

2005RP-20

**Une étude économétrique de l'impact  
des dépenses publiques et des  
prélèvements fiscaux sur l'activité  
économique au Québec et au Canada**

*Louis Phaneuf, Étienne Wasmer*

---

**Rapport de projet**  
*Project report*

---

Montréal  
Octobre 2005

© 2005 Louis Phaneuf, Étienne Wasmer. Tous droits réservés. *All rights reserved.* Reproduction partielle permise avec citation du document source, incluant la notice ©.  
*Short sections may be quoted without explicit permission, if full credit, including © notice, is given to the source*



## CIRANO

Le CIRANO est un organisme sans but lucratif constitué en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche.

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère du Développement économique et régional et de la Recherche, and grants and research mandates obtained by its research teams.*

### Les organisations-partenaires / The Partner Organizations

#### PARTENAIRE MAJEUR

- . Ministère du Développement économique, de l'Innovation et de l'Exportation

#### PARTENAIRES

- . Alcan inc.
- . Banque du Canada
- . Banque Laurentienne du Canada
- . Banque Nationale du Canada
- . Banque Royale du Canada
- . Bell Canada
- . BMO Groupe financier
- . Bombardier
- . Bourse de Montréal
- . Caisse de dépôt et placement du Québec
- . Fédération des caisses Desjardins du Québec
- . Gaz Métro
- . Hydro-Québec
- . Industrie Canada
- . Ministère des Finances du Québec
- . Pratt & Whitney Canada
- . Raymond Chabot Grant Thornton
- . Ville de Montréal
  
- . École Polytechnique de Montréal
- . HEC Montréal
- . Université Concordia
- . Université de Montréal
- . Université du Québec
- . Université du Québec à Montréal
- . Université Laval
- . Université McGill
- . Université de Sherbrooke

#### ASSOCIÉ À :

- . Institut de Finance Mathématique de Montréal (IFM<sup>2</sup>)
- . Laboratoires universitaires Bell Canada
- . Réseau de calcul et de modélisation mathématique [RCM<sup>2</sup>]
- . Réseau de centres d'excellence MITACS (Les mathématiques des technologies de l'information et des systèmes complexes)

# Une étude économétrique de l'impact des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique au Québec et au Canada

*Louis Phaneuf<sup>\*</sup>, Étienne Wasmer<sup>†</sup>*

## Résumé / Abstract

Quel est l'impact des politiques des gouvernements sur l'activité économique au Québec et au Canada ? Les taxes ont-elles un effet négatif par les distorsions qu'elles induisent ? Les dépenses stimulent-elles l'activité ? Le bilan est-il neutre, positif ou négatif d'un point de vue macroéconomique ? Nous proposons ici d'adresser ces questions, de clarifier les mérites respectifs des diverses approches empiriques et de proposer une série de réponses dans le contexte du Québec et du Canada. Nous mesurons en particulier l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique dans ces deux zones géographiques. Pour cela, nous utilisons une approche économétrique de type vecteurs-autorégressifs qui peut être qualifiée de « semi-structurelle » (SVAR). Pour la première fois, nous appliquons ce type d'approche à l'économie québécoise en raison de la disponibilité récente de données trimestrielles se rapportant à certains agrégats nécessaires à la réalisation d'une telle étude.

Nos principaux résultats sont les suivants : 1) les chocs fiscaux et les chocs de dépenses sont relativement persistants, surtout en ce qui concerne les dépenses; 2) de tous les chocs étudiés, les chocs d'activité sont les plus persistants; 3) les dépenses publiques influent sur l'activité économique à court terme, mais modestement; 4) les effets distorsifs des taxes réduisent l'activité économique; 5) lorsque les effets cumulés des mécanismes 3) et 4) se propagent dans le temps, les effets négatifs des taxes semblent l'emporter après quelques années. Quant aux deux autres résultats dont la robustesse reste à vérifier mais qui ouvrent des perspectives intéressantes : 6) les multiplicateurs de dépense au niveau fédéral sembleraient inférieurs par rapport à ceux au niveau provincial, et 7) les effets distorsifs des taxes y seraient plus forts.

**Mots clés** : activité économique, dépenses budgétaires, prélèvements fiscaux, effets distorsifs des taxes, SVAR

---

\* UQAM et CIRPÉE, département de sciences économiques, Université du Québec à Montréal, case postale 8888, succursale Centre-ville, Montréal (Québec) H3C 3P8, Canada, courriel : [phaneuf.louis@uqam.ca](mailto:phaneuf.louis@uqam.ca)

† UQAM et CIRPÉE.

*What is the impact of government policy on economic activity in Quebec and Canada? Do taxes have a distorsive effect? Does spending stimulate activity? Is the net outcome positive, neutral or negative from a macroeconomic perspective? We address these questions here. We attempt to clarify the relative merits of several empirical strategies and then propose a series of answers in the context of Quebec and Canada, for which we measure, in particular, the quantitative impact of taxes and public spending on GDP. For this purpose, we use a semi-structural vector-autoregressive approach (SVAR). For the first time, we apply this methodology to Quebec as a result of the recent availability of quarterly time-series data.*

*Our main findings are as follows. 1) Fiscal shocks and spending shocks are relatively persistent the latter being more persistent; 2) output shocks are the most persistent of all shocks; 3) public spending generates more output in the short run, but the increase is modest; 4) distorsive effects of taxes reduce output; 5) when the effects 3) and 4) propagate over time, negative effects of taxes seem to dominate after a few years. Two additional results, the robustness of which needs to be checked, open interesting new perspective. We find that 6) spending multipliers are smaller at the federal level with respect to the provincial level and 7) distorsive effects of taxes seem to be larger.*

**Keywords:** *distortionary taxes, economic activity, government spending, SVAR*

## Table des matières

<b>1</b>	<b>Introduction générale</b>	<b>4</b>
<b>2</b>	<b>De l'évaluation empirique des effets macroéconomiques des dépenses publiques</b>	<b>10</b>
2.1	L'impact de dépenses publiques temporaires <i>vs</i> permanentes (Procédure de Barro, 1981) . . . . .	10
2.2	L'impact de variations exogènes des dépenses militaires (Procédure de Rotemberg et Woodford, 1992) . . . . .	12
2.3	Chocs fiscaux et systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés . . . . .	13
<b>3</b>	<b>Approche SVAR</b>	<b>15</b>
<b>4</b>	<b>CANADA</b>	<b>21</b>
4.1	Description des données canadiennes . . . . .	21
4.2	Résultats pour le Canada . . . . .	23
4.2.1	Spécification 1 : (t,g,y), déflateur du PIB . . . . .	24
4.2.2	Robustesse de la spécification 1 aux hypothèses identifiantes . . . . .	27
4.2.3	Spécification 2 : (t,g,y), avec le déflateur de la consommation . . . . .	29
4.2.4	Spécification 3 : (t,g,y, inflation, taux à long-terme) . . . . .	29
4.2.5	Dépenses courantes <i>vs.</i> capital fixe . . . . .	31

---

\*Mot-clés : prélèvements fiscaux, dépenses gouvernementales, activités économiques, effets distorsifs des taxes, SVAR.

<b>5</b>	<b>QUÉBEC</b>	<b>32</b>
5.1	Données pour le Québec . . . . .	32
5.1.1	Spécification 1 (t,g,y), même matrice d'identification que pour le Canada . . . . .	33
5.1.2	Spécification de base, identification différente (élasticité $\alpha_{ty}$ divisée par 2) . . . . .	36
5.1.3	Spécification 3 (t,g,y,inflation,taux d'intérêt) . . . . .	37
<b>6</b>	<b>Conclusions d'étape</b>	<b>37</b>
<b>7</b>	<b>Éléments interprétatifs : la politique fiscale dans un modèle d'équilibre général dynamique</b>	<b>39</b>
7.1	Modèle . . . . .	39
7.2	Ménages . . . . .	40
7.3	Firmes et technologie . . . . .	42
7.4	Contraintes des ressources . . . . .	44
7.5	Contrainte budgétaire du gouvernement . . . . .	46
7.6	Décisions optimales des ménages . . . . .	46
7.7	Paramétrisation du modèle standard . . . . .	48
<b>8</b>	<b>Effets dynamiques des dépenses publiques</b>	<b>49</b>
8.1	Effets dynamiques des dépenses publiques courantes en présence d'une taxe forfaitaire . . . . .	49
8.1.1	Effets dynamiques d'une hausse permanente des dépenses publiques de base . . . . .	50
8.1.2	Effets dynamiques d'une hausse temporaire des dépenses publiques de base . . . . .	57
8.2	Effets dynamiques des dépenses publiques courantes en présence d'une taxe ayant des effets distorsifs . . . . .	59
8.3	Effets dynamiques de l'investissement public . . . . .	62
<b>9</b>	<b>Conclusion du rapport</b>	<b>63</b>

## Liste des tableaux

1	Estimation des coefficients des matrices A et D, spécification de base, Canada. . . . .	68
2	Test de robustesse sur l'estimation des matrices A et D, Canada. . .	68
3	Estimation des matrices A et D, spécification 2, Canada. . . . .	69
4	Estimation des matrices A et D, spécification 3, Canada. . . . .	69
5	Estimation des coefficients des matrices A et D, spécification de base, Québec. . . . .	69

6	Estimation des matrices A et D, spécification 2, Québec. . . . .	69
7	Estimation des matrices A et D, spécification 2, variante, Québec. . .	70
8	Multiplicateurs de long terme associés à une hausse permanente des dépenses de base. . . . .	70
9	Multiplicateurs d'impact associés à une hausse temporaire des dépenses de base. . . . .	70
10	Effets à long terme de l'investissement public. . . . .	71

## Table des figures

1	Évolution des dépenses et recettes fiscales, relativement au PIB, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1. . . . .	71
2	Évolution de l'inflation et des taux d'intérêt de long terme, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1. . . . .	72
3	Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 1. . . . .	73
4	Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 2. . . . .	74
5	Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 3. . . . .	75
6	Décomposition des dépenses de gouvernement, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1. . . . .	76
7	Évolution des dépenses et recettes fiscales, relativement au PIB, QUÉBEC, 1981 :1 à 2003 :1. . . . .	77
8	Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, QUÉBEC. Période d'estimation du VAR : 1981Q1-2004Q1. Spécification 1. . . . .	78
9	Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, QUÉBEC. Période d'estimation du VAR : 1981Q1-2004Q1. Spécification 1 avec $\alpha_{ty} = 1$ . . . . .	79
10	Effets macroéconomiques théoriques d'une hausse permanente des dépenses de base (taxe forfaitaire). . . . .	80
11	Effets macroéconomiques théoriques d'une hausse temporaire des dépenses de base (taxe forfaitaire). . . . .	81
12	Effets macroéconomiques théoriques du mode de financement des dépenses publiques. . . . .	82
13	Effets macroéconomiques théoriques du mode de financement des dépenses publiques (suite). . . . .	83

# 1 Introduction générale

Quel est l'impact des politiques des gouvernements sur l'activité économique au Québec et au Canada ? Les taxes ont-elles un effet négatif par les distorsions qu'elles induisent ? Les dépenses stimulent-elles l'activité ? Le bilan est-il neutre, positif ou négatif d'un point de vue macroéconomique ?

Ces questions fondamentales ont fait l'objet depuis longtemps d'une vaste littérature, aussi bien dans le domaine de l'économie publique que de la macroéconomie et des études économétriques, avec de nombreuses méthodologies. Nous proposons ici d'adresser ces questions dans ce rapport, de clarifier les mérites respectifs des diverses approches empiriques et de proposer une série de réponses dans le contexte du Québec et du Canada. Nous mesurons en particulier l'impact quantitatif des dépenses publiques et des prélèvements fiscaux sur l'activité économique dans ces deux zones géographiques. Pour cela, nous utilisons une approche économétrique de type vecteurs-autorégressifs qui peut être qualifiée de "semi-structurelle" (SVAR). Pour la première fois, nous appliquons ce type d'approche à l'économie québécoise en raison de la disponibilité récente de données trimestrielles se rapportant à certains agrégats nécessaires à la réalisation d'une telle étude.

Une brève mise en contexte nous permettra au préalable d'apprécier les mérites de l'approche SVAR. Comme nous le verrons plus précisément dans les deux prochaines sections, les principales études empiriques sur les effets macroéconomiques de la politique fiscale réalisées au cours des vingt cinq dernières années peuvent être



regroupées en trois grandes catégories. Bien que différentes dans leurs particularités, ces approches ont une motivation fondamentale commune, soit de produire des mesures de variations des dépenses publiques et des taxes qui ne sont pas sujettes au problème de *rétroaction simultanée* entre les variables fiscales et l'activité économique (ou autres agrégats d'intérêt) et d'évaluer les effets de ces mesures fiscales.

