peut sortir d'une récession. L'argumentation était basée sur l'idée que l'investissement est le principal moteur de création de la richesse, mais les entreprises ont besoin de l'épargne qui est malheureusement anémique lors d'un ralentissement économique. Alors, il revient au gouvernement par le biais d'investissements publics de compenser l'incapacité du secteur privé à relancer l'économie.²

En réponse à ces événements, des législations ont vu le jour à travers le monde, stipulant en somme qu'il est de la responsabilité du gouvernement de maintenir la croissance économique et le plein emploi. Le débat sur l'utilisation des dépenses publiques comme politique de stabilisation de l'économie est depuis ce temps une source constante de mésentente entre économistes. Plusieurs affirmeront qu'il serait dommage de ne pas profiter de cette avenue afin d'atténuer l'ampleur des chocs macroéconomiques. D'autres, soutiennent pour leur part que les longs délais de transmission de la politique budgétaire

1. Nous faisons référence aux États-Unis en introduction puisque les développements en matière de politique fiscale se basaient alors principalement sur l'économie américaine.

2. Heilbroner (2001)

combinés aux erreurs de prévisions de la conjoncture rendent impossible le bon fonctionnement de ces politiques de stabilisation.³ Il est d'autant plus important de bien évaluer l'impact des politiques fiscales dans la mesure où elles sont particulièrement coûteuses aux contribuables.

La crise économique sévère des dernières années s'est naturellement suivie par l'émergence d'une nouvelle vague de recherches sur le multiplicateur des dépenses publiques. À la suite des critiques de Lucas et Sims, les modèles d'équilibre général dynamique et les vecteurs autorégressifs (VAR) se sont largement développés et dominent maintenant la recherche macroéconomique. Depuis, d'autres recherches ont porté sur la comparaison de ces deux types de modèles. Collard et Fève (2008) testent par maximum de vraisemblance un modèle VAR et trois modèles en équilibre général dynamique (DSGE). Ils concluent qu'un modèle en équilibre général assez modeste avec coût d'ajustement ou de la persistance des habitudes permet de dégager des résultats se rapprochant de ceux d'un VAR.⁴

Les modèles macroéconométriques non structureaux ont gagnés beaucoup en popularité au cours des dernières années principalement puisqu'ils ne demandent pas autant « d'entretien » que les modèles structureaux qui doivent être ajustés régulièrement. Aussi, Sims (1980) critique le grand nombre de dépendances contenues dans ces modèles qui seront résolus avec des formes réduites où les variables endogènes sont estimées par leurs retards et ceux de toutes les autres variables. Dans ce sens, les modèles de type VAR permettent d'estimer les liens dynamiques entre les séries avec la même méthode et bien que le modèle soit non structurel, la théorie économique devrait être prise en compte dans le choix des variables à utiliser. Ils permettent donc d'obtenir des résultats avec plus de simplicité tout en imposant moins de restrictions sur les variables qu'avec des modèles structureaux. Par contre, il est à noter que ce type de modèle a une valeur informative très limitée quant aux causes des changements annoncés. De plus, il devient particulière-

3. Mankiw (2009)

4. Voir également Fève (2006)

ment important de rester critique quant aux résultats proposés dans la mesure où il n'y a que peu de fondement théorique derrière le modèle, ce qui peut mener à des réponses qui ne font aucun sens économiquement. En plus de la critique statistique de Sims, la critique de Lucas (1976) attaque les modèles macroéconométriques d'un point de vue économique. Selon cette critique, comme les équations de comportement des modèles sont sous formes réduites, les multiplicateurs résultants d'analyses de politiques seraient biaisés. Le problème serait dû aux paramètres qui ne sont pas invariants selon la forme d'expression de la politique économique.

Le regain d'intérêt suscité par le sujet des politiques fiscales a imposé aux chercheurs de faire preuve de beaucoup d'ingéniosité au cours des dernières années. Malheureusement, il semble y avoir peu d'étude récente et approfondie sur l'évaluation du multiplicateur fiscal au Canada. À la lumière des plus récents développements sur la question, cette recherche vise à évaluer l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique et l'emploi au Canada. Les effets seront divisés pour les secteurs public et privé, ce qui constitue notre principal apport à la littérature.

La première section de la recherche consiste en un bref exposé d'un modèle macroéconomique théorique. La seconde section retrace quelques études économétriques portant sur les développements les plus récents du questionnement sur la pertinence des politiques publiques aux fins de stabilisation économique. La troisième section sera axée sur l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique du Canada pour chaque secteur. La quatrième section reproduira l'exercice pour l'emploi et la dernière section présentera une discussion des résultats obtenus.

CHAPITRE I

MODÈLE MACROÉCONOMIQUE THÉORIQUE

Théorie macroéconomique moderne

Le modèle de type *IS – LM* offrait une réponse sur le multiplicateur des dépenses publiques. Tant que la banque centrale n’applique pas comme politique une trop forte tendance à stabiliser l’activité économique, une hausse des dépenses gouvernementales (ou une baisse des impôts) implique à coups sûrs une accélération plus grande de l’activité économique ($\frac{\delta Y}{\delta G} > 1$)¹.

Or, la théorie macroéconomique moderne basée sur les modèles en équilibre général dynamique n’est pas aussi catégorique. Baxter et King (1993) le prouvent en étudiant l’impact de politiques fiscales dans un modèle néoclassique. Les effets de la politique fiscale sont étudiés sous trois aspects distincts soient, le mode de financement du programme, la durée de celui-ci, ainsi que le type de dépenses effectuées. Une analyse détaillée a été effectuée par Phaneuf et Wasmer (2005).²

1. Remarque : Comme l’indique la formule dans le cas présent, on entend par multiplicateur des dépenses l’impact marginal d’une variation des dépenses publiques sur la production. Le résultat souhaité sera donc de 1 ou supérieur, ce qui indique que l’impact sera « neutre » ou productif. Un multiplicateur inférieur à 1 indique alors que la variation marginale de la production sera inférieure à celle investie initialement et donc qu’il y a une perte.

2. Voir également Phaneuf (2011)

a Résumé du modèle

Le ménage maximise

$$U = E_t \sum_{t=1}^n \beta^{t-1} u_t \quad (1.1)$$

, où

$$u_t = \{\log(C_t) + \theta_L \log(L_t) + \Gamma(G_t^B, K_t^G)\}, \quad (1.2)$$

et on définit :

- β : taux d'escompte,
- C : consommation privée,
- L : loisir,
- G^B : dépenses publiques de base (n'affectent pas l'utilité marginale de la consommation privée ni le produit marginal des facteurs de productions privés, mais peut tout de même influencer l'utilité totale),
- K^G : stock de capital public,
- Γ : contribution des dépenses du gouvernement à l'utilité des ménages.

La fonction de production se définit selon l'équation suivante :

$$Y_t = F(K_t, K_t^G, N_t) = AK_t^{\theta_K} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G}, \quad (1.3)$$

où K représente le stock capital privé, K^G le stock capital public et N le travail. En considérant les rendements d'échelle privé comme constant ($\theta_K + \theta_N = 1$), K^G devient en quelque sorte l'effet d'une externalité positive sur la production. L'accumulation des capitaux privés et publics se construit comme suit :

$$K_{t+1} = [(1 - \delta_K)K_t + I_t], \quad (1.4)$$

$$K_{t+1}^G = [(1 - \delta_K)K_t^G + I_t^G], \quad (1.5)$$

où I_t est l'investissement brut privé, I_t^G l'investissement brut public et δ_K le taux de dépréciation du capital privé et public lequel demeure constant à travers le temps.

Le ménage maximise son utilité chaque période sous deux contraintes. L'allocation du temps (normalisée à 1) entre travail et loisir, ainsi que la contrainte budgétaire :

$$L_t + N_t \leq 1 \quad (1.6)$$

$$C_t + I_t \leq (1 - \tau_t)Y_t + TR_t \quad (1.7)$$

où τ_t est le taux de taxation sur le revenu et TR sont les paiements de transfert. Les dépenses publiques totales sont définies tel que :

$$G_t \equiv G_t^B + I_t^G. \quad (1.8)$$

La contrainte des ressources de l'économie est :

$$C_t + I_t + G_t \leq Y_t. \quad (1.9)$$

De cette équation, nous concluons qu'une hausse des dépenses publiques peut impliquer une diminution de la consommation et / ou de l'investissement privé.

Le tableau 1, en annexe A, reproduit la calibration employée par Baxter et King(1993), alors que le tableau 2 présente les variations du multiplicateur des dépenses suite à des modifications au modèle de référence (employant la calibration du tableau 1). Le tableau 3 présente les variations du multiplicateur en fonction de la durée du programme de dépense. Une analyse de ces résultats est présentée dans les trois sous-sections qui suivent.

b) Mode de financement

La contrainte budgétaire du gouvernement est :

$$\tau_t Y_t = G_t + TR_t. \quad (1.10)$$

Les revenus de l'État se résument ici par la taxation sur la production et les dépenses sont représentées par la somme des dépenses publiques totales et des paiements de transfert. Donc, deux méthodes de financement sont disponibles pour le gouvernement. Premièrement, une augmentation des dépenses financée par une taxe forfaitaire (diminution de TR_t). De l'équation (7), une baisse des transferts fera diminuer le revenu disponible (portion droite de l'équation) sans un ajustement de l'offre de travail. Dans ce cas, la variation de la taxe est uniquement fonction de l'ampleur du programme mis en place et non des revenus des ménages, ce mode de financement est généralement considéré comme étant peu réaliste. Deuxièmement, les dépenses publiques sont financées par une taxe (τ_t) qui cause des distorsions. Dans ce cas, la distorsion se forme en affectant le choix optimal du ménage par une modification de l'utilité marginale du loisir :

$$\frac{\delta U(C_t, L_t, G_t^B, K_t^G)}{\delta L_t} = \lambda_t (1 - \tau_t) \left[\frac{\delta F(K_t, N_t, K_t^G)}{\delta N_t} \right]. \quad (1.11)$$

On remarque qu'une hausse de τ_t fera diminuer le coût d'opportunité du loisir. En supposant que la productivité marginale du travail ($\frac{\delta F(K_t, N_t, K_t^G)}{\delta N_t}$) est égale au salaire réel (W_t/P_t), alors le salaire réel net sacrifié $\frac{1}{C_t}(1 - \tau_t)W_t/P_t$ diminue et la perte de consommation suite à la hausse du loisir sera plus faible. C'est le scénario de taxation qui sera généralement le plus plausible en pratique.

c) Durée du programme

Supposons une hausse permanente non anticipée des dépenses gouvernementales de 1% par rapport au niveau de production initiale et financée par un impôt forfaitaire : $|\Delta G = \Delta TR|$. Le programme de dépense étant permanent, la diminution du revenu disponible

sera également permanente par l'équation (7) comme discuté au point précédent. Selon le modèle, les ménages devraient alors augmenter l'offre de travail pour compenser cette diminution de leur richesse. On s'attend donc à une baisse de la consommation suite à la chute du revenu disponible, suivie par une augmentation des heures de travail et une diminution du salaire réel. La hausse du travail cause une augmentation de la productivité marginale du capital et donc, de la demande et du taux de location du capital. Ce qui s'explique par la forme de la fonction de production, de l'équation (1), on obtient :

$$\frac{\delta Y_t}{\delta K_t} = \theta_K A K_t^{\theta_K - 1} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G}. \quad (1.12)$$

On retrouve une complémentarité dynamique entre les productivités marginales et le niveau d'utilisation des différents intrants, d'où l'augmentation de la productivité marginale du capital suite à la hausse du travail. Au total, il y aura donc une stimulation de l'investissement suite au programme gouvernemental. Puisque le travail et l'investissement augmentent, il y aura une hausse de l'activité économique, mais l'augmentation du travail est « forcée » par le programme et on note également une chute de la consommation dans la mesure où l'augmentation des heures de travail ne permettrait pas de compenser la baisse des transferts. Il devient alors pertinent de se questionner sur les bien faits d'un tel programme alors que le multiplicateur à court terme de l'activité économique est de 0,86 et 1,16 à long terme. De plus, ces résultats impliquent une offre de travail très élastique, il est donc possible dans ce modèle d'augmenter l'offre de travail pour compenser la baisse de richesse. Or, en utilisant les valeurs tirées d'études sur micro- données, le multiplicateur chute à 0,49 à long terme au lieu de 1,16 et de 0,31 au lieu de 0,86 à l'impact.