Par *rétroaction simultanée*, nous entendons la possible confusion au niveau de l'estimation économétrique entre, d'une part, les effets de la politique fiscale discrétionnaire sur les agrégats économiques et, d'autre part, l'ajustement endogène des dépenses publiques et des taxes à des variations du revenu (ou autres agrégats). Le défi qui se pose à toute stratégie empirique visant à estimer les effets de la politique fiscale est de parvenir à capter le premier type d'effets tout en purgeant les estimations du second.

Une première approche, qui remonte aux travaux de Barro (1981) et d'autres chercheurs, incluant Rotemberg et Woodford (1992), tente de surmonter le problème de *rétroaction simultanée* en construisant des mesures supposément exogènes des changements des dépenses publiques. Dans le premier cas, les estimations se limitent à des équations de forme réduite du PIB sur des composantes transitoires et permanentes des dépenses publiques, et dans le second à des systèmes vecteurs-autorégressifs univariés du PIB dans lesquels des innovations tirées de processus stochastiques décrivant l'évolution des dépenses militaires servent de chocs fiscaux. Comme nous le verrons dans la prochaine section, ces études évacuent les taxes de

l'analyse et se heurtent ainsi, à notre avis, au problème d'ignorer les effets distorsifs que peut engendrer un ajustement concomitant des taxes. L'omission de ces effets distorsifs pourrait en principe biaiser les estimations de façon assez sérieuse.

Une deuxième approche fait intervenir l'estimation de systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés qui tiennent compte de l'ajustement des dépenses publiques *et* des taxes dans le contexte d'une approche "évènementielle" qui accentue le rôle d'escalades des dépenses militaires encourues lors de guerres américaines majeures survenues depuis la Deuxième Guerre Mondiale. Cette approche, initiée dans un cadre vecteurs-autorégressifs univarié par Ramey et Shapiro (1998), puis élargie au contexte multivarié par Burnside, Eichenbaum et Fisher (2004) et Paquet, Phaneuf et Rebei (2003), est sensée contourner le problème de rétroaction simultanée en s'appuyant sur le fait que les évènements conduisant au déclenchement des guerres pourraient en grande partie être perçus comme imprévisibles, ce qui constituerait une garantie d'exogénéité du choc fiscal. L'utilité de cette approche est évidemment restreinte lorsqu'on désire évaluer les effets de la politique fiscale pour des pays qui ne sont pas en situation de guerre ou qui, tout en étant occasionnellement impliqués dans des guerres, se trouvent en période de paix.

L'approche SVAR appliquée par Blanchard et Perotti (2002) à l'étude des effets dynamiques de changements des dépenses publiques et des taxes sur le produit global constitue la troisième approche principale, et celle que nous utilisons dans notre étude. Elle permet d'évaluer l'impact des dépenses publiques et des prélèvements

fiscaux lors de périodes normales au moyen d'une procédure vecteurs-autorégressifs multivariée qui autorise une interaction dynamique entre les dépenses publiques et les taxes au sein d'un même système. S'agissant, par exemple, d'évaluer l'impact productif (ou improductif) d'une hausse des dépenses publiques, le système estimé permet un ajustement concomitant des taxes qui peut avoir un effet distorsif sur les agrégats d'intérêt. Le risque de contamination des estimations qui pourrait être dû au problème de variables omises (un ajustement des taxes dans le présent exemple) s'en trouve donc substantiellement amoindri. Une procédure empirique semblable a récemment été appliquée par Perotti (2004) au cas du Canada dans le contexte d'une étude multi-pays portant sur les effets dynamiques de chocs aux dépenses publiques et aux taxes.

Lors de l'estimation des SVAR, on n'impose pas de contrainte *a priori* sur les relations entre les variables agrégées incluses dans le système. La dimension *semi-structurelle* du SVAR tient au fait que certaines restrictions contemporaines sont imposées afin de réaliser l'identification statistique des chocs fiscaux et d'assurer autant que possible l'exogenéité des chocs considérés. Ces contraintes d'identification découlent d'une connaissance du cadre institutionnel (fiscal) en place, laquelle inclut de l'information sur le système de taxation et de transferts en vigueur ainsi que sur l'aspect temporel ("timing") des prélèvements fiscaux. À partir de cette connaissance du cadre fiscal, des contraintes sont imposées qui circonscrivent au moment de l'estimation la valeur de certains paramètres structurels régissant, par exemple, les

stabilisateurs automatiques dont nous souhaitons neutraliser les effets afin d'isoler empiriquement ceux de la politique fiscale discrétionnaire.

De quelle utilité sont les informations révélées par les SVAR estimés ? Premièrement, par rapport aux études antérieures, les SVAR offrent une meilleure garantie d'exogénéité des mesures fiscales obtenues en période normale (période de paix), et donc de leur caractère strictement discrétionnaire. Deuxièmement, les sentiers de réponse générés par les SVAR estimés renseignent sur *i*) le *signe* de l'impact d'une variation des dépenses publiques ou des prélèvements fiscaux sur le PIB et autres variables d'intérêt, sur *ii*) *l'amplitude* des réponses dynamiques (forte ou faible), sur *iii*) *l'aspect temporel* (ou timing) de l'ajustement du PIB et autres variables en réponse aux chocs fiscaux, notamment la présence ou l'absence de délais dans la réponse maximale des variables et, sur *iv*) la *persistance* des réponses (la durée des effets estimés). Troisièmement, les sentiers de réponse estimés permettent de statuer sur la présence (ou l'absence) de multiplicateurs à court et à moyen terme des dépenses budgétaires.

Une critique parfois adressée aux méthodologies SVAR est le fait qu'elles reposent sur un jeu d'hypothèses identifiantes choisies par l'économètre sur la base d'une théorie économique sous-jacente ou encore d'*a priori* sur le signe ou l'amplitude de certaines associations entre les variables. Ces critiques sont valides dans le cas général comme dans le cadre de notre étude. La confiance qu'on peut accorder aux résultats tient donc, d'une façon purement scientifique, d'une part au caractère acceptable des

hypothèses qui sont faites, et d'autre part aux tests de robustesse réalisés à partir de variations sur le jeu d'hypothèses identifiantes. Concernant le premier aspect, nous ferons des hypothèses basées, non pas sur des *a priori* théoriques, mais sur des aspects comptables ou législatifs du fonctionnement budgétaire, ce qui devrait limiter la portée de la critique générale du biais théorique des études SVAR. En ce qui concerne le second aspect, nous montrerons la portée et les limites de certaines restrictions en fournissant des preuves empiriques témoignant de la validité de nos résultats en présence d'un grand nombre de variations des hypothèses faites.

Le plan plus particulier de notre étude est le suivant. La *section 2* décrit les principales approches empiriques qui ont été utilisées dans la littérature sur les effets quantitatifs de la politique fiscale, à l'exception de l'approche SVAR qui, elle, fait l'objet d'un examen plus approfondi dans la *section 3*. La *section 4* présente et analyse les résultats obtenus sur données trimestrielles canadiennes. Nous présentons les résultats pour le Canada avant ceux du Québec simplement en raison du plus grand nombre d'observations à notre disposition dans le cas de l'économie canadienne. Les résultats pour le Québec sont présentés et discutés dans la *section 5*. Dans un effort de suggérer certains éléments interprétatifs des résultats empiriques obtenus, nous présentons dans la *section 6* un modèle théorique d'équilibre général dynamique permettant de comprendre les effets macroéconomiques de la politique fiscale. Ce modèle se démarque du modèle IS-LM traditionnel de par ses fondements microéconomiques qui sont plus explicites. Sont envisagés en cours d'analyse de ce modèle,

différents scénarios de politique fiscale qui impliquent notamment l'étude des effets quantitatifs de divers types de dépenses du gouvernement (dépenses courantes *vs* investissement public), de variations de dépenses qui ont un caractère permanent *vs* transitoire, ainsi que de différents modes de financement des dépenses publiques (système de taxation forfaitaire *vs* système de taxes distorsives).

## **2 De l'évaluation empirique des effets macroéconomiques des dépenses publiques**

### **2.1 L'impact de dépenses publiques temporaires *vs* permanentes (Procédure de Barro, 1981)**

Le courant de recherche sur l'estimation des effets macroéconomiques des dépenses publiques a connu un certain essor avec les travaux empiriques de Barro (1981). La procédure utilisée par Barro consiste en l'estimation d'équations de forme réduite du PIB réel. Postulant que les changements transitoires des dépenses publiques devraient avoir un impact productif plus élevé qu'un changement permanent, Barro (1981) estime un ensemble d'équations ayant la forme générale suivante :

$$\log(Y_t) = \beta_0 + \beta_1[(G - G^*)/Y]_t + \beta_2(G^*/Y)_t. \quad (1)$$

Dans cette équation,  $(G - G^*)/Y$  constitue la composante transitoire des dépenses publiques relativement au PIB et  $G^*/Y$ , la composante permanente. Barro estime

ensuite des équations auxiliaires de dépenses publiques lui permettant de construire les composantes temporaires et permanentes lesquelles, bien sûr, ne sont pas directement observables. De façon plus spécifique, Barro fait une première distinction entre les composantes permanentes et transitoires des dépenses associées à la défense. Il montre que les dépenses encourues lors d'épisodes de guerre ont un caractère essentiellement temporaire alors que les dépenses se rapportant à la défense en dehors des périodes de guerre ont un caractère plus permanent. Une deuxième distinction est établie par rapport aux dépenses qui ne sont pas associées à la défense (somme des dépenses fédérales, étatiques et locales). Ces dépenses sont principalement de nature permanente. Quant aux variables omises, lesquelles sont représentées par  $\beta_0$  dans l'équation (1), il peut s'agir d'une tendance ("time trend") ou de variables liées à la politique monétaire.<sup>1</sup>

Les estimations de Barro, effectuées sur données américaines, révèlent que les dépenses temporaires rattachées à la défense ont un impact expansionniste très significatif sur le PIB réel. Les dépenses permanentes se rapportant à la défense ont un effet beaucoup plus petit. Quant à l'effet des dépenses permanentes qui ne sont pas liées à la défense, leur effet sur le PIB est imprécis et ne semble pas être très important quantitativement.

---

<sup>1</sup>Barro (1981) utilise les valeurs courante et retardée d'une période du taux de changement non anticipé de l'agrégat monétaire M1, celui-ci étant obtenu comme le résidu d'une équation visant à expliquer le taux de croissance de M1.

## **2.2 L'impact de variations exogènes des dépenses militaires (Procédure de Rotemberg et Woodford, 1992)**

Rotemberg et Woodford (1992) utilisent une procédure empirique qui vise principalement à assurer l'exogenéité de la mesure fiscale utilisée lors des estimations. En effet, certaines variables fiscales (comme celles utilisées par Barro) peuvent s'ajuster de manière endogène à des variations de l'activité économique de sorte qu'il pourrait être difficile d'établir une relation de cause à effet de la variable fiscale vers l'output. Aussi Rotemberg et Woodford (1992) prônent-ils l'estimation d'un modèle autorégressif visant d'abord à expliquer l'évolution des dépenses militaires, puis l'utilisation des innovations inhérentes à ce modèle autorégressif estimé comme mesures de chocs fiscaux exogènes, c'est-à-dire de chocs qui ne sont pas corrélés avec d'autres chocs. Se servant également de données américaines, ils trouvent un effet expansionniste des chocs fiscaux sur la production privée et les heures travaillées, ainsi qu'un effet positif sur le salaire réel.

Les deux procédures que nous venons de décrire brièvement excluent d'emblée de possibles ajustements concomitants des taxes suivant une hausse des dépenses publiques. Or, depuis la Deuxième Guerre Mondiale, il est clairement établi que la croissance progressive du ratio des dépenses publiques au PIB s'est accompagnée d'une hausse progressive des recettes fiscales en proportion du PIB ainsi que d'une hausse du taux marginal moyen de taxation. L'omission de variations concomitantes des taxes peut singulièrement biaiser les estimations de l'impact des chocs fiscaux.