Supposons maintenant une hausse non anticipée de 1% des dépenses par rapport au niveau initial de production. Le programme sera encore financé par une taxe forfaitaire, mais sera d'une durée déterminée T . Avec un programme d'une durée de quatre ans, le multiplicateur généré à l'impact sera de 0,56 plutôt que 0,86 avec le programme permanent. La diminution des transferts étant temporaire, la diminution de la consommation et de la richesse sera moins prononcée. Ce qui implique également une plus faible augmen-

tation de l'offre de travail et diminution du salaire réel. Comme dans le cas précédent, à la fois l'emploi et le taux de location du capital augmentent. Or la hausse de l'emploi s'avère insuffisante dans ce cas pour compenser la hausse des taux d'intérêt. Ainsi, l'investissement sera en baisse, jumelé avec la plus faible augmentation de l'emploi on retrouve une plus faible accélération de l'activité économique. Pour obtenir un multiplicateur fiscal unitaire, le modèle doit considérer une forte élasticité de l'offre de travail et des échéances plus longues du programme (9 ans pour obtenir un multiplicateur de 1,01).

Les deux derniers scénarios supposaient un programme de dépenses financé par taxe forfaitaire, les deux prochains cas porteront sur un financement à l'aide d'une taxe causant des distorsions sur le choix optimal du ménage. De l'équation (10) on sait que $\tau_t = [G_t + TR_t]/Y_t$ et on suppose $\Delta TR = 0$. Dans le cas d'une hausse permanente des dépenses, la taxe a un impact négatif sur le travail. Comme il a été vu plus tôt (équation (11)), la taxe modifie l'utilité marginale du loisir de manière à ce que le ménage soit incité à substituer du travail pour plus de loisirs puisque le bénéfice net du travail a diminué. Ce faisant, la productivité marginale du capital devrait également diminuer et donc, il y a une baisse de l'investissement. L'effet combiné d'une diminution à la fois du travail et de l'investissement provoque une baisse de l'activité économique. Dans le cas de travail fixe, le multiplicateur des dépenses publiques sera de -1,10 à long terme au lieu de 1,16 généré plus haut.

Dans le cas de dépenses temporaires, on considère un programme d'une durée de quatre ans. Toujours en se référant à l'équation (11) :

$$\frac{\delta U(C_t, L_t, G_t^B, K_t^G)}{\delta L_t} = \lambda_t(1 - \tau_t) \left[\frac{\delta F(K_t, N_t, K_t^G)}{\delta N_t} \right]$$

, en supposant l'utilité marginale du travail égale au salaire réel, une hausse de τ_t implique une chute du salaire. Ainsi, les ménages reporteront l'offre de travail à plus tard, soit à la fin du programme comme celui-ci est temporaire. Aussi, nous retrouvons un impact similaire à celui décrit pour un programme permanent. Il y a une baisse de la

productivité marginale du capital et donc, de l'investissement. Alors, il en résulte à nouveau une diminution de l'activité économique avec un multiplicateur négatif (environs -0,5 à l'impact et -0,75 au terme de la 4^e année).

d) Type de dépenses

Les scénarios précédents analysaient les programmes de types permanents et temporaires, financés par une taxe forfaitaire et par une taxe causant des distorsions. Par contre, tous supposaient une variation des dépenses publiques. Dans le cas présent, l'impact d'un investissement public sera pris en compte. Comme il a été mentionné à l'équation (3), l'investissement public représente une sorte d'externalité positive sur la production. Nous avons dérivé plus tôt la productivité marginale du capital à l'équation (12) :

$$\frac{\delta Y_t}{\delta K_t} = \theta_K A K_t^{\theta_K - 1} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G} = \frac{\theta_K Y_t}{K_t}$$

. La productivité marginale du travail sera :

$$\frac{\delta Y_t}{\delta N_t} = \theta_N A N_t^{\theta_N - 1} K_t^{\theta_K} (K_t^G)^{\theta_G} = \frac{\theta_N Y_t}{N_t}. \quad (1.13)$$

Le multiplicateur de long terme lorsque l'investissement est financé par un impôt forfaitaire est de loin supérieur qu'avec un programme de dépense. En supposant la part de l'investissement gouvernemental dans la fonction de production égale au ratio de l'investissement public sur la production totale ($\theta_G = I^G/Y$), on obtient un multiplicateur de 1,00 si les productivités marginales du travail et du capital ne sont pas affectées. Avec seulement la productivité marginale du travail fixé, il augmente à 1,72 et 2,64 lorsque les deux productivités marginales sont flexibles. Aussi, on peut s'attendre à des résultats légèrement plus faibles en supposant un financement par une taxe avec distorsion, mais dans l'ensemble l'investissement public à un impact productif nettement supérieur à ce qu'on retrouvait plus tôt.

En somme, les résultats théoriques sont bien plus ambigus avec les méthodes de mo-

délibération plus moderne en équilibre général. Sous des hypothèses plausibles sur l'offre de travail nous obtenons des résultats relativement faibles à l'aide de ce modèle. Il faut utilisé un modèle basé sur des hypothèse peu réaliste comme le travail indivisible pour obtenir un multiplicateur des dépenses raisonnablement élevé. Aussi, les programmes de dépenses doivent être permanent, ou du moins de longues durées pour obtenir des résultats plus élevé.

Suite à ce constat, nous considérons qu'il serait improbable d'obtenir un effet multiplicateur important pour les dépenses publiques. Dans cette optique, cette recherche vise à évaluer empiriquement l'impact des dépenses gouvernementales sur l'activité économique et l'emploi pour le Canada.

CHAPITRE II

MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

2.1 Modèles structureaux

Parmi les sujets d'études les plus récents, Forni et Gambetti (2010) ont développé un modèle structurel à facteurs dynamiques, considérant que l'utilisation d'un vecteur autorégressif ne peut pas produire des fonctions de réponses consistantes dues aux anticipations de la politique fiscale par les agents économiques. Leur analyse porte sur les effets d'un choc aux dépenses publiques sur l'économie américaine et ils obtiennent ainsi un multiplicateur supérieur à 1 pour la consommation. L'impact sur l'investissement serait également positif, mais seulement à court terme.

Cantore, Levine et Melina (2011) développent un modèle *DSGE* avec des frictions sur le processus d'appariement des emplois et une fonction de production avec élasticité de substitution constante (*CES*) afin de reproduire les données sur la reprise de l'emploi et de la production suite à une politique fiscale expansionniste. En ajoutant des habitudes de consommation rigides des ménages, ils génèrent des multiplicateurs fiscaux cohérents avec ceux produits dans la littérature empirique qui emploie des vecteurs autorégressifs structureaux pour la production et l'emploi.

À l'aide d'un modèle *DSGE* avec persistance des habitudes, Zubairy (2010) obtient des fonctions de réponses légèrement positives et décroissantes pour l'activité économique et les heures de travail suite à un choc aux dépenses publiques.

D'autres recherches ont soulevé un questionnement intéressant, à savoir si le multiplicateur fiscal est constant à travers le cycle économique. À l'aide d'un modèle d'équilibre général dynamique avec un marché financier, Canzoneri, Collard, Dellas et Diba (2012) concluent que le multiplicateur pourrait être inférieur à 1 lors de périodes de croissance économique. L'impact serait, au contraire, supérieur à 1 durant les périodes de récession. L'utilisation des dépenses publiques serait alors efficace en ralentissement économique, principalement lorsqu'elles sont financées par la dette. Michaillat (2012) obtient des résultats semblables avec une augmentation des dépenses par le biais d'embauches dans le secteur public.

2.2 Modèles non structuraux

Ramey (2012) identifie que le multiplicateur de l'activité économique se retrouve généralement entre 0,5 et 1,5 dans la littérature. Son étude porte sur l'identification d'un multiplicateur des dépenses publiques pour les États- Unis. Pour y parvenir, elle estime plusieurs modèles de vecteurs autorégressifs structuraux et basés sur les anticipations (SVAR et EVAR) sous plusieurs sous- périodes. Comme stratégie pour l'identification d'un choc exogène, elle utilise une innovation sur une variable basée sur les dépenses du gouvernement en défense. Il est généralement considéré dans la littérature que ce type de dépense est varié principalement en fonction de politiques discrétionnaires¹. L'étude décompose l'impact pour l'activité économique et l'emploi dans les secteurs privé et public et conclut que l'augmentation des dépenses gouvernementales a un effet négatif ou non significatif sur le secteur privé.

Phaneuf et Wasmer (2005) ont étudié l'impact des politiques publiques sur l'activité économique au Québec et au Canada. En identifiant un modèle de vecteurs autorégressifs structurel, ils obtiennent un faible multiplicateur des dépenses publiques à court- terme pour le Canada (de 0,0983 à 0,171 selon la spécification du modèle). La réponse devient

1. Une distinction entre les effets de stabilisateur économique et les politiques discrétionnaires est présenté au chapitre 3.

significativement nulle dès le deuxième trimestre. Les restrictions imposées sur le modèle pour l'identification d'un choc discrétionnaire sont présentées au chapitre 3.

À l'aide d'un VAR structurel, Blanchard et Perotti (1999) obtiennent des multiplicateurs des dépenses publiques et de taxation légèrement positifs pour la production, ainsi qu'un effet largement négatif sur l'investissement dans les deux cas. Ce dernier résultat pourrait donc en partie expliquer les faibles multiplicateurs pour le PIB. Pour identifier les choc structureaux du modèle, ils font l'hypothèse que les politiques fiscales ne s'ajustent pas à un choc du PIB à l'intérieur d'une période (avec données trimestrielles). Ils estiment également qu'un choc aux dépenses publiques n'affectera pas le taux de taxation au cours d'une même période et vice-versa. Perotti (2004) obtient un multiplicateur légèrement positif du PIB suite à un choc des dépenses. Par contre en séparant l'étude en deux périodes distinctes, on remarque un effet négatif pour les années postérieures à 1980. Dans une recherche plus récente (2007), il produit pour le Canada des résultats qui varient entre 0 et 0,9 pour la production suite à un choc aux dépenses publiques et des multiplicateurs supérieurs à l'unité en utilisant des données annuelles. Au niveau de l'emploi, l'impact sera négatif à court- terme et positif en forme de bosse avec les données annuelles. L'utilisation de données de long- terme est faite dans le but de corriger une des principales critiques des VARs selon laquelle les chocs ne sont pas nécessairement non anticipés par le secteur privé.

Unal (2011) emploie également une approche de type *VAR* pour identifier l'impact de différents types de taxes sur les principales composantes macroéconomiques pour quatre pays de l'OCDE. L'identification d'un choc exogène se fait dans ce cas en estimant les élasticités des différents types de taxes employés dans le modèle. Pour le Canada, il obtient une réponse positive à long terme de l'activité économique suite à un changement du total net de taxes. Les chocs aux dépenses publiques, à une taxe de sécurité sociale, à une taxe indirecte, à une taxe sur le revenu et aux taxes sur le revenu d'entreprises génèrent tous des réponses plutôt négligeables de la production (entre -0,005 et 0,005).