## 2.3 Chocs fiscaux et systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés

Une procédure empirique qui permet potentiellement d'atténuer le risque de biais d'estimation en raison d'un problème de variables omises, est celle préconisée par Burnside, Eichenbaum et Fisher (2004) (ci-après BEF). Ces chercheurs proposent d'estimer des systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés comprenant parmi les variables incluses les dépenses du gouvernement liées à la défense, les dépenses publiques totales ainsi que les taux marginaux moyens de taxation sur les revenus du travail et du capital. BEF contournent l'épineux problème de l'identification des chocs fiscaux en s'appuyant sur une approche "événementielle" qui définit un choc fiscal comme les réponses dynamiques des dépenses publiques et des taux de taxation qui suivent le déclenchement des guerres américaines (ou autres épisodes militaires d'importance). Les offensives militaires sont perçues par ces chercheurs comme des événements satisfaisant le critère d'exogenéité d'un choc fiscal. L'ajustement dynamique de plusieurs agrégats tels que l'output, la consommation, l'investissement et l'emploi en réponse au déclenchement de ces offensives militaires est alors étudié au moyen de systèmes vecteurs-autorégressifs épousant la forme générale suivante :

$$Z_t = A_0 + A_1(L)Z_{t-1} + A_2(L)D_t + u_t \quad (2)$$

où  $Z_t$  est un vecteur de dimension  $k \times 1$  composé de variables telles que l'output, les dépenses de consommation et d'investissement, l'emploi, les dépenses publiques et les taux de taxation. La variable  $D_t$  est une variable indicatrice auxiliaire qui prend la

valeur 1 aux dates de déclenchement des guerres, soit  $t = \{1950 : 3, 1965 : 1, 1980 : 1\}$ , et la valeur 0 autrement. Les dates répertoriées correspondent au déclenchement des offensives militaires américaines à l'occasion de la Guerre de Corée (1950 :3), de la Guerre du Vietnam (1965 :3) et de l'invasion de l'Afghanistan par l'Union Soviétique (1980 :1).<sup>2</sup> Quant à  $A_1(L)$  et  $A_2(L)$ , ce sont des matrices polynomiales d'ordre fini dotées de puissances non-négatives d'opérateurs de retard, alors que  $E(u_t) = 0$ , et

$$E(u_t u'_{t-s}) = \begin{cases} 0 & \text{pour } s \neq 0 \\ \Sigma & \text{pour } s = 0, \end{cases} \quad (3)$$

où  $\Sigma$  est une matrice positive définie d'ordre  $k \times k$ . Ce système VAR peut aussi être exprimée sous sa forme de moyenne mobile :

$$Z_t = \Pi_0 + \Pi_1(L)u_t + \Pi_2(L)D_t \quad (4)$$

avec  $\Pi_0 = [I - A_1(1)]^{-1}A_0$ ,  $\Pi_1 = [I - A_1(L)L]^{-1}$  et  $\Pi_2 = [I - A_1(L)L]^{-1}A_2$ . Étant donné que  $D_t$  et  $u_t$  sont orthogonaux,  $\Pi_1(L)$  et  $\Pi_2(L)$  peuvent alors servir à caractériser les réponses dynamiques du vecteur  $Z_t$  à des changements de  $u_t$  et de  $D_t$ , respectivement.

Bien qu'intéressante, la procédure que nous venons de décrire n'a qu'un champ d'application limité. En effet, elle est peu utile pour mesurer les effets dynamiques de la politique fiscale en dehors des périodes de guerre, c'est-à-dire les effets de la

---

<sup>2</sup>Une étude à jour qui reposerait toujours sur cette approche événementielle devrait maintenant inclure la date du déclenchement des hostilités avec l'Irak.

politique fiscale conduite en périodes normales de paix. Par ailleurs, toute tentative visant à évaluer les effets de la politique fiscale en période normale, ce qui est presque toujours le cas dans certains pays comme le Canada ou une province comme le Québec, doit se frotter à la difficile question de l'identification statistique des chocs fiscaux. C'est le défi auquel s'attaque l'approche vecteurs-autorégressifs semi-structurelle (SVAR) que nous décrirons et utiliserons dans la prochaine section.

### **3 Approche SVAR**

Tout comme l'approche précédente, l'approche SVAR repose sur l'estimation de systèmes vecteurs-autorégressifs multivariés. Toutefois, voulant estimer l'impact de la politique fiscale en temps normal et non en période de guerre, l'identification des chocs fiscaux ne peut reposer sur une approche événementielle qui met l'accent sur l'exogenité des guerres comme élément déclencheur des variations de dépenses et de taxes. Comme nous le verrons un peu plus loin, le SVAR exploitera de l'information se rapportant au cadre fiscal en vigueur au Québec et au Canada dans l'espoir de neutraliser tout problème de rétroaction simultanée entre la politique fiscale et l'activité économique qui pourrait rendre vaines nos estimations et impossible tout effort interprétatif des résultats obtenus.

Soit donc un vecteur de variables d'intérêt  $X_t$ , transformées pour être exprimées en valeur réelle, en logarithme et per capita, tel que le PIB,  $y_t$ , les dépenses du gouvernement,  $g_t$ , et les taxes,  $t_t$ . Ces trois variables composent le système vecteur-

autorégressif (SVAR) multivarié qualifié de système de base. Outre ces trois variables, viendront parfois s'ajouter lors de l'estimation un jeu de variables additionnelles telles que le taux d'intérêt,  $i_t$  et le taux d'inflation,  $\pi_t$ . Les relations dynamiques entre les variables sont captées au moyen du système multivarié suivant :

$$X_t = \mathbf{B}(L)X_{t-1} + U_t, \quad (5)$$

où  $\mathbf{B}(L)$  est une matrice polynomiale d'ordre fini, dotée de puissances non-négatives d'opérateurs de retard, contenant les jeux de coefficients dynamiques ;  $U_t = (u_t^t, u_t^g, u_t^y)$  est le vecteur des résidus en forme réduite du SVAR pour chacune des variables d'intérêt de  $X_t$ , le cas échéant augmenté des résidus  $u_t^i$  ou  $u_t^\pi$ , selon que le système considéré est un système à trois, quatre ou cinq variables. D'autres variables peuvent également être ajoutées, telles qu'une tendance déterministe ou des indicatrices trimestrielles en vue de tenir compte des effets des variations saisonnières sur les estimations. Dans toutes les estimations, ces variables seront du reste présentes.

Le problème principal qui se pose dans le présent contexte est celui d'identifier correctement les chocs fiscaux (taxes) et les chocs de dépense, ainsi que d'assurer la correspondance entre le vecteur des résidus en forme réduite, d'une part, et, les innovations structurelles, non anticipées par les agents, d'autre part, que nous noterons par  $\epsilon_t = (\epsilon^t, \epsilon^g, \epsilon^y)$  dans la spécification de base. On fait l'hypothèse que  $E(\epsilon_t \epsilon_t')$  est la matrice identité  $I_3$  ( $I_4$  ou  $I_5$  si des variables additionnelles sont ajoutées).

D'une manière générale, ce lien, supposé linéaire, peut s'écrire sous la forme

$$U_t = (\mathbf{A}^{-1}\mathbf{D})\epsilon_t = \mathbf{K}\epsilon_t, \quad (6)$$

où  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{D}$  et  $\mathbf{K} = \mathbf{A}^{-1}\mathbf{D}$  sont des matrices (3x3). En dehors de toute hypothèse économique, l'estimation du SVAR (5) fournit les résidus en forme réduite ainsi que leur matrice de variance-covariance

$$\Sigma = UU'. \quad (7)$$

La combinaison de l'équation (7) et de l'équation (6) implique un jeu de six restrictions sur les coefficients des matrices  $\mathbf{A}$ ,  $\mathbf{D}$  et  $\mathbf{K}$  qui s'écrit de façon matricielle :

$$\Sigma = \mathbf{K}\mathbf{K}', \quad (8)$$

$$\text{ou encore } \mathbf{A}\Sigma\mathbf{A}' = \mathbf{D}\mathbf{D}'.$$

Les autres coefficients à déterminer sont donc au nombre de trois.

Une méthodologie d'identification proposée par Blanchard et Perotti (2002, 2004) consiste à distinguer entre des liens entre les innovations que nous pouvons qualifier d'automatiques et d'autres liens qui sont discrétionnaires. Un lien automatique est un lien entre une innovation de forme réduite et une autre : par exemple, une innovation sur le PIB peut engendrer un surplus de recettes fiscales qu'il est possible d'estimer si l'on connaît les taux marginaux de taxation sur les revenus des particuliers et des entreprises. Un lien discrétionnaire est un lien entre l'innovation structurelle et l'innovation de forme réduite. Par exemple, un choc non-anticipé sur les recettes

fiscales peut conduire le gouvernement à augmenter ses dépenses. De façon plus systématique, nous écrivons la matrice des liens automatiques suivante :

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -\alpha_{ty} \\ 0 & 1 & -\alpha_{gy} \\ -\alpha_{yt} & -\alpha_{yg} & 1 \end{pmatrix}.$$

Cette façon de procéder consiste donc à supposer qu'il n'existe pas, à l'intérieur d'un même trimestre, de lien automatique entre les innovations en forme réduite sur les taxes et les dépenses : les coefficients  $\alpha_{gt}$  et  $\alpha_{tg}$  sont nuls. En termes intuitifs, cela signifie qu'une variation — par exemple à la baisse — des taxes au cours d'un trimestre ne se traduira pas, *dans le même trimestre*, par des coupures budgétaires, ou vice-versa, une hausse des dépenses dans un trimestre n'aura pas d'incidence immédiate sur les taxes, ce qui apparaît plausible dans le système fiscal québécois et canadien où les changements majeurs aux dépenses et aux taxes sont décidés dans le cadre du Budget, lequel est déposé annuellement. Ces restrictions sur les valeurs des paramètres  $\alpha_{gt}$  et  $\alpha_{tg}$  constituent un *premier* jeu d'hypothèses identifiantes.

Notons aussi que les coefficients  $\alpha_{yt}$  et  $\alpha_{yg}$  ne sont pas, à strictement parler, des liens automatiques dans le même sens que  $\alpha_{ty}$  ou  $\alpha_{gy}$  ;  $\alpha_{yt}$  et  $\alpha_{yg}$  traduisent l'impact économique des variations des taxes et dépenses sur le PIB que nous cherchons justement à déterminer, tandis que  $\alpha_{ty}$  ou  $\alpha_{gy}$  reflètent l'impact automatique au sens *comptable* des changements d'activité économique sur recettes et dépenses.

La matrice  $\mathbf{D}$  s'écrit quant à elle,

$$\mathbf{D} = \begin{pmatrix} 1 & \delta_{tg} & 0 \\ \delta_{gt} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix},$$

ce qui fait que le système reliant les innovations en forme réduite  $U$  et les innovations structurelles  $\epsilon$  s'écrit :

$$\begin{aligned} u_t^t &= \alpha_{ty}u_t^y + \delta_{tg}\epsilon_t^g + \epsilon_t^t, \\ u_t^g &= \alpha_{gy}u_t^y + \delta_{gt}\epsilon_t^g + \epsilon_t^g, \\ u_t^y &= \alpha_{yt}u_t^t + \alpha_{yg}u_t^g + \epsilon_t^y. \end{aligned} \tag{9}$$

La stratégie d'identification se poursuit de la façon suivante. Le *deuxième* jeu d'identification consiste à déterminer une valeur de  $\alpha_{ty}$  par l'examen des détails relatifs aux données fiscales. Blanchard et Perotti suggèrent une valeur de 2.0 pour ce coefficient sur la période 1961 :Q1-2001 :Q4, que nous prendrons également comme référence, tout en testant la sensibilité de nos résultats à cette hypothèse.

Il faut enfin imposer une *troisième* hypothèse d'identification sur  $\delta_{tg}$  ou  $\delta_{gt}$ . Blanchard et Perotti (2004) ainsi que Perotti (2004) indiquent qu'imposer  $\delta_{tg} = 0$  pour estimer  $\delta_{gt}$  ou faire l'hypothèse inverse, soit d'imposer  $\delta_{gt} = 0$  pour estimer  $\delta_{tg}$ , ne change guère les résultats, ce que nos estimations confirment d'ailleurs. L'interprétation économique est cependant différente : dans le premier cas, un choc non-anticipé sur les dépenses n'engendre pas un changement discrétionnaire des taxes au cours

d'un même trimestre, mais la réciproque peut-être vraie. Dans le second cas, un choc non-anticipé sur les recettes fiscales n'amène pas un changement des dépenses dans le trimestre, mais la réciproque peut être vraie. Étant donné le manque d'indication sur la pertinence de l'une ou l'autre de ces hypothèses, et le peu de différence par rapport aux résultats obtenus en vertu des deux méthodes, nous ne présenterons que les résultats obtenus sous la première hypothèse. Dans ce cas de figure, l'estimation de  $\delta_{gt}$  est dans toutes les spécifications non significativement différente de zéro, ce qui est un résultat attendu.