Le questionnement sur la constance des multiplicateurs à travers le cycle économique se

retrouve également dans les études basées sur les VARs. Baum et Koester (2011) bornent leur modèle avec des seuils de régimes économiques distincts qu'ils identifient à l'aide d'une variable de transition. Par simplicité, ils se contentent de séparer la période en deux régimes, soient les périodes d'écart au potentiel positif et négatif. Ils obtiennent un multiplicateur de dépenses de 0,7 sur l'activité économique avec leur modèle VAR linéaire qui sert de référence. Les résultats pour le régime d'écart négatif tournent autour de l'unité et ceux pour l'écart positif au potentiel autour de 0,36. Auerbach et Gorodnichenko (2011) tentent une expérience similaire en utilisant ce qu'ils nomment un STVAR² soit, un VAR à plusieurs régimes qui seront estimés ensembles et non séparément comme l'ont fait Baum et Koester. La technique permet ainsi d'estimer à partir d'un plus grand échantillon de données et donc, de réduire les erreurs pour les régimes de courte durée. Ils obtiennent ainsi des résultats supérieurs pour les périodes de récession. L'importance de séparer les estimations selon la situation macroéconomique n'est pas négligeable et il semble y avoir un consensus sur l'obtention de multiplicateurs fiscaux plus grands en périodes de récession qu'en périodes d'expansions.

Dans l'ensemble, on note quatre méthodes généralement employées pour l'identification d'un vecteur autorégressif dans la littérature. La première consiste à retracer des périodes particulières où l'on connaît les causes de variation des dépenses. Par exemple, examiner les dépenses en défense durant les périodes de guerre. Cette approche permet d'identifier le modèle sans avoir à ajouter d'autres types de restrictions qui suscitent la controverse. Une critique de cette approche peut être formulée dans le sens où, lors de ces périodes, il est plausible d'assumer que d'autres chocs aux politiques budgétaires peuvent survenir introduisant un biais dans l'estimation. Une seconde approche consiste à identifier un choc de politique fiscal en posant la condition que les revenus de la taxation augmentent alors que les dépenses du gouvernement restent stables dans un même temps. Cette méthode est critiquée puisqu'elle implique qu'il n'y a pas de covariance positive entre le PIB et les revenus de taxation suite à un choc. La troisième méthode est d'identifier un ordre précis des variables dans une décomposition de Choleski. Dans ce cas, l'ordre

2. Smooth Transition VAR

influence les élasticités des variables, ce qui est généralement accepté dans l'étude de la politique monétaire. Par contre, la taxation et les dépenses du gouvernement sont des composantes du PIB, il est alors douteux de poser un ordre sur les impacts contemporains quand ces variables sont réunies dans un même modèle. La quatrième approche, celle qui sera utilisée dans cette recherche, consiste à imposer des restrictions sur les relations entre les chocs. Ces restrictions sont basées principalement sur des hypothèses que nous posons en fonction de la théorie économique. Par contre, comme pour les autres approches, nous n'obtenons pas la certitude que les chocs identifiés sont totalement exogènes et sans biais.

En somme, les résultats empiriques obtenues dans la littérature soutiennent bien les hypothèses émises en introduction sur l'obtention d'un multiplicateur des dépenses publiques relativement faible et possiblement négatif ou non significatif avec l'utilisation d'un modèle macroéconomique théorique. Nous tentons dans cette recherche de vérifier si ces conclusions seront valides lorsque qu'on applique des techniques économétriques modernes aux données sur l'économie canadienne. Ainsi, les prochains chapitres porteront sur l'estimation et l'analyse de multiplicateurs des dépenses sur l'activité économique et l'emploi pour le Canada. La principale contribution que nous apportons à la littérature est la décomposition de l'effet des chocs pour les secteurs privée et public de l'économie.

CHAPITRE III

MULTIPLICATEURS FISCAUX POUR L'ACTIVITÉ ÉCONOMIQUE

3.1 Modèle de référence

¹ Nous cherchons ici à décomposer l'impact d'un choc aux dépenses du gouvernement sur l'activité économique des secteurs privé et public. Pour ce faire, notons le vecteur de variables endogènes X_t et le vecteur des résidus ϵ_t . On exprime alors le VAR sous forme réduite :

$$X_t = \Theta_1 X_{t-1} + \dots + \Theta_T X_{t-T} + \epsilon_t, \quad (3.1)$$

$$\text{où } X_t = \begin{bmatrix} X_{1t} & X_{2t} & \dots & X_{it} \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} & \epsilon_{2t} & \dots & \epsilon_{it} \end{bmatrix}',$$

pour toute valeur de $i = 0, 1, 2 \dots$

Une liste complète des variables est présentée à la page 23. En inversant la représentation VAR on obtient la moyenne mobile :

$$\Theta(L)X_t = \epsilon_t,$$

ou

$$X_t = \Theta(L)^{-1} \epsilon_t = C(L) \epsilon_t, \quad (3.2)$$

1. Voir Guay (2012) et Eviews (2009)

où $C(L)$ est l'opérateur de retard et $C_0 = I$ représente l'effet contemporain du choc. On obtient ainsi l'impact des chocs ϵ_t sur les variables endogènes X_t , ce que nous nommerons des fonctions de réponses. Il est généralement assumé qu'il y a une corrélation contemporaine entre les chocs, alors, il devient difficile d'interpréter les réponses générées par la forme réduite. On cherchera donc à définir la forme structurelle du VAR où les chocs ne sont pas corrélés. En d'autres mots, le but est de dégager les réponses de stabilisation automatique de sorte que les réponses obtenues se rapproche au mieux d'un impact suite à un choc discrétionnaire à la politique publique.

Un stabilisateur automatique, ou stabilisateur économique est un mécanisme économique de régulation, en d'autres mots, c'est une réponse automatique d'une variable économique suite à une variation du contexte économique. Par exemple, une période d'expansion économique se définit comme une hausse de la croissance du PIB et donc, une hausse de la production. Cette augmentation de production implique généralement une hausse de l'emploi, ce qui fait également augmenter le revenu des ménages. Il devrait logiquement s'ensuivre une hausse de la consommation. En somme, les revenus de l'État augmenteront à la fois par l'impôt sur le revenu et la taxe sur la consommation et cette hausse de revenu est imputable dans ce cas à la conjoncture économique. Dans le cas où une hausse de revenu de l'État serait causée plutôt par une action du gouvernement, par exemple une hausse du taux d'imposition, nous nommerions cette action une politique discrétionnaire.

La question principale de cette recherche porte sur l'impact d'une modification des dépenses « discrétionnaire » du gouvernement. Or, les résultats obtenus lors de l'estimation avec le vecteur autorégressif ne distinguent pas les portions respectives de la réponse attribuables au processus de stabilisation automatique et politique discrétionnaire. L'objectif principal des contraintes imposées dans le modèle est de créer cette distinction.

Contrainte d'identification

Le problème d'identification consiste à estimer les chocs structureaux non corrélés à partir de l'information qui nous est connue de la forme réduite. Notons la matrice de variance-covariance de la forme réduite $E[\epsilon_t \epsilon_t'] = \Sigma$, qui n'est pas une matrice diagonale étant donné les corrélations des erreurs. Notons la forme structurelle

$$X_t = A(L)\eta_t, \quad (3.3)$$

où $A(L)$ représente un opérateur de retard et $E[\eta_t \eta_t'] = \Omega = I$ est la matrice variance-covariance diagonale avec des erreurs non corrélées. Alors l'effet des chocs sur la forme réduite sera $C(L)\epsilon_t$. L'effet des chocs sur la forme structurelle du VAR sera $A(L)\eta_t$. On peut alors déduire un lien entre les impacts sur les formes réduite et structurelle :

$$C\epsilon_t = A\eta_t.$$

Le VAR sous sa forme réduite a été estimé et donc, les erreurs sont connues. Alors, en identifiant les matrices de coefficients des moyennes mobiles, nous obtiendrons les chocs η_t .

Restrictions de court terme

Une solution possible au problème d'identification est d'imposer des restrictions de court terme sur les relations entre les chocs. En utilisant la relation

$$C\Sigma C' = AA',$$

puisque $\Omega = I$. La matrice Σ est symétrique et contient donc $\frac{k(k+1)}{2}$ éléments distincts (10 éléments dans le cas présent). Les matrices C et A étant inconnues, on supposera qu'elles contiennent k^2 éléments (16 dans ce cas). Il faut donc identifier les 32 éléments des matrices C et A à l'aide des 10 éléments connus de la matrice Σ . Pour ce faire, les

matrices devront contenir au moins 22 restrictions.

Phaneuf et Wasmer (2005) identifient un premier ensemble de restrictions sur les liens automatiques entre les dépenses et la taxation. Les principales modifications aux dépenses et revenus de l'État au Canada sont décidées annuellement lors du dépôt du budget. Ainsi, une modification de taxes n'affecterait pas les dépenses au cours de la même période et vice-versa. En conservant cette hypothèse, $c_{g\tau}$ et $c_{\tau g}$ seront tous deux nuls. Une deuxième hypothèse qu'ils utilisent est tirée de Blanchard et Perotti(1999) qui suggèrent une valeur de 2,0 pour le coefficient $c_{\tau y}$, cette hypothèse sera également conservé comme référence.

Le taux d'intérêt est employé ici comme une approximation de la politique monétaire. Comme cette politique est théoriquement indépendante des politiques gouvernementales, un ensemble plausible de restrictions serait d'imposer $c_{ig} = 0$ et $c_{i\tau} = 0$. Nous supposons donc qu'une variation des dépenses publiques ou de la taxation n'aura pas d'impact automatique sur le taux d'intérêt au cours de la même période. Il sera également supposé que les dépenses, les taxes publiques et l'activité économique ne s'ajustent pas automatiquement à une modification des taux d'intérêts et donc, $c_{gi} = 0$, $c_{\tau i} = 0$ et $c_{yi} = 0$. Les restrictions seront évaluées à la section 3.4. L'objectif était d'imposer certaines valeurs dans l'identification des chocs sur le modèle de manière à « éliminer » la réponse attribuable aux mécanismes automatiques de l'économie. Ainsi, les réponses que nous obtenons suite à un choc devraient refléter les politiques discrétionnaires du gouvernement. Comme il a été mentionner au chapitre précédent, aucune approche d'identification ne permet d'affirmer avec certitude que cette hypothèse est bien vérifier. Par contre, nous proposons à la section 3.4 quelques tests pour vérifier si les restrictions imposées semblent plausibles.

Les restrictions d'identification supposent que les chocs structureaux ont une variance unitaire. Ainsi, seuls les éléments diagonaux de la matrice A seront estimés pour obtenir les écarts- types des chocs. En somme les hypothèses de restrictions se représentent ainsi :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -c_{gy} & 0 & 0 \\ -c_{yg} & 1 & 0 & -c_{y\tau} \\ 0 & -c_{iy} & 1 & 0 \\ 0 & -2 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} a_{gg} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{yy} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{ii} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{\tau\tau} \end{bmatrix}.$$

3.1.1 Base de données

Toutes les données proviennent de Statistique Canada. La variable g_t est exprimé comme le logarithme des dépenses gouvernementales par habitant calculées comme la somme des dépenses courantes des administrations en biens et services, la formation brute de capital fixe des administrations publiques et des investissements des administrations publiques en stocks. La variable y_t^p représente le log des dépenses privées par habitant calculées par le PIB réel moins les dépenses publiques. y_t est calculé par le logarithme du PIB réel par habitant. La variable τ_t est un taux de taxation moyen calculé par le rapport des revenus de l'impôt sur le revenu, les produits et l'import sur le *PIB*. La variable i_t est le taux d'intérêt sur les obligations à trois mois. Les taux d'intérêt et de taxation sont utilisés pour approximer les politiques monétaires et fiscales. Une tendance quadratique est également ajoutée au modèle. Toutes les séries sont exprimées en données trimestrielles sur la période 1961 :1 à 2012 :1. En résumé, les variables utilisées sont ² :

- PIB réel, désaisonnalisées en dollars enchaînés de 2002 (v1992067),
- Dépenses courantes des administrations en biens et services, désaisonnalisées en dollars enchaînés de 2002 (v1992049),
- Formation brute de capital fixe des administration publiques, désaisonnalisées en dollars enchaînés de 2002 (v1992050),
- Investissement des administrations publiques en stocks, désaisonnalisées en dollars enchaînés de 2002 (v1992051),
- Impôts sur revenus, désaisonnalisées (v498317),
- Impôts sur production et importations, désaisonnalisées (v498322),
- Adjudication de Bons du Trésor, rendement moyen à trois mois (v122484),

2. les chiffres entre parenthèses représentent les numéros de série pour l'extraction des données sur le site internet de Statistique Canada

- Population (v1).

3.2 Spécification 1 : Estimation et fonction de réponse

La première spécification du modèle pour l'activité économique est formée des dépenses du gouvernement, du PIB du secteur privé, du taux de taxation moyen et du taux d'intérêt. Alors, on peut réécrire l'équation (2.2) comme :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t^p & \tau_t & i_t \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^{yp} & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i \end{bmatrix}'.$$

De cette spécification, nous estimons le vecteur autorégressif pour la période 1961 :1 à 2012 :1. Les résidus du VAR nous permettent alors d'obtenir les matrices d'identification des chocs :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0,2588 & 0 & 0 \\ 0,7279 & 1 & 0 & 11,9551 \\ 0 & 12,6576 & 1 & 0 \\ 0 & -2 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 0,0106 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,053 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,7827 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,02 \end{bmatrix}.$$

L'estimation des coefficients du modèle est présentée au tableau 4. La recherche portant sur l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique, l'analyse portera principalement sur liens entre ces variables. L'ensemble des résultats sont tout de même présentés dans les tableaux. Le coefficient qui nous intéresse particulièrement dans ce cas est $c_{gy} = -0,2588$. Ce qui signifie qu'une innovation d'un point des dépenses publiques implique une diminution instantanée de 0,2588 point du PIB privé. L'estimation est significative à plus de 99% de confiance. Le tableau présente également les coefficients pour deux sous périodes soient, 1961 :1 à 1983 :4 et 1984 :1 à 2012 :1. Une discussion de ces résultats est présentée à la section 3.4.

La figure 1 présente la fonction de réponse du PIB du secteur privé suite à une innovation d'une variance des dépenses du gouvernement.³ La variance est présentée par $a_{gg}=0,0106$

3. L'intervalle de confiance autour des courbes de réponse est de 2 écarts-types

et donc, la réponse instantanée sera très près de -0,002588 comme il a été expliqué ci-haut. On note une diminution de plus en plus forte de l'activité économique du secteur privé jusqu'à 4 trimestres suivant l'innovation. Par la suite, la réponse amorce doucement un retour vers 0, il faut environs 11 trimestres pour atteindre à nouveau l'impact initial. Il semble donc qu'une augmentation des dépenses du gouvernement se traduise par une diminution de l'activité économique dans le secteur privé.

3.3 Spécification 2 : Estimation et fonction de réponse

La seconde spécification du modèle pour l'activité économique est formée des dépenses du gouvernement, du PIB réel total, du taux de taxation moyen et du taux d'intérêt. Dans ce cas, l'équation (3.2) se définit comme⁴ :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t & \tau_t & i_t \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^y & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i \end{bmatrix}'.$$

Avec cette spécification, l'estimation du vecteur autorégressif pour la période 1961 :1 à 2012 :1 nous permet d'obtenir les matrices d'identification suivantes :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -0,2827 & 0 & 0 \\ 0,4203 & 1 & 0 & 6,1644 \\ 0 & 12,66 & 1 & 0 \\ 0 & -2 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} 0,0109 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0280 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,7879 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,0148 \end{bmatrix}.$$

L'estimation des coefficients est présentée au tableau 5. Comme pour le cas de la première spécification, l'ensemble des résultats sont disponible dans le tableau, mais seulement les coefficients directement en lien avec la question de recherche seront analysés. Pour cette spécification $c_{gy} = 0,2827$. Ce qui signifie que suite à une innovation de un point des dépenses publiques, le PIB réel augmente instantanément de 0,2827 point. L'estimation est significative à plus de 95% de confiance. Comme pour la première spécification, les estimations des sous périodes seront analysées dans la section suivante.

4. Par simplification, la même notation sera employée pour l'ensemble des spécifications

La figure 2 présente la fonction de réponse de l'activité économique totale suite à une innovation d'une variance des dépenses gouvernementales. La variance est estimée par $a_{gg} = 0,0109$ alors, la réponse instantanée du PIB s'approchera de 0,002827. La réponse est positive uniquement au premier trimestre, par la suite est négative et diminue jusqu'au quatrième trimestre pour atteindre -0,0017 au plus bas. La réponse augmente ensuite pour atteindre zéro après 15 trimestres. En somme, une innovation sur les dépenses publiques a un impact productif sur l'activité économique totale seulement à très court terme. Par la suite, les dépenses du gouvernement implique une diminution autant pour le PIB total que pour le PIB du secteur privé. La diminution du PIB total nous permet de supposer que l'augmentation de l'activité économique du secteur publique ne permet pas de compenser la perte du secteur privé.

3.4 Robustesse des résultats

Restrictions de court terme

Nous avons établi le besoin de poser un minimum de 22 restrictions sur les matrices d'identification du modèle. Or, 24 restrictions ont été posées, alors notre modèle est sur-identifié et nous possédons deux degrés de liberté. Ces degrés de liberté seront exploités pour tester les restrictions imposées précédemment. La spécification 1 pour la période 1961 :1 à 2012 :1 sera utilisée pour comparer les variations des coefficients lorsque nous modifions les hypothèses imposées sur les restrictions.

Le premier ensemble de restrictions imposé était $c_{g\tau} = 0$ et $c_{\tau g} = 0$, la matrice d'identification devient singulière lorsque nous tentons d'estimer ces deux coefficients. Alors, ces hypothèses ne pourront pas être testées pour ce modèle. Un second ensemble de restrictions imposé est $c_{ig} = 0$ et $c_{i\tau} = 0$, le tableau 6 présente les résultats des coefficients lorsque c_{ig} et $c_{i\tau}$ sont identifiés. Le premier coefficient de -4,27 n'est pas significatif et le second de 22,2393 est significatif à 90% de confiance. Comparés aux résultats obtenus pour la première spécification au tableau 4, seul c_{iy_p} varie, passant de -12,66 à -10,72. Il devient moins significatif après la variation. Dans l'ensemble, les liens entre les dé-

penses publiques et le PIB ne sont pas modifiés et les fonctions de réponses demeurent également les mêmes.

Un troisième ensemble de restrictions imposé est $c_{gi} = 0$, $c_{\tau i} = 0$ et $c_{yi} = 0$. Le tableau 7 présente l'ensemble des coefficients obtenus lorsque l'on identifie c_{gi} et c_{yi} . On remarque une diminution des réponses instantanées $c_{y_p g}$ qui varie de -0,7279 à -0,6314, $c_{g y_p}$ qui varie de -0,2588 à -0,2483. On note une variation de $c_{i y_p}$ similaire à celle obtenue lors du premier test de sensibilité et $c_{y_p \tau}$ diminue légèrement de -11,955 à -11,109. Les coefficients de c_{gi} et c_{yi} sont très près de zéro et sont tous deux non significatif. La fonction de réponse de l'activité économique suite à un choc aux dépenses publiques est peu affectée par cette variation des coefficients estimés pour les matrices d'identification. La nouvelle réponse sera de -0,2483 plutôt que -0,2588 avec la spécification 1. En tentant d'identifier le coefficient $c_{\tau i}$, nous obtenons une matrice d'identification singulière, nous supposons donc que l'hypothèse du coefficient nul est correcte.

La dernière hypothèse imposée sur les restrictions est $c_{\tau y} = 2$. Le tableau 8 présente la variation des différents coefficients à une modification de $c_{\tau y}$. Les réponses instantanées du PIB aux innovations des dépenses du gouvernement ne sont affectées que légèrement par les variations de $c_{\tau y}$. On note $c_{g y_p} = -0,2383$ pour $c_{\tau y} = 1,25$ et au plus haut $c_{g y_p} = -0,2655$ pour $c_{\tau y} = 2,5$.

Périodes des échantillons

À partir de la moitié des années 1980, plusieurs modifications des aspects macroéconomiques se sont manifestées. En résumé, nous notons une chute de la volatilité du PIB et de ces principales composantes, une modification des comouvements entre le PIB et les prix, l'inflation, les salaires nominaux et réels. Ainsi, nous avons décomposé notre analyse en deux sous-périodes pour tenir compte de la modification de la structure des agrégats macroéconomiques. Le tableau 4 rapporte les résultats obtenus sur l'ensemble de l'échantillon, sur la période 1961 :1 à 1983 :3 et sur la période 1984 :1 à 2012 :1. De la première à la deuxième période, on note une diminution à la fois des coefficients et

des variances, mais les coefficients sont également moins significatifs pour la seconde période. Pour l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique privée, nous avons $c_{gy_p} = -0,2588$ pour l'ensemble de l'échantillon, $c_{gy_p} = -0,2715$ pour la période 1961 :1 à 1983 :4 et $c_{gy_p} = -0,1289$ pour la période 1984 :1 à 2012 :1. Les coefficients sont significatif à plus de 99% et 95% de confiance respectivement pour l'échantillon total et la première sous-période. Le coefficient de la seconde sous-période n'est pas significatif.

La figure 1 présente les fonctions de réponses du PIB privé à un choc aux dépenses publiques pour chacune des périodes. La réponse pour la période 1961 :1 à 1983 :4 devient positive à partir du 5^e trimestres suite au choc. Dans le cas de la période 1984 :1 à 2012 :1, la réponse instantanée est plus faible qu'avec les autres échantillons et plus persistante, elle amorce un retour vers 0 uniquement après 19 trimestres.

Le tableau 5 présente des résultats similaires pour le PIB total en fonctions des différentes périodes. La principale différence provient de l'impact des dépenses publiques sur l'activité économique. Dans ce cas, nous obtenons des coefficients plus élevés pour les sous-périodes soient, $c_{gy} = 0,2827$ pour l'échantillon total, $c_{gy} = 0,3217$ pour la période 1961 :1 à 1983 :1 et $c_{gy} = 0,3613$ pour la période 1984 :1 à 2012 :1. Contrairement à la spécification du PIB privé, le coefficient pour la dernière sous- période est plus significatif que celui de la première sous- période pour la spécification du PIB total.

La figure 2 rapporte les réponses du PIB total à un choc aux dépenses du gouvernement. L'impact est majoritairement positif sur la période 1961 :1 à 1983 :4 et faiblement positive à court- terme, puis négative à partir du 7^e trimestre. Comme dans le cas du PIB privé, la réponse est plus persistante que pour les autres périodes, elle amorce un retour à 0 à partir du 20^e trimestre.

En somme, les dépenses du gouvernement ont un impact positif sur l'activité économique du secteur public et un impact négatif sur l'activité économique du secteur privé. L'effet sur l'activité économique totale est négatif, ce qui nous laisse supposer que l'impact négatif sur le secteur privé est supérieur à l'impact productif sur le secteur public. Ces résultats sur le PIB total semblent consistant avec le modèle théorique décrit au chapitre

1 et avec les résultats empiriques dans la littérature présentés au chapitre 2.