Ces trois jeux d'hypothèses identifiantes imposés au système (6) déterminent les valeurs de  $\alpha_{yt}$  et de  $\alpha_{yg}$ , lesquelles mesurent l'impact des taxes et dépenses sur le PIB. Il est à noter que ces coefficients sont obtenus de deux façons équivalentes : soit en résolvant le système (8) compte tenu des hypothèses d'identification, soit, comme proposé par Blanchard et Perotti (2004), en se servant d'une méthode de variables instrumentales. En effet, les variables

$$\begin{aligned} u_t^{t,AC} &= u_t^t - \alpha_{ty}u_t^y, \\ u_t^{g,AC} &= u_t^g - \alpha_{gy}u_t^y, \end{aligned}$$

peuvent être considérées comme des innovations en forme réduite ajustées pour le cycle (AC) et, par conséquent non corrélées au résidu en forme réduite du PIB,  $u_t^y$ . Une régression de  $u_t^y$  sur  $u_t^t$  et  $u_t^g$  utilisant ces deux variables  $u_t^{t,AC}$  et  $u_t^{g,AC}$  conduit au même résultat sur l'estimation des coefficients  $\alpha_{yt}$  et de  $\alpha_{yg}$ .



## 4 CANADA

### 4.1 Description des données canadiennes

Nous utilisons des données trimestrielles pour le Canada, qui portent sur la période 1961 à 2004. Ces données ont été en général importées sans être désaisonnalisées : les variables construites à partir des données ont été débarrassées de leur composante saisonnière au moyen de la procédure X12.<sup>3</sup> Elles sont obtenues de la base de données CANSIM III.

#### **PIB, population et prix**

Le PIB est exprimé en termes réels et aux prix du marché. Il est issu des données de la comptabilité nationale (tableau 380-0015). L'indice des prix retenu est celui du déflateur du PIB (380-003, base 100 en 1997) ou l'IPC (tableau 326-001, panier de biens de 2001). Les variables *per capita* sont obtenues après division par la population canadienne (tableau 051-005).

#### **Dépenses**

Les dépenses publiques sont exprimées en termes réels et per capita. La variable  $g_t$  est la somme des dépenses courantes brutes en biens et services des administrations consolidées (Administration Publique, totale = Administration Fédérale, Administrations Provinciales et Administration Locales), disponible dans le tableau 380-007, et de l'investissement en capital non-financier des administrations, dispo-

---

<sup>3</sup>Selon le mode additif ou multiplicatif, respectivement, selon qu'il s'agissait de variables en niveau ou en logarithme.

nible dans le même tableau.

### **Taxes**

Les taxes sont exprimées en termes réels, et sont divisées par la population trimestrielle. La variable  $t_t$  est définie comme les Impôts sur les revenus (Impôts sur les revenus en provenance des particuliers, Impôts sur les revenus en provenance des sociétés et des entreprises publiques, Cotisations aux Régimes d'Assurance Sociale, Impôts sur les revenus en provenance des non-résidents, Autres transferts courants en provenance des particuliers), nets des transferts courants (aux particuliers, aux entreprises et aux non-résidents et des intérêts sur la dette publique). Ces données sont disponibles dans le tableau 380-007.

L'évolution du ratio des taxes et des dépenses au PIB est représentée à la figure 1. Il apparaît clairement que les taxes, comme les dépenses, sont sujettes à d'importantes variations dans le temps, ce qui se révèle intéressant pour mener des estimations économétriques, car on peut raisonnablement supposer que les effets de ces changements seront perceptibles. Qui plus est, les taxes et les dépenses, qui en principe doivent être égales en valeur actualisée sur le long terme, peuvent diverger très significativement dans le court terme, ce qui est également un avantage pour les estimations.

### **Taux d'intérêt**

Ils proviennent du tableau hebdomadaire 176-0041. On retient le taux moyen du trimestre. La variable est le taux nominal de rendement moyen des obligations

négociables du gouvernement canadien à plus de dix ans, disponibles sur toute la période. Ces données ainsi que l'inflation désaisonnalisée sont représentées sur la figure 2.

## 4.2 Résultats pour le Canada

Toutes les spécifications comportent une tendance et des indicatrices saisonnières, bien que les séries utilisées soient déjà désaisonnalisées. Nous retenons plusieurs spécifications. La spécification de base, comme nous l'avons mentionné plus tôt, inclut les trois variables réelles per capita que ce sont les taxes, les dépenses et le revenu national. Cette spécification nous permet d'explorer l'impact de différents déflateurs, en l'occurrence celui du PIB ou celui des prix à la consommation. La première spécification utilise le déflateur du PIB, la seconde le déflateur des prix à la consommation. La troisième spécification, quant à elle, inclut cinq variables, soit les trois précédentes, le taux d'inflation et les taux d'intérêt nominal de long terme définis ci-dessus.

Les résultats que nous présentons pour chaque spécification sont de deux ordres : d'une part, nous détaillons la matrice d'identification des chocs estimée à partir des résidus de vecteur autorégressif; d'autre part, les graphiques des réponses dynamiques aux chocs structurels. Nous reléguons en annexe la présentation des coefficients du VAR, ainsi que les divers tests de spécification.

#### 4.2.1 Spécification 1 : (t,g,y), déflateur du PIB

Nous présentons d'abord dans la table 1 l'estimation des coefficients de l'équation (6), en imposant  $\alpha_{ty} = 2$ ,  $\alpha_{gy} = 0$  et  $\delta_{tg} = 0$ . On peut voir qu'une innovation de un point sur les taxes se traduit par une baisse automatique et instantanée du PIB de 0.06 point (coefficient  $\alpha_{yt}$ ), ce qui est un effet significatif à moins de 1%. De la même façon, une hausse des dépenses de un point se traduit par une hausse instantanée de 0.09 point sur le PIB (coefficient  $\alpha_{yg}$ ) qui est significative (au seuil de 2.5%). Enfin, l'impact instantané d'une hausse des taxes sur les dépenses est non significatif ( $\delta_{gt}$ ). Pour cette raison, imposer un jeu d'identification différent sur les coefficients  $\delta$  n'a pas de conséquence : en imposant  $\delta_{gt} = 0$  pour estimer  $\delta_{tg}$  à la place, on obtient des résultats très proches. Le test crucial de robustesse consiste plutôt à examiner l'impact des hypothèses  $\alpha_{ty} = 2$ ,  $\alpha_{gy} = 0$ . A noter que cette table et ces restrictions impliquent la matrice **A** suivante :

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -2 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0.064 & -0.098 & 1 \end{pmatrix}.$$

Nous reviendrons sur les tests de sensibilité à ces restrictions par la suite.

En prenant la matrice **A** estimée ci-dessus comme donnée, nous sommes dès lors en mesure d'estimer la réponse dynamique à divers chocs. La figure 3 présente nos résultats dans un intervalle de confiance de plus ou moins deux écarts-type autour de la réponse estimée. Une première remarque générale est que le degré de précision des

estimations est très bon, puisque cet intervalle de confiance est relativement étroit. Cela souligne qu'une partie importante de la variance des variables expliquées est capturée par le modèle, ce qu'on pouvait déjà percevoir au travers de la précision de l'estimation des coefficients  $\alpha_{yt}$  et  $\alpha_{yg}$ .

Nous commentons maintenant les graphiques de la figure 3, en commençant par ceux se situant sur la diagonale : ils indiquent la persistance des chocs fiscaux (taxes), de dépense et de PIB, respectivement. Il apparaît que tous ces chocs sont relativement persistants : les taxes sont en hausse de 0.3 points de pourcentage pour ensuite redescendre au bout d'un an à environ 0.1 point, et ensuite demeurer à ce niveau. La hausse des dépenses présente un caractère encore plus persistant, puisque l'augmentation demeure au dessus de 0.075 pendant dix trimestres. Enfin, une innovation sur le PIB s'amplifie pendant 4 trimestres, puis reste durablement autour de son niveau initial. Ces résultats, et notamment l'ordre dans le degré de persistance des trois variables, sont relativement intuitifs et correspondent aux a priori : les innovations sur le PIB pourraient être induites, par exemple, par des chocs technologiques eux-mêmes très persistants, ce qui expliquerait que les dépenses sont également fortement persistantes. Enfin les recettes fiscales le sont moins que les dépenses.<sup>4</sup>

---

<sup>4</sup>Une interprétation possible à ce dernier résultat est qu'il peut être plus facile d'ajuster le niveau des taxes que de couper dans les dépenses, dans la mesure où une partie des dépenses (militaires, de santé, d'éducation) correspondent à des stratégies de long terme difficilement modifiables dans le court terme.

Nous pouvons maintenant commenter les graphiques hors-diagonale. Nous commençons par la troisième colonne, indiquant l'impact d'une innovation positive sur le PIB. Il s'ensuit une hausse durable des recettes fiscales, sans impact notable dans le court terme sur les dépenses. C'est seulement au bout d'une année que les dépenses commencent à augmenter, lentement mais de façon persistante, ce qui ne surprend pas compte tenu de la persistance des évolutions des dépenses décrite précédemment.

Qu'en est-il de l'impact des chocs fiscaux (première colonne)? Il apparaît que le choc fiscal n'a pas d'impact notable sur les dépenses, puisque la réponse dynamique n'est jamais significativement différente de zéro. En revanche, l'impact négatif sur le PIB, déjà discuté dans l'identification de la matrice  $\mathbf{A}$ , se trouve confirmé dans la réponse dynamique : le dernier graphique en bas à gauche de la figure 3 indique que cet effet négatif reste significatif durant les dix trimestres de l'analyse de la réponse dynamique.

En ce qui concerne les chocs de dépense (colonne 2), l'effet positif et significatif sur le PIB ne s'étend pas au-delà du premier trimestre. On obtient un impact nul dès le second trimestre, et l'effet devient négatif mais non significatif dès le troisième trimestre et au-delà. La hausse temporaire des recettes fiscales n'est pas significative, comme le révélait déjà l'analyse de la matrice  $\mathbf{A}$ , et la réponse dynamique des recettes indique même une diminution des recettes fiscales par la suite, en partie à cause de la baisse du revenu.

Les annexes présentent divers tests de spécification. Les résidus apparaissent dans

la figure 1 de l'annexe (A1). Les racines caractéristiques du polynôme apparaissent dans la figure 2 de l'annexe (A2), et la structure d'autocorrélation dans la figure 3 de l'annexe (A3). Ces données suggèrent qu'en dépit de la présence d'une tendance déterministe dans nos estimations, il reste un peu de persistance dans les résidus.<sup>5</sup>

#### 4.2.2 Robustesse de la spécification 1 aux hypothèses identifiantes

Nous examinons maintenant l'impact de l'hypothèse cruciale  $\alpha_{ty} = 2$  qui signifie qu'une innovation de 1% sur le PIB augmente les recettes fiscales de 2% compte tenu de la structure des taxes. Ainsi qu'il a été indiqué plus haut, Blanchard et Perotti (2004) ont considéré une valeur de 2 pour les États-Unis. Perotti a refait l'étude pour certains pays dont le Canada, et a successivement (versions 2002 et 2004) considéré une valeur de 1.92 et 1.86. Nous procédons de manière agnostique en laissant ce coefficient prendre des valeurs se situant entre 1.25 et 2.5 pour comparer les résultats obtenus. Les résultats sont présentés dans la table 2.

On peut voir que le coefficient  $\alpha_{yg}$  est peu sensible aux différentes spécifications, et reste significatif à moins de 5%. Le coefficient  $\delta_{gt}$  est également très stable mais toujours non significatif. Cela implique notamment que l'hypothèse d'identification  $\delta_{tg} = 0$ , qui n'avait pas d'impact avec  $\alpha_{ty} = 2$ , reste sans impact avec les autres

---

<sup>5</sup>Si nous étions intéressés par les relations de long terme entre les recettes, les dépenses et le PIB, il faudrait sans doute utiliser une méthode de correction d'erreur et d'estimation de relations de cointégration. En revanche, pour notre étude de la dynamique de court et moyen terme, nous suivons le reste de la littérature et conservons nos estimations en niveau.

valeurs (1.25, 2.5) retenues dans notre étude de robustesse. Finalement, la valeur qui évolue sensiblement est  $\alpha_{yt}$  : pour des valeurs de  $\alpha_{ty}$  plus grandes que 2, la valeur de  $\alpha_{yt}$  a tendance à augmenter en valeur absolue et en significativité, passant de -6% à -10%. En revanche, pour des valeurs de  $\alpha_{ty}$  inférieures à 2, cette significativité se réduit et le coefficient devient non-significativement différent de 0 en deçà de  $\alpha_{ty} = 1.5$ . En revanche, dans l'intervalle suggéré par Perotti (2004) pour  $\alpha_{ty}$ , c'est-à-dire de 1.86 à 1.92, nous restons très proche de la spécification de base.