CHAPITRE IV

MULTIPLICATEURS FISCAUX POUR L'EMPLOI

Le deuxième principal objectif de l'État devrait être la stabilité de l'emploi. Comme une diminution de chômage n'implique pas nécessairement une hausse de l'emploi, l'impact de la politique budgétaire sur le chômage sera omis dans cette recherche. Au niveau de l'étude pour l'emploi, l'exercice sera similaire à celui de l'activité économique. Nous tenterons dans cette section d'isoler l'impact d'un choc aux dépenses publiques sur l'emploi public et privé à l'aide d'un VAR structurel.

Restrictions de court terme

Les différentes spécifications du modèle pour l'emploi sont toutes constituées des dépenses du gouvernement, du PIB réel, du taux de taxation moyen et du taux d'intérêt. Chacune des spécifications est formée également d'une mesure d'emploi, soit respectivement, l'emploi du secteur privé, l'emploi du secteur public, les heures travaillées du secteur privé et les heures travaillées du secteur public. Chaque spécification est donc formée de cinq variables. En utilisant la relation

$$C\Sigma C' = AA',$$

identifiée plus haut pour les restrictions de court terme, la matrice Σ étant symétrique contiendra $\frac{k(k+1)}{2}$ éléments distincts (15 éléments dans ce cas). Les matrices C et A étant inconnues, on suppose qu'elles contiennent k^2 éléments (25 dans ce cas). Il faut donc

identifier les 50 éléments des matrices C et A à l'aide des 15 éléments connus de la matrice Σ . Pour ce faire nous devons poser au moins 35 restrictions sur les matrices.

Les ensembles de restrictions identifiés au chapitre 3 seront conservés dans ce modèle. De plus, comme les politiques budgétaires et fiscales sont généralement décidées lors du dépôt du budget annuel, nous supposons que les chocs sur l'emploi n'auront pas d'impacts instantanés sur le taux de taxation et les dépenses, alors $C_{eg} = 0$ et $C_{e\tau} = 0$. On considère également que les firmes modifient l'emploi en réagissant à la demande et non l'inverse, alors nous posons que l'emploi n'a pas d'impact instantané sur l'activité économique, $C_{ey} = 0$. Nous supposons $C_{ei} = 0$ par obligation, nous obtenons une matrice d'identification singulière lorsque nous tentons d'identifier le coefficient, alors l'estimation est impossible pour la spécification de notre modèle. En somme, les hypothèses de restrictions se représentent ainsi :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -c_{gy} & 0 & 0 & -c_{ge} \\ -c_{yg} & 1 & -c_{y\tau} & 0 & -c_{ye} \\ 0 & -2 & 1 & 0 & -c_{\tau e} \\ 0 & c_{iy} & 0 & 1 & c_{ie} \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \quad A = \begin{bmatrix} a_{gg} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{yy} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & a_{\tau\tau} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & a_{ii} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & a_{ee} \end{bmatrix}.$$

4.1 Base de données

Les données de l'emploi proviennent de l'Enquête sur la Population Active de Statistique Canada. Les variables g_t , τ_t , et i_t sont les mêmes variables qui ont été employées pour l'activité économique. La variable y_t représente le log du PIB par habitant, alors que e_{priv} et e_{pub} représentent l'emploi dans les secteurs privé et public respectivement et sont exprimées en log par habitant. L'emploi sera également évalué par les variables h_{priv} représentant le logarithme des heures effectivement travaillées du secteur privé par habitant, calculé comme la différence du total des heures travaillées moins les heures travaillées pour les administrations publiques et les services publics. La variable h_{pub} exprime les heures effectivement travaillées dans le secteur public en log par habitant et est calculée comme la somme des heures travaillées dans les administrations publiques

et les services publics. Une tendance quadratique est ajoutée au modèle. Les séries sont exprimées en données trimestrielles sur la période 1976 :1 à 2012 :1 pour l'emploi, les heures travaillées sur la période 1987 :1 à 2012 :1. Les variables ajoutées dans cette section sont :

- Employés du secteur public, désaisonnalisées (v2066969),
- Employés du secteur privé, désaisonnalisées (v2066970),
- Total des heures effectivement travaillées, toutes les industries, désaisonnalisées (v4391505),
- Heures effectivement travaillées, Administrations publiques, désaisonnalisées (v4391541),
- Heure effectivement travaillées, Services publics, désaisonnalisées (v4391513).

4.2 Emploi

4.2.1 Spécification 1 : Estimation et fonction de réponse

La première spécification du modèle pour l'emploi est constituée des dépenses publiques, du PIB réel, du taux de taxation moyen, du taux d'intérêt et des employés du secteur privé. Alors, on définit l'équation (3.2) comme :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t & \tau_t & i_t & e_{priv_t} \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^{yp} & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i & \epsilon_t^{e_{priv}} \end{bmatrix}'.$$

De cette spécification, nous estimons le vecteur autorégressif pour la période 1976 :1 à 2012 :1. Les résidus du VAR nous permettent d'obtenir les matrices d'identification des chocs suivantes :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & 0,3644 & 0 & 0 & 0,2130 \\ 0,4487 & 1 & 2,2430 & 0 & -0,3312 \\ 0 & -2 & 1 & 0 & 0,9526 \\ 0 & 12,395 & 0 & 1 & -30,473 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,0081 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0126 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0102 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,7885 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0048 \end{bmatrix}.$$

L'estimation des coefficients du modèle est présentée au tableau 9. Le coefficient $c_{ge_{priv}} = -0,2130$ nous indique qu'une innovation de un point des dépenses publiques implique une diminution instantanée de 0,2130 point de l'emploi dans le secteur privé. Cette estimation n'est pas significative.

La figure 3 rapporte la réponse de l'emploi privé à une innovation d'une variance des dépenses publiques. La variance des dépenses publiques est dans ce cas $a_{gg} = 0,0081$. La réponse de l'emploi est en forme de bosse, suite au choc, l'emploi du secteur privé diminue légèrement les quatre trimestres suivant. Par la suite, on note une réponse positive du 4^e au 13^e trimestre, puis elle devient à nouveau négative de manière très persistante.

4.2.2 Spécification 2 : Estimation et fonction de réponse

La seconde spécification pour l'emploi est constituée des dépenses publiques, du PIB réel, du taux de taxation moyen, du taux d'intérêt et des employés du secteur public. On définit donc l'équation (3.2) par :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t & \tau_t & i_t & e_{pubt} \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^{yp} & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i & \epsilon_t^{e_{pub}} \end{bmatrix}'.$$

De cette spécification nous obtenons les matrices d'identification suivantes à l'aide des résidus du VAR :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & & -0,1593 & 0 & -0,0828 \\ 0,6309 & 1 & 3,2311 & 0 & -0,3415 \\ 0 & -2 & 1 & 0 & 0,3809 \\ 0 & 8,7109 & 0 & 1 & 13,2310 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,0077 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0177 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0116 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,8233 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0065 \end{bmatrix}.$$

Le tableau 10 présente l'estimation des coefficients des matrices d'identification pour la spécification de l'emploi public. Le coefficient $c_{e_{pub}} = 0,0828$ signifie qu'un choc d'un point des dépenses gouvernementales implique une augmentation de l'emploi du secteur public de 0,0828 point. Comme pour la spécification de l'emploi privé, le coefficient n'est pas significatif dans ce cas.

La figure 4 illustre la réponse de l'emploi du secteur public suite à un choc de variance unitaire sur les dépenses du gouvernement. Alors, le choc est de $a_{gg} = 0,0077$ et la réponse est positive, elle atteint son sommet après six trimestres et demeure très persistante par la suite. En somme, les dépenses publiques n'auraient un impact productif que sur l'emploi du secteur privé et un impact négatif sur l'emploi privé.

4.3 Heures travaillées

On suppose que la firme fait face à des coûts d'ajustement de l'emploi, principalement pour l'embauche de nouveaux employés. Alors, on considère que la firme fait varier sa demande de travail via les heures de travail pour s'ajuster aux fluctuations de court-terme de l'activité économique. Ainsi, nous effectuons une nouvelle analyse se basant sur les heures travaillées comme approximation de l'emploi.

4.3.1 Spécification 3 : Estimation et fonction de réponse

La troisième spécification pour l'emploi se compose des dépenses publiques, du PIB réel, du taux de taxation moyen, du taux d'intérêt et des heures effectivement travaillées dans le secteur privé. Alors on définit l'équation (3.2) par :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t & \tau_t & i_t & h_{priv_t} \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^{yp} & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i & \epsilon_t^{h_{priv}} \end{bmatrix}'.$$

De cette spécification, les résidus de l'estimation du vecteur autorégressif pour la période 1987 :1 à 2012 :1 nous permet d'obtenir les matrices d'identification suivantes :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -0,3304 & 0 & 0 & -0,0410 \\ 0,3525 & 1 & 1,4748 & 0 & -0,6850 \\ 0 & -2 & 1 & 0 & 0,8702 \\ 0 & 0,6445 & 0 & 1 & -10,6989 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,0067 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0087 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0093 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,5425 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0052 \end{bmatrix}.$$

Le tableau 11 présente l'estimation des coefficients des matrices d'identification pour les spécifications des heures travaillées. On note que pour les heures travaillées dans le secteur privé, $c_{gh} = 0,0410$. Donc, une innovation d'un point des dépenses gouvernementales implique une hausse instantanée de 0,0410 point des heures effectivement travaillées dans le secteur privé. Le coefficient dans ce cas n'est pas significatif.

La figure 5 rapporte les fonctions de réponses des heures travaillées suite à un choc aux dépenses du gouvernement. La réponse des heures travaillées dans le secteur privé varie autour de 0 pour les premiers trimestres, elle demeure positive du 5^e au 11^e trimestres, puis devient négative de manière persistante par la suite.

4.3.2 Spécification 4 : Estimation et fonction de réponse

La dernière spécification pour l'emploi est formée des dépenses gouvernementales, du PIB réel, du taux de taxation moyen, du taux d'intérêt et des heures effectivement travaillées dans le secteur public. Nous pouvons définir l'équation (3.2) comme suit :

$$X_t = \begin{bmatrix} g_t & y_t & \tau_t & i_t & h_{pubt} \end{bmatrix}' \text{ et } \epsilon_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^g & \epsilon_t^{yp} & \epsilon_t^\tau & \epsilon_t^i & \epsilon_t^{h_{pub}} \end{bmatrix}'.$$

Avec cette spécification, nous estimons le vecteur autorégressif. Les résidus du VAR nous permettent d'estimer les matrices d'identification suivantes :

$$C = \begin{bmatrix} 1 & -0,4447 & 0 & 0 & -0,2039 \\ 0,3680 & 1 & 1,9568 & 0 & -0,0281 \\ 0 & -2 & 1 & 0 & 0,0693 \\ 0 & -21,9853 & 0 & 1 & 1,3799 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix},$$

$$A = \begin{bmatrix} 0,0063 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0,0113 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0096 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0,5590 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0,0113 \end{bmatrix}.$$

Les deux dernières colonnes du tableau 11 présente les résultats d'estimation des coefficients des matrices d'identification pour les heures travaillées dans le secteur public. Le coefficient $c_{gh} = 0,2039$ nous indique qu'une innovation d'un point des dépenses publiques implique une hausse de 0,2039 point des heures effective de travail du secteur public. L'estimation est significative à plus de 99% de confiance.