Un autre test de sensibilité consiste à réestimer le VAR sur deux sous-périodes et, le cas échéant, obtenir des résultats divergents. Sur la période 1961Q1 à 1981Q4, avec une élasticité  $\alpha_{ty}$  de 1.7<sup>6</sup>, nous obtenons le même profil de réponses dynamiques, avec  $\alpha_{yt}=-0.089$  (0.04) significatif à 2% et  $\alpha_{yy}=0.161$  (0.06) significatif à 1%. Sur la période 1982Q1 à 2004Q4, on obtient  $\alpha_{ty}=-0.04$  (0.03) et  $\alpha_{yy}=0.08$  (0.06). Cela suggère que les chocs fiscaux et de dépenses ont eu plus d'impact au cours de la période 1960 à 1981, et que leur influence a été beaucoup plus faible dans les années postérieures à 1981.<sup>7</sup>

---

<sup>6</sup>Dans tous les pays de l'OCDE, Perotti (2004) suggère que les élasticités des recettes fiscales ont augmenté entre 1960-1980 et 1980-2000, d'environ 15 à 25%, d'où les valeurs retenues pour  $\alpha_{ty}$  sur cette sous-période et son complémentaire 1982-2005.

<sup>7</sup>Une interprétation possible est que les agents ont appris à anticiper les chocs fiscaux et à adapter leur décisions en conséquence. Une étude plus poussée pourrait tenter d'étudier l'importance des anticipations des agents sur les résultats.



### 4.2.3 Spécification 2 : $(t, g, y)$ , avec le déflateur de la consommation

Dans cette spécification, nous déflatons les variables nominales par l'indice des prix à la consommation. Nous obtenons les résultats de la table 3. Ces résultats (figure 4) apparaissent comme étant proches de la spécification précédente. Les réponses dynamiques dans le court terme sont semblables, sauf pour l'effet des dépenses sur le PIB, un tout petit peu plus élevé dans le court-terme avec cette deuxième spécification. En revanche, la différence disparaît dès lors qu'on s'éloigne dans le temps du choc initial.

### 4.2.4 Spécification 3 : $(t, g, y, \text{inflation}, \text{taux à long-terme})$

A cette dernière spécification, on peut ajouter une série de variables supplémentaires à notre analyse de base. Par exemple, Legrand (2004) a estimé un SVAR avec des variables caractérisant le marché du travail (emploi, heures, salaires). Ici, on se propose de suivre Perotti (2004) qui estime un SVAR à 5 variables, en ajoutant aux trois précédentes l'inflation (prise ici en rythme annuel) et les taux nominaux de long terme. Nous avons retenu pour cette variable les taux des obligations à 10 ans négociables du gouvernement canadien. Nous adaptons Perotti (2004) qui suggère que l'effet des innovations de prix sur les recettes fiscales est très proche de 1, ce qui reviendrait à dire que les recettes réelles ne sont pas neutres par rapport à l'inflation. Nous préférons laisser les données déterminer cette valeur en imposant les hypothèses identifiantes que les innovations sur les taxes, les dépenses, le PIB et le

taux d'intérêt nominal n'ont pas d'impact à court terme sur l'inflation, et que seules les innovations sur le taux d'inflation ont un effet de court terme sur les taux nominaux d'intérêt. Cela impose un jeu de restrictions suffisamment large pour estimer la matrice  $\mathbf{A}$ .

En adaptant les notations des spécifications précédentes, c'est-à-dire en notant  $\alpha_{\pi y}$ ,  $\alpha_{ry}$ , etc., les élasticités de l'inflation aux innovations de revenu, du taux d'intérêt aux innovations de revenu, etc., nous obtenons les résultats présentés dans la table 4. Comparé à la spécification 2, les trois premiers coefficients sont très semblables. On trouve par ailleurs que le taux d'intérêt et l'inflation n'ont pas d'impact à court terme sur les taxes et les dépenses (aucun des  $\alpha$  n'est significatif), mais en revanche que le choc sur le taux d'inflation est associé à une légère baisse du revenu réel, alors que le choc de taux d'intérêt nominal est associé à une légère hausse du PIB, qui n'est pas très significative.

Les sentiers de réponse révèlent également une information intéressante. Sur la diagonale de la figure 5, on voit qu'une innovation au taux d'inflation engendre relativement peu de persistance de l'inflation elle-même, puisque le choc est absorbé très rapidement (graphique positionné sur la 4<sup>ème</sup> ligne et 4<sup>ème</sup> colonne), tandis que la réponse des taux nominaux d'intérêt persiste davantage à un choc sur les taux d'intérêt, avec une demie-vie de 6 trimestres environ (graphique positionné sur la 5<sup>ème</sup> ligne et 5<sup>ème</sup> colonne). Un choc d'inflation provoque une hausse des taux nominaux au bout de 4 trimestres, et un choc de taux d'intérêt réduit le PIB

après 4 à 6 trimestres. Ces résultats sont très intuitifs et suggèrent que nous avons correctement identifié les différents chocs. Le reste des graphiques suggère que les taxes ont à court terme (1 à 3 trimestres) un léger effet déflationniste et les dépenses sont relativement sans impact sur ces deux nouvelles variables nominales.

Au total, cette nouvelle spécification à cinq variables corrobore les analyses précédentes concernant l'impact des chocs fiscaux et de dépenses.

#### 4.2.5 Dépenses courantes vs. capital fixe

Une question importante est celle du rôle des composantes des dépenses publiques sur nos résultats. En effet, suivant une partie de la littérature, nous avons agrégé les dépenses courantes et les dépenses d'investissement. La figure 6 indique les proportions respectives de ces deux sous-composantes (prises en logarithme), divisées par l'indice des prix et la population. L'investissement représente une partie mineure des dépenses.

Une implication est que si nous ré-estimons notre SVAR avec les dépenses courantes uniquement, nous obtenons des résultats très proches. Si à la place des dépenses courantes nous estimons un SVAR avec les dépenses d'investissement uniquement, les réponses de court terme ne changent pas, ce qui paraît intuitif : les effets de demande sur le marché des biens et services sont *a priori* identiques. On s'attend en revanche à des effets de long terme positifs sur le PIB, que nous n'avons pas cependant pas obtenu dans les réponses du SVAR. Une explication est que l'effet de

distorsions des taxes est important : les dépenses d'investissement sont peut-être plus facilement financées par des taxes nouvelles, ou par des emprunts dont les remboursements sont anticipés par les agents. Cela signifie que notre identification  $\delta_{tg} = 0$  serait inadéquate ici. Cette question importante mérite donc d'être explorée plus en détail, avec éventuellement d'autres variables et d'autres hypothèses identifiantes.

## 5 QUÉBEC

### 5.1 Données pour le Québec

Pour le Québec, la plupart des données ne sont accessibles que depuis le premier trimestre 1981, sauf la population qui est issue du tableau 051-005 comme pour le Canada. L'indice trimestriel des prix est issu de la série 384-0036. L'IPC se trouve dans le tableau 326-001 (panier de 2001). Elles sont déjà désaisonnalisées.

Le produit intérieur brut aux prix du marché, selon les revenus, est obtenu dans la comptabilité trimestrielle et correspond à la variable PIBZX. Les recettes de l'administration provinciale correspondent à la série YGQX; on y retranche les transferts courants aux particuliers (TRGQPX), les transferts courants aux entreprises (TRQSX), les transferts aux administrations locales (TRQLX), les transferts à l'administration fédérale (TRQFX) et les intérêts sur la dette publique (DPQX). Les recettes incluent les impôts directs des particuliers et les cotisations aux régimes d'assurance sociale, les impôts directs des sociétés et des entreprises publiques, les

impôts indirects, les transferts courants des particuliers, les revenus de placement, les transferts courants de l'administration fédérale, ainsi que les transferts courants des administrations locales. Les dépenses sont la somme des dépenses publiques courantes en biens et services (GBSX) et de l'investissement en capital fixe (FBCGQX).

Les données sont représentées sur la figure 7. Compte-tenu de l'écart entre les recettes et les dépenses, consécutives aux définitions retenues, nous faisons apparaître les deux séries sur des axes différents : l'axe de gauche pour les dépenses, et l'axe de droite pour les recettes. Cet écart s'explique en partie par l'existence de transferts entre les différents niveaux administratifs du Canada. Une question qui se pose est de savoir s'il faut inclure dans la variable  $t_t$  les taxes prélevées au Québec par le niveau fédéral. Nous avons décidé de ne pas le faire dans une première étape, en partie à cause de l'absence d'information sur ces données additionnelles. En raison de cet écart entre recettes et dépenses, nos estimations pour le Québec ne sont pas directement comparables avec celles portant sur le Canada.

### **5.1.1 Spécification 1 (t,g,y), même matrice d'identification que pour le Canada**

Comme pour le Canada, toutes les spécifications comportent une tendance et des indicatrices saisonnières, bien que les séries utilisées soient déjà désaisonnalisées. La table 5 représente les résultats obtenus dans notre spécification de base, et est l'équivalent pour le Québec de la table 1 pour le Canada.

Nous trouvons que l'effet instantané des taxes sur le PIB mesuré par  $\alpha_{yt}$  est beaucoup plus faible que dans le cas du Canada, ce qui ne devrait pas surprendre compte tenu des réserves émises sur le manque d'information concernant les taxes allant vers le niveau fédéral. Une interprétation serait que les taxes prélevées par le gouvernement québécois sont moins distorsives sur l'économie québécoise que ne le sont celles prélevées à l'échelon fédéral sur l'économie canadienne, mais il est difficile à ce stade de tirer des conclusions définitives. En revanche, au niveau des dépenses, l'impact positif sur le revenu mesuré par  $\alpha_{yg}$  est de trois à quatre fois plus élevé sur le PIB que ne le révélaient les estimations portant sur le Canada. Enfin, la corrélation entre chocs de dépenses et les chocs de recettes mesurée par  $\delta_{gt}$  n'est guère différente de zéro, comme précédemment. La matrice  $\mathbf{A}$  associée est donc

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & -2 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0.012 & -0.284 & 1 \end{pmatrix}.$$

En ce qui concerne l'absence d'effets distorsifs des taxes, il convient de noter que l'échantillon utilisé ici est 1981 à 2004. Or, sur la même période, au Canada, nous avons trouvé  $\alpha_{ty} = -0.04$  (0.03), c'est à dire un effet très faiblement significatif.

En ce qui concerne la réponse dynamique de l'économie québécoise aux divers chocs, nous pouvons l'observer sur les graphiques de la figure 8. Les graphiques sur la diagonale montrent que comme pour le Canada, les chocs de recettes sont moins persistants que les chocs de dépenses, qui à leur tour sont moins persistants que

les chocs de PIB. La différence, notable, avec l'échelon fédéral est que les recettes fiscales québécoises sont très peu persistantes, puisque le choc initial est absorbé au bout de quelques trimestres.

On observe par ailleurs sur les graphiques hors diagonale ce que notre identification des chocs de court terme suggérait : les effets des taxes sur le PIB sont négatifs mais non significatifs à court terme. En revanche, comme pour le Canada, ils deviennent négatifs et légèrement significatifs au bout de quelques trimestres. Mais après 6 trimestres environ, l'effet des taxes québécoises sur le PIB ne peut être distingué de zéro. L'impact positif des dépenses sur le PIB, à court terme, se prolonge pendant trois trimestres, mais devient proche de zéro au bout de six trimestres, et finit par devenir négatif vers 10 trimestres. Cet effet négatif de long terme n'est cependant pas significativement différent de zéro.

Les annexes offrent, comme pour le Canada, divers tests de spécification. Les résidus apparaissent dans la figure A4. Les racines caractéristiques du polynôme apparaissent dans la figure A5, et la structure d'autocorrélation dans la figure A6. Contrairement au cas du Canada, ces figures indiquent moins de persistance dans les résidus : les racines inverses sont toutes à l'intérieur du cercle unitaire.

### 5.1.2 Spécification de base, identification différente (élasticité $\alpha_{ty}$ divisée par 2)

Sachant que le coefficient  $\alpha_{ty}$  joue un rôle majeur pour l'identification dans le cas du Canada, nous devons faire une étude de sensibilité sur ce coefficient. Dans le cas du Canada, nous avons montré que l'effet négatif des taxes sur le PIB, mesuré par  $\alpha_{yt}$  était plus faible si  $\alpha_{ty}$  passait de 2 à 1.75 et devenait non significatif entre 1.5 et 1.25. Pour le Québec,  $\alpha_{yt}$  est déjà non significatif avec  $\alpha_{ty} = 2$ . En prenant comme nouvelle hypothèse que  $\alpha_{yt} = 1$ , nous obtenons rigoureusement les mêmes résultats dynamiques. En effet, nous obtenons les mêmes grandeurs pour le coefficient significatif et peu d'écart sur les coefficients non significatifs, ainsi que l'indique la table 6.