Le deuxième graphique à la figure 3.5 illustre la réponse des heures de travail du secteur public suite à un choc de variance unitaire des dépenses publiques. La variance est dans ce cas $a_{gg} = 0,0063$. On remarque que la réponse est positive et persistante atteignant son sommet après 14 trimestres. En somme, l'augmentation des dépenses gouvernementales implique une hausse significative des heures travaillées dans le secteur public. Au niveau du secteur privé, ni la spécification avec les heures effectives de travail, ni celle composée avec l'emploi ne sont significatives. Il serait alors discutable d'émettre une position arrêter sur l'impact des dépenses publiques sur l'emploi dans le secteur privé.

4.4 Robustesse des résultats

Nous devons imposer un minimum de 35 restrictions sur les matrices d'identification du modèle et 37 restrictions ont été imposées. Le modèle est sur-identifié, nous obtenons donc deux degrés de liberté. Or, nous obtenons des matrices singulière lorsque nous tentons d'identifier chacune des restrictions imposées. La spécification du modèle ne permet donc pas de tester la validité des restrictions de court-terme.

Périodes des échantillons

Les deux spécifications composées du nombre d'employés des secteurs privé et public ont été décomposées sur deux sous-périodes soient, l'ensemble de l'échantillon de 1976 :1 à 2012 :1 et 1984 :1 à 2012 :1. La période 1976 :1 à 1983 :1 n'est pas analysée dans ce cas puisque le nombre d'observation réduit n'a pas permis d'obtenir de résultats plausibles sur les coefficients. Le tableau 9 présente les résultats pour l'emploi du secteur privé. L'impact des dépenses publiques sur l'emploi privé varie légèrement à la baisse lorsque nous comparons les deux périodes. $c_{ge_{priv}}$ passe de -0,2130 pour l'ensemble de la période à -0,0185 pour la période de 1984 à 2012, le coefficient n'est pas significatif pour cette période. Un coefficient intéressant est $c_{\tau e_{priv}}$ qui présente l'impact sur l'emploi privé d'une innovation de un point sur le taux de taxation moyen. L'estimation près de -1 pour les deux périodes étudiées indique qu'une hausse de taxe implique une diminution équivalente de l'emploi privé.

Le tableau 10 présente les résultats pour l'emploi du secteur public. L'impact des dépenses du gouvernement ne varie que légèrement entre les deux périodes. Au niveau du taux de taxation nous notons également un impact négatif sur l'emploi public, mais deux fois plus important que celui observé sur l'emploi privé. Les données pour les spécifications 3 et 4 basées sur les heures travaillées ne sont disponibles qu'à partir de 1987, alors l'échantillon n'est pas séparé en plusieurs sous-périodes.

Dans l'ensemble, l'impact des dépenses gouvernementales sur le nombre d'employés des

secteurs privé et public ne sont pas significatifs. Dans le cas des heures travaillées, l'impact des dépenses n'est pas significatif sur le secteur privé, mais on note un impact positif et significatif pour les heures effectives de travail du secteur public.

CONCLUSION

Les programmes de dépenses du gouvernement permettent-ils de stimuler l'activité économique et l'emploi au Canada ? Nous avons tenté dans ce mémoire de trouver des résultats empiriques à cette question des plus importante étant donné l'augmentation de la taille de l'État. Nous nous questionnons également sur la décomposition des effets d'une hausse des dépenses, une augmentation des dépenses publiques affecte-t-elle uniquement le secteur public ou permet-elle de stimuler le secteur privé ? C'est dans ce dernier point que réside l'apport principal de notre étude pour la littérature.

Au niveau de l'activité économique au Canada, les résultats obtenus semblent clairs. Une hausse des dépenses du gouvernement stimule l'activité économique du secteur public et freine l'activité économique du secteur privé. L'impact est négatif sur l'activité économique totale du pays. Ces résultats sont consistant avec la théorie économique et les résultats déjà présentés dans la littérature. Au niveau de l'emploi, on note un effet positif d'une hausse des dépenses sur les heures effectives de travail du secteur public. L'impact sur les heures de travail du secteur privé ainsi que ceux sur le nombre d'employés des secteurs privé et public ne sont pas significatifs, nous ne supposons donc aucune hypothèse à ce niveau.

Cette recherche portait sur l'ensemble des données disponibles pour l'activité économique et l'emploi sans distinction sur les périodes d'expansions et de récessions. Or, la théorie économique indique que l'impact des dépenses publiques serait plus fort en période d'écart au potentiel élevé. Il serait pertinent de développer la recherche en employant une méthode empirique qui permettrait d'isoler les effets des programmes gouvernementaux en fonction des phases d'expansions et de récessions généralement reconnues.

ANNEXE A

TABLEAUX

Tableau A.1 Baxter et King (1993) Tableau 1

Table 1- Notation et paramétrisation

 I. Modèle de référence avec dépense de bases du Gouvernement

A. Préférences :

 θ_L choisit pour impliquer l'état stationnaire $L = 0,8$ et $N = 1 - L = 0,2$ β choisit pour impliquer un taux d'intérêt réel à l'état stationnaire de 6,5% par an

B. Fonction de production :

 θ_N, θ_K choisissent pour répliquer les données des États-Unis : $\theta_N = 0,58, \theta_K = 0,42$;taux de dépréciation annuel, $\delta_K = 0,10$.

C. Gouvernement :

 $s_G = G/Y = 0,20$, choisit pour répliquer les données d'après-guerre $\tau = 0,20$, taux de taxation impliquant un transfert nul à l'état stationnaire.**Tableau A.2** Baxter et King (1993) Tableau 2

Tableau 2- Sensibilité du multiplicateur aux altérations des paramètres du modèle

Altérations	$\Delta Y/\Delta G$	s_L^f	η_L
Sans taxe ($\tau = 0$)	1,20	0,78	1,00
Référence (valeurs du tableau 1)	1,16	0,78	1,00
Travail indivisible	1,37	0,78	1,29
Offre de travail selon les données	0,49	0,78	0,33
Bas taux de dépréciation ($\delta_K = 0,06$)	1,12	0,77	1,00
Bas taux d'intérêt réel ($r = 3$ percent)	1,29	0,80	1,00
Transferts positifs ($\tau = 0,30, TR/Y = 0,10$)	1,10	0,74	1,00
Heures plus élevées à l'état stationnaire ($N = 0,33$)	1,01	0,64	1,00
Plus grande part de travail ($s_N = 0,67$)	1,07	0,78	1,00

Tableau A.3 Baxter et King (1993) Tableau 3Tableau 3- Durée des dépenses du gouvernement
et l'impact du multiplicateur sur le PIB

Durée (années)	Référence	$\Delta Y/\Delta G _{t-1}$ (données panel)	Travail indivisible
1	0,20	0,06	0,28
2	0,36	0,11	0,49
3	0,47	0,14	0,64
4	0,56	0,17	0,76
5	0,63	0,20	0,84
6	0,69	0,22	0,91
7	0,73	0,24	0,95
8	0,76	0,25	0,99
9	0,78	0,26	1,01
10	0,80	0,27	1,03
20	0,86	0,30	1,09
∞	0,86	0,31	1,09

Notes : Chaque ligne du tableau donne l'impact du multiplicateur $\Delta Y/\Delta G|_{t-1}$ lorsque le changement dans les dépenses de base se termine après le nombre d'années indiquées dans la première colonne. Les trois autres colonnes correspondent aux différentes hypothèses sur les habitudes de l'offre de travail étudiée au tableau 2. La part de loisir égale 0,78. L'élasticité de la demande de loisir, η_L , est 1,00 pour la colonne référence, 0,33 pour la colonne des données panel et 1,29 pour la colonne de travail indivisible.

Tableau A.4 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Activité économique spécification 1

	1961 :1- 2012 :1		1961 :1- 1983 :4		1984 :1- 2012 :1	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.	coef.	e.t.
$c_{y_p g}$	-0.7279	(0.4012)*	-1.5835	(2.3)	-0.9681	(0.5469)*
$c_{g y_p}$	-0.2588	(0.077)***	-0.2715	(0.1193)**	-0.1289	(0.1043)
$c_{i y_p}$	12.66	(5.566)**	19.59	(8.2227)**	3.31	(8.0186)
$c_{y_p \tau}$	-11.955	(4.793)**	-54.53	(78.23)	-5.9912	(2.6839)*
a_{gg}	0.0106	(0.0005)***	0.0126	(0.0009)***	0.0073	(0.0005)***
$a_{y_p y_p}$	0.0531	(0.0206)***	0.1470	(0.2094)	0.0306	(0.0129)**
a_{ii}	0.7827	(0.0390)***	0.8770	(0.0661)***	0.5942	(0.0402)***
$a_{\tau \tau}$	0.0200	(0.0009)***	0.0227	(0.0017)***	0.0143	(0.0010)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.5 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Activité économique spécification 2

	1961 :1- 2012 :1		1961 :1- 1983 :4		1984 :1- 2012 :1	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.	coef.	e.t.
c_{yg}	-0.4203	(0.2401)*	-0.8310	(1.0283)	-0.6445	(0.3543)*
c_{gy}	0.2827	(0.1127)**	0.3217	(0.1706)*	0.3613	(0.1480)**
c_{iy}	12.60	(7.8075)	22.11	(11.585)*	4.0058	(10.74)
$c_{y\tau}$	-6.1644	(1.803)***	-25.0544	(22.94)	-3.1938	(1.0981)***
a_{gg}	0.0109	(0.0005)***	0.0129	(0.0009)***	0.0074	(0.0005)***
a_{yy}	0.0280	(0.0077)***	0.0680	(0.0613)	0.0171	(0.0053)***
a_{ii}	0.7879	(0.0393)***	0.8758	(0.0668)***	0.5952	(0.0403)***
$a_{\tau\tau}$	0.0148	(0.0007)***	0.0165	(0.0012)***	0.0114	(0.0008)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.6 Test 1 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique

	1961 :1 à 2012 :1			
	coef.	e.t.		e.t.
$c_{y_p g}$	-0.7279	(0.4012)*	a_{gg}	0.0106 (0.0005)***
$c_{g y_p}$	-0.2588	(0.077)***	$a_{y_p y_p}$	0.0531 (0.0206)***
$c_{i y_p}$	10.718	(5.7146)*	a_{ii}	0.7745 (0.0386)***
$c_{y_p \tau}$	-11.955	(4.793)**	$a_{\tau\tau}$	0.0200 (0.0009)***
c_{ig}	-4.2744	(5.2243)		
$c_{i\tau}$	22.2393	(12.6041)*		

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.7 Test 2 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique

	1961 :1 à 2012 :1			
	coef.	e.t.		e.t.
$c_{y_p g}$	-0.6314	(0.3581)*	a_{gg}	0.0106 (0.0005)***
$c_{g y_p}$	-0.2483	(0.077)***	$a_{y_p y_p}$	0.0489 (0.0177)***
$c_{i y_p}$	10.315	(5.7070)*	a_{ii}	0.7830 (0.0391)***
$c_{y_p \tau}$	-11.109	(4.1416)**	$a_{\tau\tau}$	0.0200 (0.0009)***
$c_{g i}$	-0.0010	(0.0010)		
$c_{y i}$	0.0080	(0.0051)		

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.8 Test 3 de sensibilité des matrices d'identification pour l'activité économique

	$c_{\tau y} = 2$		$c_{\tau y} = 2.25$		$c_{\tau y} = 2.5$	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.	coef.	e.t.
$c_{y_p g}$	-0.7279	(0.4012)*	-0.8306	(0.4825)*	-0.9388	(0.5785)
$c_{g y_p}$	-0.2588	(0.077)***	-0.2626	(0.0766)***	-0.2655	(0.0763)***
$c_{i y_p}$	12.66	(5.566)**	12.66	(5.566)**	12.66	(5.566)**
$c_{y_p \tau}$	-11.955	(4.793)**	-13.78	(6.3049)**	-15.69	(8.1125)*
a_{gg}	0.0106	(0.0005)***	0.0106	(0.0005)***	0.0106	(0.0005)***
$a_{y_p y_p}$	0.0531	(0.0206)***	0.0609	(0.0272)**	0.0690	(0.0350)**
a_{ii}	0.7827	(0.0390)***	0.7827	(0.0390)***	0.7827	(0.0390)***
$a_{\tau \tau}$	0.0200	(0.0009)***	0.0224	(0.0011)***	0.0249	(0.0012)***