Par ailleurs, la figure 9 corrobore la figure 8 : les réponses sont sensiblement identiques et nos interprétations qualitatives restent les mêmes. Si on souhaite au contraire imposer une élasticité  $\alpha_{ty} = 2.5$  plus élevée, on obtient les résultats de la table 7. Cela ne change guère les conclusions :  $\alpha_{yt}$  demeure non significatif (le seuil de significativité est 18%). Au niveau des réponses dynamiques (non rapportées ici), elles sont proches à ceci près que les effets négatifs des taxes sur le PIB sont légèrement plus significatifs.



### 5.1.3 Spécification 3 (t,g,y,inflation,taux d'intérêt)

Nous avons enfin tenté de répliquer l'analyse avec cinq variables, en ajoutant le taux d'inflation au Québec et le taux d'intérêt à 10 ans, qui lui reste une variable du niveau fédéral : il s'agit toujours du rendement des obligations négociables du gouvernement canadien. Malheureusement, il n'est pas possible d'identifier la matrice A de manière convaincante : il est vraisemblable que le fait que quatre variables portent sur le Québec et une cinquième porte sur le Canada rend cette identification impossible et nous n'avons pas exploré cette piste de manière plus approfondie.

## 6 Conclusions d'étape

Il semble que la méthodologie retenue fournisse des résultats robustes et d'autres plus sujets à caution. Le résultat le plus robuste pour le Canada est qu'une augmentation des dépenses publiques de 1% se traduit à court terme par une augmentation du PIB de 0.1%. Compte tenu que le ratio des dépenses au PIB se situe entre 20 et 25% environ, cela veut dire que chaque dollar dépensé contribue à augmenter le PIB de 0.4 à 0.5 dollar. Ce coefficient est stable par rapport aux différentes hypothèses retenues. Dans le cas du Québec, le coefficient apparaît également relativement stable, mais prend une valeur plus élevée : 1% d'augmentation des dépenses augmente le PIB régional de 0.28%, ce qui signifie que chaque dollar dépensé se traduit par une augmentation de 1.12 dollar du PIB, ce qui implique l'existence d'un "petit"

multiplicateur, sans doute pas très significativement différent de 0.

En ce qui concerne l'impact des taxes, nos résultats sont plus sensibles aux hypothèses d'identification, et en particulier celles concernant le coefficient de réponse automatique des taxes aux chocs de PIB. Pour le Canada, nous trouvons que les taxes ont un effet négatif sur le PIB avec une élasticité de 0.06%, mais cet effet tend à devenir nul dès lors que les hypothèses identifiantes changent un peu. Pour le Québec, nous trouvons que les effets des taxes sont dans tous les cas non significativement différents de zéro.

Ces résultats sont intéressants à plus d'un titre. D'une part, ils semblent suggérer que l'efficacité des dépenses et les effets distorsifs des taxes diffèrent sensiblement selon la zone considérée. Il faut rester prudent cependant, car les définitions des variables et leur poids relatif dans les composantes du produit intérieur brut national ou provincial ne sont pas strictement comparables. Par ailleurs, ils soulignent que les multiplicateurs associés aux dépenses ne sont pas aussi importants que ne le prédisent les modèles IS-LM les plus simples. Ce modèle naïf n'autorise pas ce coefficient multiplicateur à prendre des valeurs négatives ou à prendre en compte l'effet distorsif des taxes. Il nous faut donc investiguer d'un point de vue théorique plus riche certaines raisons plausibles pour lesquelles nous trouvons les divers effets résumés ci-dessus, ce qui est l'objet de la prochaine section.

## 7 Éléments interprétatifs : la politique fiscale dans un modèle d'équilibre général dynamique

### 7.1 Modèle

Cette section décrit les grandes lignes d'un modèle néoclassique d'équilibre général dynamique pouvant servir à l'étude des effets macroéconomiques de l'intervention fiscale.<sup>8</sup> Les effets dynamiques qui découlent de différents scénarios de politique fiscale sur des variables agrégées telles que la production globale, la consommation, l'investissement, l'emploi, le salaire réel et les taux d'intérêt y sont étudiés. Ces scénarios fiscaux se distinguent les uns par rapport aux autres par :

- i) le type de dépenses publiques considéré ;
- ii) le caractère permanent ou transitoire de l'augmentation des dépenses publiques ;
- iii) et le mode de financement choisi.

Ce type de modèle se démarque des modèles macroéconomiques traditionnels, tel que le modèle ISLM, par la reconnaissance explicite de fondements microéconomiques sous-jacents aux décisions économiques des ménages et des firmes. Il permet de mieux comprendre la façon par laquelle l'intervention fiscale peut affecter les décisions optimales des ménages et des firmes, et de mesurer les répercussions de ces

---

<sup>8</sup>Le lecteur intéressé aux aspects détaillés de ce modèle pourra se référer à l'article de Baxter et King (1993). Nous présentons ici une version adaptée de leur modèle et de leurs résultats.

décisions sur les fluctuations agrégées.

## 7.2 Ménages

Nous décrivons d'abord les préférences du ménage représentatif et examinons ses décisions optimales. Nous supposons que le ménage représentatif est propriétaire des firmes.

Le ménage représentatif maximise la fonction d'utilité anticipée suivante :

$$U = E_1 \sum_{t=1}^{\infty} \beta^{t-1} u_t, \quad (10)$$

où  $\beta < 1$  est un facteur d'escompte,  $E_1$  est un symbole annonçant qu'une ou plusieurs variables doivent être anticipées. Nous supposerons que les anticipations sont rationnelles au sens où l'agent représentatif formule des prévisions qui sont cohérentes avec les relations de comportement et la structure stochastique du modèle, sans toutefois avoir un ensemble parfait d'information sur le passé, le présent et l'avenir. La fonction d'utilité servant plus spécifiquement aux fins de l'évaluation du modèle est :

$$u_t = \frac{1}{1-\sigma} [C_t \nu(L_t) - 1]^{1-\sigma} + \Gamma(G_t^B, K_t^G), \quad (11)$$

où  $\sigma = 0$ .<sup>9</sup> Le ménage tire une utilité positive de sa consommation privée,  $C_t$ , et du temps qu'il consacre au loisir,  $L_t$ . La fonction  $\nu(L)$  qui détermine l'effet du loisir sur l'utilité du ménage, est positive et croissante par rapport à  $L$ . Cette spécification

---

<sup>9</sup>Cette restriction sur la valeur de  $\sigma$  a pour but d'assurer que l'économie se trouve sur son sentier de croissance équilibrée.

repose en partie sur l'observation que les heures de travail moyennes ont assez peu fluctué dans les pays industrialisés au cours de la période d'après-guerre en comparaison à la croissance séculaire des salaires et des revenus réels qui, elle, fut assez prononcée. Comme le montrent King, Plosser et Rebelo (1988), la fonction (11) assure que les heures de travail ne sont pas affectées par la croissance tendancielle du revenu et des salaires. Cette spécification permet en outre de modifier l'élasticité d'offre de travail lors des simulations des effets dynamiques de l'intervention fiscale. Comme nous le verrons plus loin, l'élasticité d'offre de travail joue un rôle primordial dans la détermination de l'impact de l'intervention fiscale sur l'économie.

La fonction  $\Gamma$  apparaissant dans l'équation (11) est constituée de deux arguments. Un premier argument,  $G_t^B$ , représente les achats de base du gouvernement. Par dépenses publiques de base, nous entendons celles qui absorbent des ressources sans pour autant avoir un impact sur l'utilité marginale de la consommation privée et la productivité marginale des facteurs de production privés. Pour ce qui est du deuxième argument,  $K_t^G$ , il représente le stock de capital public. À la différence de  $G_t^B$ , nous verrons que  $K_t^G$  peut influencer directement sur le productivité marginale des facteurs de production privés.

Supposons maintenant que  $\sigma$  s'approche de l'unité et que  $\nu(L)$  est une fonction de puissance  $\theta_L$ . La fonction d'utilité épouse alors la forme plus conventionnelle suivante :

$$u_t = [\log(C_t) + \theta_L \log(L_t) + \Gamma(G_t^B, K_t^G)]. \quad (12)$$

Cette fonction servira aux fins de l'évaluation du modèle dit "standard" dans la suite du texte.

### 7.3 Firmes et technologie

Pour produire, les firmes utilisent une fonction de production de type Cobb-Douglas avec rendements à l'échelle constants en termes des intrants privés que sont le capital privé,  $K_t$  et les heures travaillées,  $N_t$ . Elles utilisent aussi du capital public comme intrant. La fonction de production est alors exprimée comme :

$$Y_t = F(K_t, N_t, K_t^G) = AK_t^{\theta_K} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G}, \quad (13)$$

où  $\theta_K + \theta_N = 1$  et  $A$  est le progrès technologique qui, afin de simplifier les choses, est non exogène et non stochastique. Les firmes accumulent du capital privé en accord avec la règle suivante :

$$K_{t+1} = (1 - \delta_K)K_t + I_t, \quad (14)$$

où  $\delta_K$  est le taux auquel le capital privé se déprécie et  $I_t$  est le niveau d'investissement brut privé.

De façon similaire, le capital public est accumulé suivant la règle :

$$K_{t+1}^G = (1 - \delta_K^G) + I_t^G, \quad (15)$$

où  $\delta_K^G$  est le taux de dépréciation du capital public et  $I_t^G$  est le niveau d'investissement public.

Compte tenu de la spécification de la fonction de production, la productivité marginale du capital privé, notée  $PmK_t$ , est déterminée par :

$$PmK_t \equiv \theta_K A K^{\theta_K - 1} N_t^{\theta_N} (K_t^G)^{\theta_G}. \quad (16)$$

La  $PmK$  croît donc avec toute augmentation de  $N$  et  $K^G$ . Pour un taux de location donné du capital, la demande de capital privée sera donc une fonction croissante de  $N$  et  $K^G$ . La dépendance de la demande de capital par rapport à  $N$  et  $K^G$  pave la voie à de possibles effets d'interactions dynamiques entre l'investissement public et l'investissement privé.

Pareillement, la productivité marginale du travail, notée  $PmN_t$ , est déterminée par :

$$PmN_t \equiv \theta_N A K_t^{\theta_K} N_t^{\theta_N - 1} (K_t^G)^{\theta_G}. \quad (17)$$

La  $PmN$  croît donc avec  $K$  et  $K^G$ , ce qui laisse entrevoir la perspective d'interactions dynamiques semblables, cette fois entre l'investissement public et la demande d'emploi des firmes.

Il ressort des équations (16) et (17) que  $K^G$  (et par conséquent l'investissement public) influe directement sur la productivité marginale des intrants privés, ce qui n'est pas le cas pour  $G^B$ . On peut donc déduire qu'une hausse de  $I^G$  pourrait avoir un impact plus élevé sur la production qu'une hausse de  $G^B$ . Notons que les modèles qui font abstraction du capital privé [e.g. Aschauer (1988)] ou qui supposent que le travail est fixe [e.g. Barro (1989)] neutralisent en quelque sorte ces effets directs d'interactions dynamiques entre l'utilisation des intrants (incluant le stock de capital public) et les produits marginaux privés du capital et du travail.

#### 7.4 Contraintes des ressources

Le ménage représentatif doit se plier à chaque période aux contraintes des ressources suivantes :

$$L_t + N_t \leq 1, \tag{18}$$

et

$$C_t + I_t \leq (1 - \tau_t)Y_t + TR_t. \tag{19}$$

En vertu de la contrainte (18), le ménage alloue une fraction  $L_t$  de son unité totale de temps disponible au loisir et une fraction  $N_t$  au travail.<sup>10</sup> Quant à la contrainte

---

<sup>10</sup>La contrainte des ressources temporelle aurait pu exprimer le temps total disponible au cours d'une période en heures, ainsi que les heures consacrées au loisir et au travail.



(19), elle stipule que la somme des dépenses de consommation et d'investissement ne doit pas excéder le revenu disponible,  $\tau_t$  représentant ici le taux marginal moyen de taxation sur le revenu et  $TR_t$ , le montant des paiements de transfert. Notons que l'utilisation d'un taux unique  $\tau_t$  équivaut à imposer un taux de taxation uniforme sur le revenu du capital et du travail. Sans que cela ne corresponde entièrement aux systèmes vecteurs-autorégressifs que nous avons estimés plus tôt, on s'en approche d'assez près puisque les estimations sont basées sur des élasticités marginales également uniformes par rapport au niveau d'activité d'économique.<sup>11</sup>

Les dépenses publiques totales représentent la somme des dépenses publiques de base et de l'investissement public :

$$G_t \equiv G_t^B + I_t^G. \quad (20)$$

Finalement, la contrainte agrégée des ressources qui suit doit être satisfaite à tout instant :

$$C_t + I_t + G_t \leq Y_t. \quad (21)$$

Une hausse des dépenses publiques engendre un coût en ressources si cette hausse s'accompagne d'une baisse de la consommation ou de l'investissement privé.