	$c_{\tau y} = 1.75$		$c_{\tau y} = 1.5$		$c_{\tau y} = 1.25$	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.	coef.	e.t.
$c_{y_p g}$	-0.6306	(0.3323)*	-0.5389	(0.2740)**	-0.4535	(0.2246)**
$c_{g y_p}$	-0.2540	(0.0776)***	-0.2475	(0.0785)***	-0.2383	(0.0710)***
$c_{i y_p}$	12.6576	(5.5664)**	12.6576	(5.5664)**	12.6576	(5.5664)**
$c_{y_p \tau}$	-10.2077	(3.5456)**	-8.5331	(2.5331)***	-6.9271	(1.7305)***
a_{gg}	0.0106	(0.0005)***	0.0106	(0.0005)***	0.0106	(0.0005)***
$a_{y_p y_p}$	0.0456	(0.0152)***	0.0386	(0.0108)***	0.0319	(0.0074)***
a_{ii}	0.7827	(0.0390)***	0.7827	(0.0390)***	0.7827	(0.0390)***
$a_{\tau \tau}$	0.0176	(0.0009)***	0.0152	(0.0008)***	0.0129	(0.0006)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.9 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Emploi spécification 1

	1976 :1- 2012 :1		1984 :1- 2012 :1	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.
c_{yg}	-0.4487	(0.1965)**	-0.5633	(0.2868)**
c_{gy}	0.3644	(0.1689)**	0.4263	(0.1617)***
c_{iy}	-12.395	(14.185)	-9.5661	(11.6049)
$c_{y\tau}$	-2.2430	(0.5820)***	-2.5668	(0.7866)***
$c_{ge_{priv}}$	-0.2130	(0.1614)	-0.0185	(0.1792)
$c_{ye_{priv}}$	0.3312	(0.2223)	0.0793	(0.3303)
$c_{\tau e_{priv}}$	-0.9526	(0.1784)***	-1.0159	(0.2436)***
$c_{ie_{priv}}$	30.473	(15.176)**	28.1238	(14.281)**
a_{gg}	0.0081	(0.0005)***	0.0072	(0.0005)***
a_{yy}	0.0126	(0.0028)***	0.0136	(0.0037)***
$a_{\tau\tau}$	0.0102	(0.0006)***	0.0106	(0.0007)***
a_{ii}	0.7885	(0.0470)***	0.5813	(0.0394)***
$a_{e_{priv}e_{priv}}$	0.0048	(0.0003)***	0.0042	(0.0003)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ;

**= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.10 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Emploi spécification 2

	1976 :1- 2012 :1		1984 :1- 2012 :1	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.
c_{yg}	-0.6309	(0.2855)**	-0.6634	(0.3333)**
c_{gy}	0.1593	(0.1007)	0.3496	(0.1433)**
c_{iy}	8.7109	(12.5589)	6.7611	(11.2335)
$c_{y\tau}$	-3.2311	(0.9632)***	-2.7421	(0.8589)***
$c_{ge_{pub}}$	0.0828	(0.1028)	0.0913	(0.1029)
$c_{ye_{pub}}$	0.3415	(0.2332)	0.4463	(0.2275)**
$c_{\tau e_{pub}}$	-0.3809	(0.1498)**	-0.4381	(0.1590)***
$c_{ie_{pub}}$	-13.231	(10.9198)	-7.6855	(8.9442)
a_{gg}	0.0078	(0.0005)***	0.0067	(0.0005)***
a_{yy}	0.0177	(0.0047)***	0.0147	(0.0041)***
$a_{\tau\tau}$	0.0116	(0.0007)***	0.0110	(0.0007)***
a_{ii}	0.8233	(0.0490)***	0.5933	(0.0402)***
$a_{e_{pub}e_{pub}}$	0.0065	(0.0004)***	0.0067	(0.0005)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ;

**= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

Tableau A.11 Estimation des coefficients des matrices d'identification ; Heures travaillées spécifications 3 et 4

	Heures totales 1976 :1- 2012 :1		Heures privées 1987 :1- 2012 :1		Heures publiques 1987 :1- 2012 :1	
	coef.	e.t.	coef.	e.t.	coef.	e.t.
c_{yg}	-0.4666	(0.1856)**	-0.3525	(0.1867)*	-0.3680	(0.2605)
c_{gy}	0.2966	(0.1628)*	0.3304	(0.2023)	0.4447	(0.1736)**
c_{iy}	1.2174	(14.0064)	-0.6445	(13.702)	21.9853	(13.0612)*
$c_{y\tau}$	-2.2036	(0.5322)***	-1.4748	(0.3835)***	-1.9568	(0.6135)***
c_{gh}	-0.0797	(0.1437)	0.0410	(0.1625)	0.2039	(0.0571)***
c_{yh}	0.6554	(0.1924)***	0.6850	(0.1804)***	0.0281	(0.1113)
$c_{\tau h}$	-0.8122	(0.1612)***	-0.8702	(0.1802)***	-0.0693	(0.0865)
c_{ih}	6.4968	(13.664)	10.6989	(12.4467)	-1.3799	(5.0343)
a_{gg}	0.0080	(0.0005)***	0.0067	(0.0005)***	0.0063	(0.0005)***
a_{yy}	0.0121	(0.0025)***	0.0087	(0.0018)***	0.0113	(0.0030)***
$a_{\tau\tau}$	0.0105	(0.0006)***	0.0093	(0.0007)***	0.0096	(0.0007)***
a_{ii}	0.7934	(0.0472)***	0.5425	(0.0389)***	0.5590	(0.0401)***
a_{hh}	0.0055	(0.0003)***	0.0052	(0.0004)***	0.0113	(0.0008)***

NB : ***= significatif à 1 p.c. ; **= significatif à 5 p.c. ;

*= significatif à 10 p.c.

ANNEXE B

FIGURES

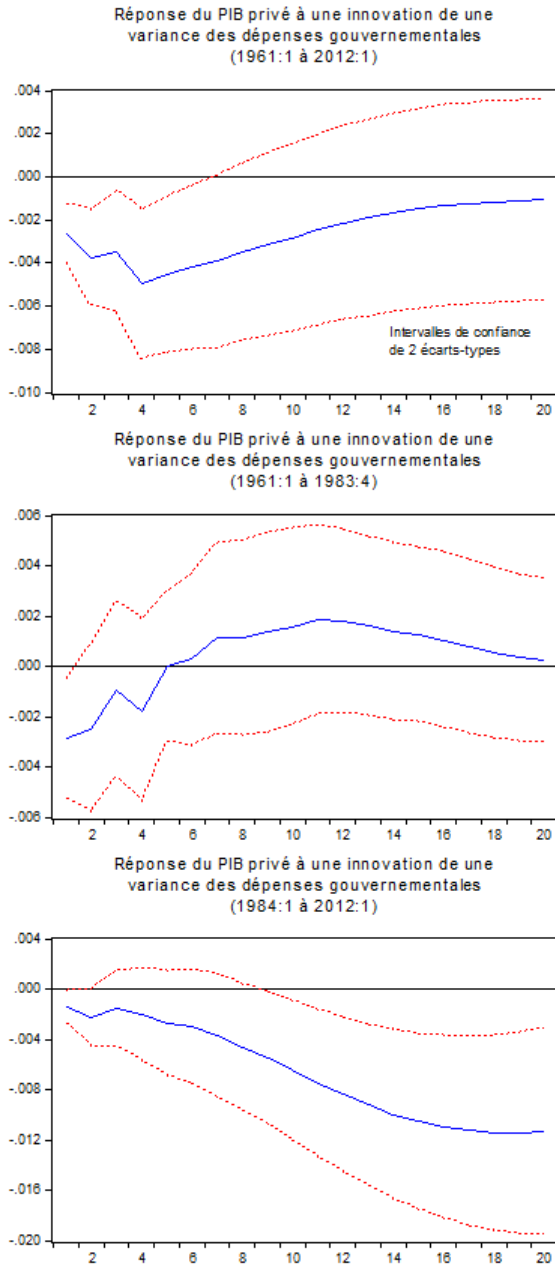


Figure B.1 Fonctions de réponses de l'activité économique (spécification 1)

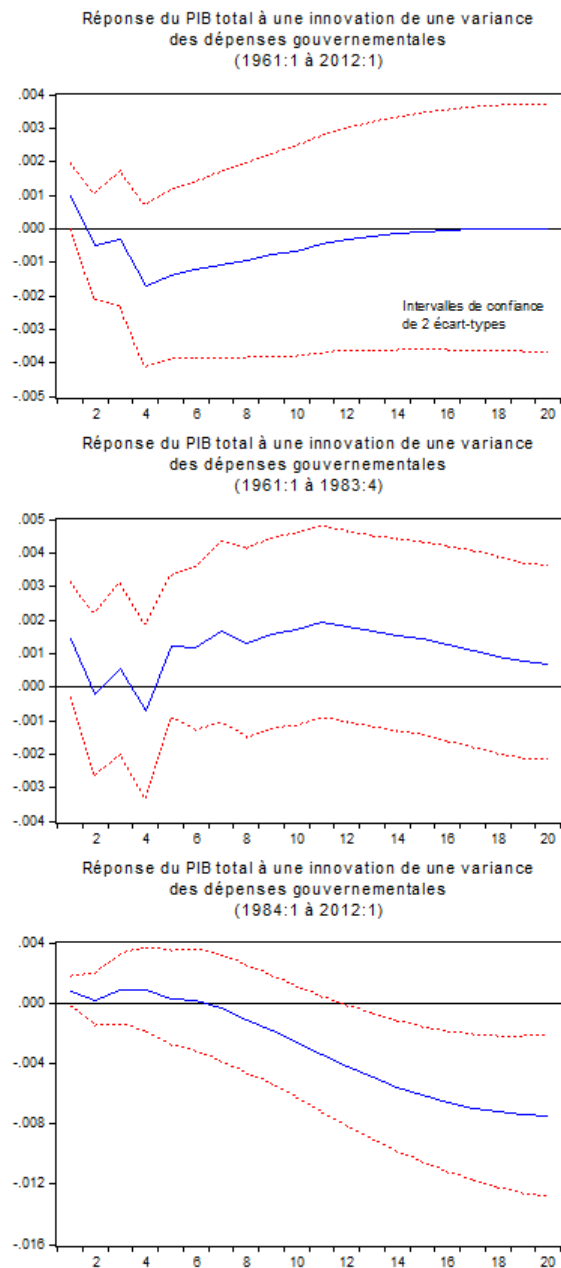


Figure B.2 Fonctions de réponses de l'activité économique (spécification 2)