---

<sup>11</sup>Il serait intéressant d'examiner les conséquences d'utiliser des taux de taxation distincts sur le revenu du capital et le revenu du travail.

## 7.5 Contrainte budgétaire du gouvernement

Nous supposons qu'à chaque période la contrainte budgétaire suivante est satisfaite :

$$G_t + TR_t = \tau_t Y_t. \quad (22)$$

Lorsque nous évaluerons les effets quantitatifs de l'intervention fiscale, l'une des questions étudiées sera celle de l'incidence du mode de financement d'une hausse des dépenses publiques sur l'économie. À ce chapitre, deux modes de financement des dépenses seront considérés. Un premier consistera à financer la hausse des dépenses publiques au moyen d'une taxe forfaitaire. Dans ce cas, nous aurons que  $\Delta G_t = \Delta TR_t$  et  $\Delta \tau_t = 0$ . Le deuxième stipulera que la hausse des dépenses publiques est financée au moyen d'une taxe aux effets distorsifs. Ce scénario fiscal impliquera que  $\Delta TR_t = 0$ , alors que  $\tau_t$  et  $Y_t$  fluctueront de manière à maintenir l'égalité (22).

## 7.6 Décisions optimales des ménages

L'équilibre compétitif est défini comme une séquence de prix et de quantités, allant de pair avec les équations (10) à (22), et les conditions d'optimalité concernant la consommation, le loisir et l'investissement privé :

$$\partial U(.) / \partial C_t = \lambda_t, \quad (23)$$

$$\partial U(\cdot)/\partial L_t = \lambda_t(1 - \tau_t)PmN_t, \quad (24)$$

$$\beta E_t\{\lambda_{t+1}(q_{t+1} + 1 - \delta_K)\} = \lambda_t, \quad (25)$$

$$E_1\{\lim_{t \rightarrow \infty} \beta^t \lambda_t K_{t+1}\} = 0. \quad (26)$$

où  $q_t = (1 - \tau_t)PmK_t$  et  $\lambda_t$  est le multiplicateur de Lagrange associé à l'équation (19). Selon l'équation (23), le ménage choisit son niveau de consommation de manière à ce que l'utilité marginale de la consommation à la date  $t$  soit égale à son coût d'opportunité. L'équation (24) signifie, quant à elle, que le ménage choisit son niveau de loisir de façon à ce que l'utilité marginale du loisir soit égale au revenu réel du travail après impôt. Selon l'équation (25), le ménage représentatif choisit le niveau d'investissement qui assure l'égalité entre le coût d'opportunité de l'investissement et le rendement futur sur cet investissement. Ces décisions du ménage relatives à la consommation privée, au loisir et à l'investissement privé sont sujettes à la condition de transversalité (26).

En principe, une baisse des paiements de transfert  $TR_t$  peut engendrer un effet de richesse négatif. Le ménage peut alors répondre à l'appauvrissement découlant de l'alourdissement de son fardeau fiscal en haussant son offre de travail. Cet effet de richesse sera d'autant plus important quantitativement que l'offre de travail est élastique et que la hausse des dépenses publiques est persistante. Une hausse des

dépenses publiques peut donc conduire à une hausse des heures travaillées et à une baisse du salaire réel. Quant à une augmentation des dépenses publiques qui finirait par faire hausser  $\tau_t$ , le ménage représentatif peut en principe s'y ajuster en réduisant son offre de travail au cours des périodes où  $\tau$  est temporairement plus élevé, pour l'accroître ensuite lors des périodes où il sera redevenu plus faible. L'effet sur le salaire réel et l'emploi d'une hausse temporaire du taux marginal moyen de taxation est simplement contraire à celui que nous venons de décrire, à savoir que les heures de travail baissent et le salaire réel augmente.

## 7.7 Paramétrisation du modèle standard

La simulation des effets dynamiques de l'intervention fiscale nécessite l'assignation préalable de valeurs empiriquement plausibles aux paramètres structurels du modèle ainsi qu'à certains ratios. Cette étape est connue sous l'appellation anglophone de "calibration" du modèle. Nous justifions maintenant la paramétrisation *standard* du modèle.

La valeur choisie pour le paramètre  $\theta_L$  qui apparaît dans la fonction de préférences du ménage est telle que la fraction de l'unité de temps disponible consacrée au travail à l'état stationnaire est de 0.2.<sup>12</sup> La valeur assignée au taux d'escompte est

<sup>12</sup>Au premier coup d'oeil, cette fraction peut sembler faible. Toutefois, si l'on prend en compte les heures quotidiennes allouées au sommeil dans le calcul de l'unité de temps disponible, la part du temps disponible dévolue au travail à l'état stationnaire est plus faible.

compatible avec un taux d'intérêt réel annuel de 6.5 pourcent à l'état stationnaire.<sup>13</sup> Les paramètres  $\theta_N$  et  $\theta_K$ , lesquels représentent la part du travail et du capital privé dans le revenu national, sont respectivement de 0.58 et de 0.42. Le taux de dépréciation annuel du capital,  $\delta_K$  est fixé à 0.10. Le ratio des dépenses publiques totales au PIB à l'état stationnaire est établi à 0.20. Nous fixons  $\tau = 0.2$ , ce qui implique des paiements de transfert nuls à l'état stationnaire. Le ratio de l'investissement public au PIB est de 0.05 dans le modèle standard, et la part  $\theta_G$  qui accompagne le stock de capital public dans la fonction de production est également de 0.05. Nous supposons que le taux de dépréciation du capital public est le même que celui du capital privé, soit  $\delta_K = 0.10$ .

## 8 Effets dynamiques des dépenses publiques

### 8.1 Effets dynamiques des dépenses publiques courantes en présence d'une taxe forfaitaire

Nous présentons d'abord les effets dynamiques simulés à partir du modèle standard sur le PIB, les dépenses de consommation, les dépenses d'investissement privées, les heures travaillées, le salaire réel, le taux d'intérêt réel à court terme et la structure à terme des taux d'intérêt.

---

<sup>13</sup>Il faut se rappeler qu'il s'agit d'un taux observé pour l'ensemble de la période d'après-guerre et non du taux d'intérêt réel courant, lequel est certainement plus faible.

### 8.1.1 Effets dynamiques d'une hausse permanente des dépenses publiques de base

**Modèle standard** À l'aide du modèle d'équilibre général dynamique que nous venons de décrire, et en s'appuyant sur la paramétrisation du modèle standard, nous présentons à la figure 10-A une simulation des effets dynamiques d'une hausse permanente de 1 pourcent des dépenses publiques totales par rapport au niveau d'output initial sur le PIB réel et ses composantes. La figure 10-B présente des résultats de simulation pour les heures travaillées et le salaire réel. La figure 10-C donne un aperçu des effets dynamiques enregistrés sur les variables financières que sont le taux d'intérêt réel et la structure à terme.

La hausse de 1% des dépenses publiques étant maintenue de période en période et financée au moyen d'une taxe forfaitaire (ou d'une réduction permanente des paiements de transfert), ce scénario fiscal implique une baisse permanente du revenu disponible des individus, toutes choses étant égales par ailleurs. Le ménage représentatif peut en principe répondre à cet effet de richesse négatif en diminuant sa consommation et son loisir, et en haussant son offre de travail, ce que confirment les figures 10-A et 10-B dont les résultats rapportés correspondent à une paramétrisation standard du modèle. Du fait que la productivité marginale du capital dépend positivement de la quantité d'intrant-travail utilisée par les firmes, la demande de capital et l'investissement peuvent en principe être stimulés, ce que confirme d'ailleurs la figure 10-A. On s'attend également à ce que le taux d'intérêt réel et la structure

à terme augmentent suivant la hausse permanente des dépenses publiques. La figure 10-C supporte cette intuition.

Examinons de plus près les effets quantitatifs d'une hausse permanente des dépenses publiques. La figure 10-A présente l'ajustement dynamique de l'output, de la consommation et de l'investissement privé sur un horizon temporel de vingt ans suivant une hausse permanente de 1% des dépenses publiques par rapport à l'output initial. Les réponses sont exprimées en pourcentage du changement observé dans une variable par rapport au niveau d'output initial. Aux fins de notre discussion, nous appellerons *multiplicateur d'impact* la variation en pourcentage d'une quelconque variable par rapport à l'output initial au terme d'une période d'ajustement (une année dans le présent contexte) suivant la hausse des dépenses. Nous désignerons par *multiplicateur de long terme* d'une variable le changement en pourcentage de la dite variable par rapport à l'output initial au terme de 20 périodes d'ajustement suivant la hausse des dépenses.

La figure 10-A suggère qu'une hausse permanente des dépenses publiques financée par une taxe forfaitaire exerce un effet positif persistant sur l'output. Le multiplicateur d'impact pour l'output est inférieur à un (0.86 plus précisément). Ce multiplicateur atteint une valeur de 1.0 au bout de 3 ans. Quant au multiplicateur de long terme, il est égal à 1.16. Compte tenu de la baisse permanente du revenu disponible, la consommation diminue continuellement au cours de la période de 20 ans. Le multiplicateur d'impact pour la consommation est d'environ -0.55 et celui

de long terme se situe à environ -0.18. L'investissement privé répond positivement à une hausse permanente de 1% des dépenses publiques, le multiplicateur d'impact pour l'investissement étant de 0.4, et le multiplicateur de long terme étant de 0.3. Cette hausse de l'investissement survient en dépit d'une hausse du taux de location du capital (non rapportée dans la figure), laquelle a pour effet de réduire la demande de capital, toutes choses étant égales par ailleurs. Il suffit toutefois de se rappeler qu'une hausse des heures de travail se répercute positivement sur la productivité marginale du capital, et conséquemment sur la demande de capital et l'investissement privé. Comme nous le verrons, la hausse de l'emploi est forte et persistante, de sorte que les répercussions positives sur l'investissement privé sont significatives et persistantes.

La figure 10-B permet de se faire une idée de l'ajustement dynamique du marché du travail en réponse à la hausse permanente des dépenses publiques. Les réponses dynamiques des heures de travail et du salaire réel confirment les intuitions avancées plus tôt, à savoir que l'effet de richesse négatif occasionné par la réduction permanente des transferts peut inciter les ménages à ajuster leur offre de travail à la hausse. Ceci se traduit par une hausse forte et persistante des heures travaillées et une diminution du salaire réel. Le multiplicateur d'impact pour l'emploi est de 1.5 alors que le multiplicateur de long terme est d'environ 1.3. Cet effet prolongé des dépenses sur les heures ne devrait pas surprendre puisque la hausse des dépenses publiques et l'effet de richesse négatif qui s'ensuivent sont permanents.



La figure 10-C illustre la réponse du taux d'intérêt réel à échéance d'une année et de la structure à terme. Le taux d'intérêt réel d'une période est représenté ici par le taux de rendement sur les obligations à échéance d'une période qui constituent une option sur une unité du bien de consommation. La structure à terme est calculée à partir de la séquence anticipée des taux d'intérêt réel futurs à échéance d'une période. Tel que prévu, le taux d'intérêt réel et la structure à terme augmentent suite à l'augmentation permanente des dépenses publiques. Évidemment, la structure à terme, dans la mesure où elle tient compte de la séquence anticipée de tous les taux d'intérêt réels futurs d'une période, réagit plus vivement au fil des années.

**Sensibilité des résultats à des changements à la paramétrisation du modèle** Voyons maintenant de quelle façon les résultats obtenus sont affectés par certaines modifications plausibles apportées à la paramétrisation du modèle d'équilibre général dynamique d'intervention fiscale. Les modifications envisagées sont les suivantes : une réduction du taux de taxation de 0.2 à 0 ; une augmentation du même taux à 0.30 accompagnée d'une hausse consécutive du ratio des transferts au PIB de 0 à 0.10 ; une diminution du taux d'intérêt réel de 6.5% à 3% ; une augmentation de la part des heures travaillées à l'état stationnaire de 0.20 à 0.33 ; une élasticité d'offre de travail associée à une hypothèse de travail indivisible (forte élasticité d'offre de travail) ; une élasticité correspondant aux élasticités d'offre de travail estimées à partir de données microéconomiques (faible élasticité d'offre de travail).