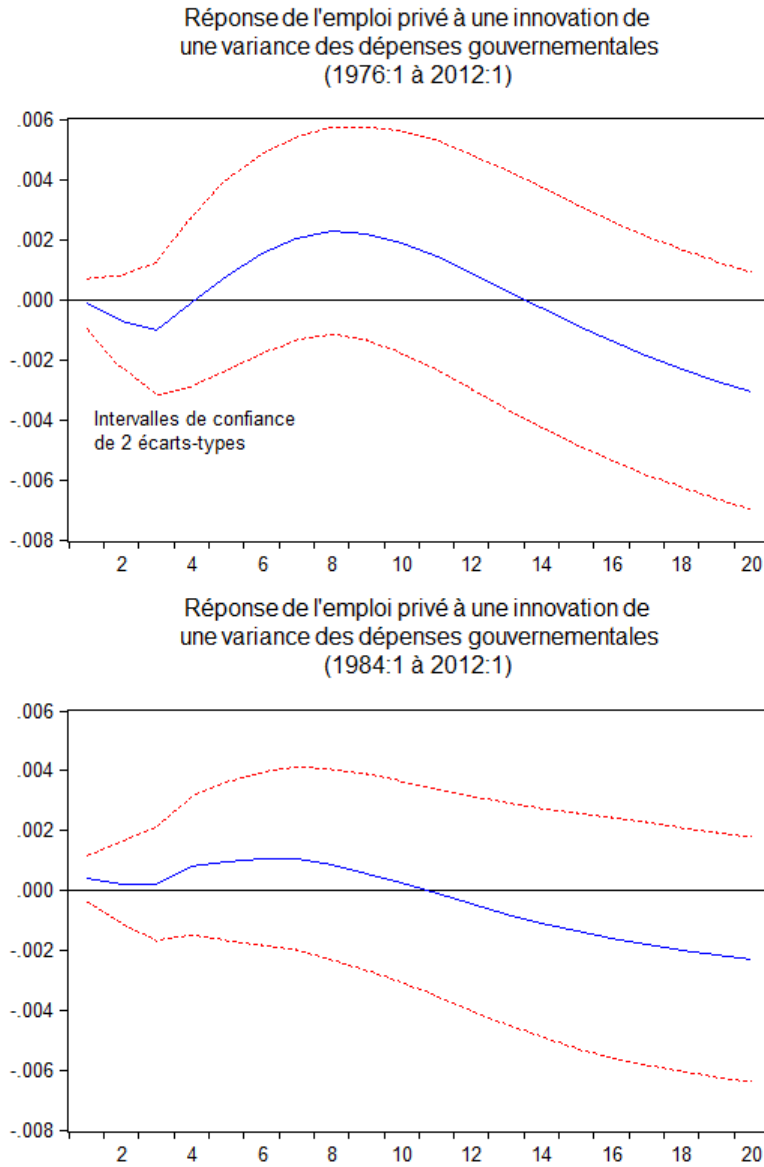


Figure B.3 Fonctions de réponses de l'emploi (spécification 1)

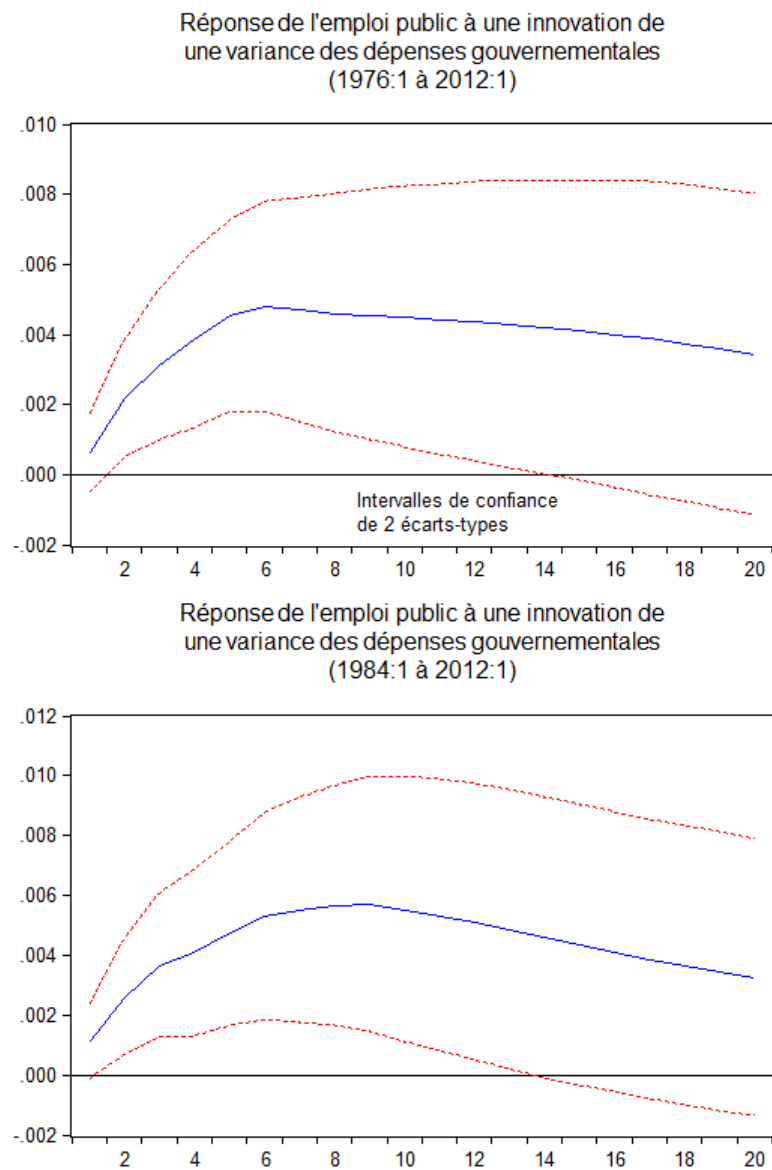


Figure B.4 Fonctions de réponses de l'emploi (spécification 2)

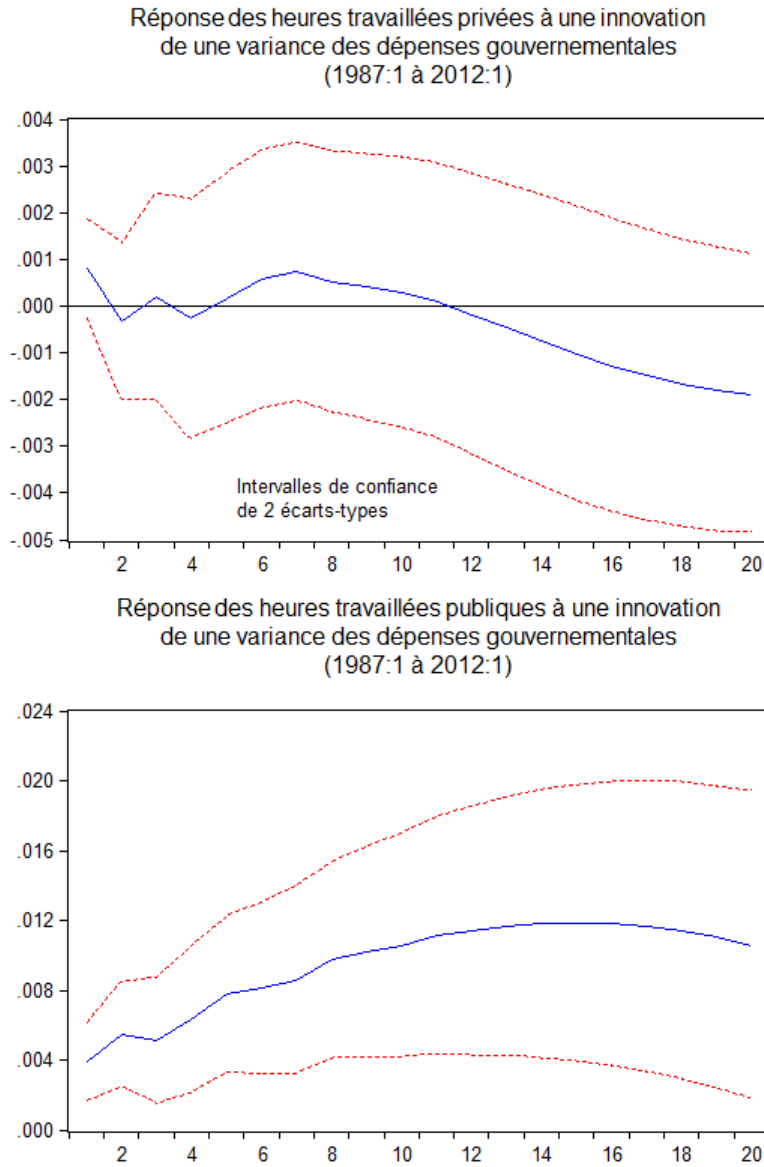


Figure B.5 Fonctions de réponses des heures travaillées (spécification 3 et 4)

BIBLIOGRAPHIE

- Auerbach, A. J. et Y. Gorodnichenko. 2011. « Measuring the output responses to fiscal policy », *NBER TAPES conference on Fiscal Policy*.
- Baum, A. et G. B. Koester. 2011. The impact of fiscal policy on economic activity over the business cycle - evidence from a threshold VAR analysis. Discussion Paper no. 03/2011, DEUTSCHE BUNDESBANK.
- Baxter, M. et R. G. King. 1993. « Fiscal policy in general equilibrium », *American Economic Review*, vol. 83, no. 3.
- Blanchard, O. et R. Perotti. 1999. « An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output », *NBER Working Paper Series*, no. 7269.
- Cantore, C., P. Levine, et G. Melina. 2011. « A fiscal stimulus and jobless recovery ». In *Discussions Papers in Economics*. T. 11. University of Surrey.
- Canzoneri, M., F. Collard, H. Dellas, et B. Diba. 2012. « Fiscal multipliers in recessions », *Diskussionsschriften, Universitaet Bern, Departement Volkswirtschaft*, no. 1204.
- Collard, F. et P. Fève. 2008. « Modèles VAR ou DSGE : Que choisir ? », *Économie et prévisions*, vol. 2008/2-3, no. 183-184.
- Eviews. 2009. *Eviews user's guide II*, chapitre 15. Vector autoregression and error correction models. Quantitative Micro Software, LLC.
- Forni, M. et L. Gambetti. 2010. « Fiscal foresight and the effect of government spending », *Barcelona Economics Working Paper*, no. 460.
- Fève, P. 2006. « La modélisation macro-économétrique dynamique », *Revue d'économie politique*, vol. 116.
- Guay, A. 2012. Représentation vectorielle autorégressive structurelle (SVAR). Notes du cours ECO 9036, Macroéconométrie.
- Heilbroner, R. L. 2001. *Les grands économistes*. Éditions du Seuil. Nouvelle édition augmentée.
- Lucas, R. J. 1976. « Econometric policy evaluation : A critique ». In *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. T. 1, p. 19– 46. Elsevier.
- Mankiw, G. N. 2009. *Macroéconomie*. Édition de Boeck Université, 4^e édition.

- Michaillat, P. 2012. « Fiscal multipliers over the business cycle ». In *CEP Discussion Paper*, no 1115.
- Perotti, R. 2004. « Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries », *CEPR Working Paper*, no. 276.
- . 2007. « In search of the transmission mechanism of fiscal policy », *NBER Working Paper Series*, no. 13143.
- Phaneuf, L. 2011. Macroéconomie avancée. Notes du cours ECO 7011. Chapitre 9 - Politique fiscale en contexte d'équilibre général.
- Phaneuf, L. et Étienne Wasmer. 2005. Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique au Québec et au Canada. Cirano project reports, CIRANO.
- Ramey, V. A. 2012. « Government spending and private activity », *NBER Working Paper Series*, no. 17787.
- Sims, C. A. 1980. « Macroeconomics and reality », *Econometrica*, vol. 48, no. 1, p. 1-48.
- Unal, U. 2011. « Rethinking the effects of fiscal policy on macroeconomic aggregates : A disaggregated SVAR analysis ». Thèse de Doctorat, Florida International University.
- Zubairy, S. 2010. « On fiscal multipliers : Estimates from a medium scale DSGE model », *Bank of Canada Working Paper*, no. 2010-30.