La table 8 rapporte la valeur du multiplicateur à long terme associée à une hausse permanente des dépenses publiques par rapport au niveau initial d'output résultant de ces changements. Rappelons-nous qu'en vertu de la paramétrisation standard du modèle, ce multiplicateur s'élevait à 1.16. Si le taux de taxation prend une valeur 0 au lieu de 0.2, le multiplicateur s'élève à 1.20. Une augmentation simultanée de  $\tau$  à 0.30 et de  $\frac{TR}{Y}$  à 0.10 fait baisser le multiplicateur de long terme à 1.10. Une diminution du taux d'intérêt réel de 6.5% à 3% hausse le multiplicateur de long terme à 1.29. Une hausse de  $N$  de 0.20 à 0.33 engendre une diminution du multiplicateur de 1.16 à 1.01.

**De l'importance de l'élasticité d'offre de travail** L'impact d'une variation de l'élasticité d'offre de travail mérite qu'on s'y attarde quelque peu. La première modification apportée consiste à paramétrer l'élasticité d'offre de travail en accord avec une hypothèse de travail indivisible, laquelle a été suggérée par Rogerson (1988) et Hansen (1985). Dans le modèle original de travail indivisible, le ménage représentatif participe à chaque période à une loterie dont l'issue détermine s'il travaille ou non au cours de la période. À la période  $t$ , la probabilité d'être employé est de  $\pi_t$ . Des coûts fixes associés au travail ont pour effet de rendre plus efficace l'ajustement de la quantité de travail par le nombre d'employés (marge extensive de travail) que par le nombre d'heures travaillées par employé (marge intensive de travail). Le nombre d'heures de travail par période est fixe et correspond à  $\hat{n}$ . En d'autres termes, dans la

mesure où il travaille, le ménage représentatif n'a pas l'option de choisir le nombre d'heures de travail comme il lui est possible de le faire dans le modèle standard, mais se voit plutôt contraint à travailler un nombre fixe d'heures de travail. Dans la mesure où le nombre d'agents identiques *ex ante* est élevé, le produit  $N_t = \pi_t \hat{n}$  représente les heures de travail per capita.

Le niveau de consommation du ménage est  $C_{0t}$  s'il ne travaille pas à la période  $t$ , et  $C_{1t}$  s'il travaille. À chaque période, le ménage représentatif procède alors aux choix de  $\pi_t$ ,  $C_{0t}$  et  $C_{1t}$  qui maximisent la fonction d'utilité :<sup>14</sup>

$$Eu(C_t, L_t) = (1 - \pi_t)u(C_{0t}, 1) + \pi_t u(C_{1t}, 1 - \hat{n}), \quad (27)$$

sous la contrainte que le niveau de consommation totale per capita à la période  $t$ ,  $C_t$ , est égal à :

$$C_t = (1 - \pi_t)C_{0t} + \pi_t C_{1t}. \quad (28)$$

Dans la mesure où la fonction d'utilité est séparable par rapport à  $C$  et  $L$ , l'égalité  $C_{0t} = C_{1t} = C_t$  est respectée.<sup>15</sup> En tenant compte de cette dernière égalité imposée par le type de fonction d'utilité employée, la fonction d'utilité anticipée que maximise l'agent représentatif peut être écrite comme :

<sup>14</sup>Nous négligeons la fonction  $\Gamma$  afin de simplifier l'argumentation.

<sup>15</sup>La conséquence de ce résultat est que le ménage représentatif bénéficiera du même niveau de consommation, qu'il travaille ou non. Rogerson et Wright (1988) ont cependant montré que ce résultat tombe si l'on suppose d'autres formes de fonctions d'utilité.

$$Eu(C_t, L_t) = \log(C_t) + \pi_t A \log(1 - \hat{n}) = \log(C_t) - BN_t, \quad (29)$$

où  $B \equiv -A \log(1 - \hat{n})/\hat{n} > 0$ , de sorte que le modèle de travail indivisible équivaut pour ce qui est de sa résolution à un modèle où le travail est divisible. Étant donné la linéarité de la fonction d'utilité instantanée par rapport à  $N_t$ , la substituabilité intertemporelle du loisir associée à ce type de spécification est infinie.<sup>16</sup> Le multiplicateur de long terme d'une hausse permanente des dépenses publiques est maintenant en hausse à 1.37.

À l'opposé, si la paramétrisation de l'élasticité d'offre de travail s'harmonise avec les faits empiriques obtenus sur la base de données microéconomiques, soit une élasticité d'offre de travail d'environ 0.3, le multiplicateur chute dramatiquement à 0.49, soit une valeur 2.37 fois inférieure à celle qu'on avait dans le modèle standard. Qu'est-ce qui explique cette baisse importante du multiplicateur ? En présence d'une offre de travail moins élastique, l'impact quantitatif de l'effet de richesse est moins fort de sorte que le ménage n'a pas à ajuster son offre de travail d'autant que lorsque l'élasticité d'offre de travail était plus élevée.

Il ressort clairement de cette analyse de sensibilité que l'élasticité d'offre de travail est de loin le facteur qui affecte le plus la taille du multiplicateur de long terme. Même dans le cadre d'un scénario fiscal où l'augmentation permanente des

---

<sup>16</sup>La linéarité de la fonction d'utilité instantanée par rapport à  $N_t$  implique aussi que les courbes d'indifférence entre le loisir de n'importe quel couple de périodes sont linéaires.

dépenses publiques est financée au moyen d'une taxe forfaitaire, ce qui en principe devrait accentuer l'impact quantitatif de l'effet de richesse sur le marché du travail, le multiplicateur de long terme est faible dans la mesure où l'élasticité d'offre de travail est de l'ordre de celle qui est observée empiriquement.

### **8.1.2 Effets dynamiques d'une hausse temporaire des dépenses publiques de base**

Supposons maintenant que la hausse des dépenses publiques de base est temporaire. Plus précisément, soit une hausse des dépenses publiques de base de 1% par rapport à l'output initial qui se prolonge sur  $T$  périodes (ou années). La hausse des dépenses publiques est toujours financée au moyen d'une taxe forfaitaire (i.e. en variant les transferts). La table 9 présente les multiplicateurs d'impact en fonction de deux facteurs soit i) le nombre de périodes au cours desquelles l'augmentation des dépenses publiques de base est maintenue et ii) la valeur de l'élasticité d'offre de travail.<sup>17</sup> Le scénario d'une hausse permanente des dépenses publiques de base est celui pour lequel  $T \rightarrow \infty$ .

Comme nous sommes à même de le constater, plus le temps que dure l'augmentation des dépenses de base est court, et plus le multiplicateur est faible. En effet, une augmentation des dépenses qui s'étale sur un plus petit nombre de périodes allège dans une certaine mesure le fardeau fiscal du ménage en réduisant la variation

---

<sup>17</sup>Voir Baxter et King (1993), tableau 3.

des transferts qui est requise pour financer l'augmentation des dépenses. En conséquence, l'effet de richesse (négatif) est moins important lorsque l'augmentation des dépenses dure moins longtemps et son effet (positif) sur l'offre de travail est plus négligeable. Même en présence de travail indivisible, il faut compter un peu plus de huit années d'augmentation des dépenses publiques pour que le multiplicateur d'impact par rapport à l'output soit supérieur à un. Par contre, lorsque l'élasticité d'offre de travail est faible, le multiplicateur d'impact est toujours très faible, n'étant que de 0.30 même si les dépenses augmentent pendant vingt ans.

La figure 11 retrace les effets dynamiques d'un programme fiscal en vertu duquel l'augmentation des dépenses publiques de base s'échelonne sur 4 ans seulement. Le scénario fiscal suppose que les dépenses publiques de base augmentent de 1% par année par rapport à l'output initial pendant 4 ans. Les simulations sont effectuées à l'aide du modèle standard. Comparativement à ce que nous avons vu à la figure 10, la hausse de l'output est beaucoup moins forte et, de plus, elle n'est que temporaire. Alors que l'investissement privé augmentait de façon permanente suite à une hausse permanente des dépenses de base, ici l'investissement est en baisse suivant l'augmentation temporaire des dépenses.

À quoi peut-on attribuer le changement du signe de la réponse de l'investissement privé? Une hausse temporaire des dépenses de base, tout comme une hausse permanente, occasionne une hausse du taux d'intérêt réel, laquelle décourage l'investissement, toutes choses étant égales par ailleurs. Toutefois, comme nous l'avons

vu précédemment, l'effet positif des heures travaillées sur la productivité marginale du capital peut accroître la demande de capital et l'investissement privé. Cet effet d'interaction dynamique entre l'emploi et la productivité marginale du capital était très fort en présence d'une hausse permanente des dépenses de base puisque l'emploi augmentait beaucoup et de façon permanente. Ce n'est pas le cas pour le présent scénario. En effet, comme l'indique la figure 11-B, l'effet d'une hausse temporaire des dépenses de base sur les heures travaillées est non seulement plus faible, mais il n'est que transitoire comparativement à ce que nous avons précédemment. En conséquence, l'impact positif d'une hausse des heures travaillées sur la productivité marginale du capital est trop faible pour compenser la pression à la baisse sur l'investissement privé exercée par la hausse du taux d'intérêt réel, d'où la réponse globalement négative de l'investissement privé suivant une hausse temporaire des dépenses de base.

## **8.2 Effets dynamiques des dépenses publiques courantes en présence d'une taxe ayant des effets distorsifs**

Comment l'analyse est-elle affectée si l'on suppose que la hausse des dépenses publiques est financée au moyen d'une taxe ayant des effets distorsifs ? Plus précisément, nous supposerons que les revenus de la taxation sont égaux aux dépenses à chaque période, alors que le niveau des paiements de transfert est constant (i.e.  $\Delta TR_t = 0$ ). Dans ce cas, le taux de taxation est déterminé de façon résiduelle par

l'égalité :

$$\tau_t = (G_t + TR_t)/Y_t. \quad (30)$$

Une augmentation des dépenses publiques crée une pression à la hausse sur le taux de taxation, laquelle est d'autant plus forte que  $Y_t$  réagit faiblement ou diminue suite à l'augmentation de  $G_t$ . Nous avons vu précédemment que le taux de taxation affecte directement les conditions d'optimalité du ménage. En réduisant les revenus du capital et du travail après impôt, la hausse du taux de taxation peut inciter le report des décisions travail et de l'investissement vers les périodes futures.

Nous limitons notre analyse des effets macroéconomiques d'un changement des dépenses de base financé au moyen d'une taxe ayant des effets distorsifs à celle d'une hausse transitoire des dépenses. Supposons un programme fiscal qui prévoit une augmentation annuelle de 1% des dépenses de base par rapport à l'output initial pendant quatre ans. Les figures 12 et 13 témoignent des effets macroéconomiques de cette hausse transitoire des dépenses. Elles comparent également l'ajustement de certaines variables macroéconomiques lorsque la hausse des dépenses est financée au moyen d'une taxe forfaitaire.

Les réponses de l'output et des heures travaillées, de positives qu'elles étaient en présence d'une taxe forfaitaire, sont maintenant négatives. Les réponses de la consommation et de l'investissement privé, bien qu'elles soient négatives selon les deux modes de financement des dépenses, deviennent plus négatives en présence



d'une taxe ayant des effets distorsifs. Le taux de taxation augmente graduellement durant les quatre années du programme en raison de la hausse successive des dépenses de base, et aussi à cause de la baisse du revenu réel qui s'ensuit. La hausse du taux de taxation diminue le revenu du travail après impôt, et par conséquent les dépenses de consommation et les heures travaillées. Elle diminue également le revenu du capital après impôt, ce qui décourage l'investissement. Par ailleurs, la baisse marquée des heures travaillées, en influant négativement sur la productivité marginale du capital, affecte négativement la demande de capital et l'investissement privé.

En résumé, les deux dernières sections auront permis d'établir que l'impact productif (ou improductif) d'une augmentation des dépenses de base est intimement lié : i) au caractère permanent *vs* transitoire de l'augmentation des dépenses, ii) à la valeur de l'élasticité d'offre de travail ainsi iii) qu'au mode de financement des dépenses publiques. Étant donné que plusieurs programmes s'accompagnent de hausses de dépenses qui ne sont que temporaires, voire qui ne durent que quelques années dans certains cas, on peut déduire qu'une augmentation des dépenses qui n'influe pas directement sur la productivité marginale des intrants privés devrait avoir un impact productif limité sur la production, la consommation, l'investissement privé et l'emploi.

### 8.3 Effets dynamiques de l'investissement public

Cette section examine les effets d'une hausse de l'investissement public. À la différence d'une hausse des dépenses publiques de base, une augmentation de l'investissement privé stimule directement la productivité marginale du capital privé et du travail comme nous l'avons vu aux équations (16) et (17). Le mode de financement des dépenses considéré est celui d'une taxe forfaitaire. Pour ce qui est des heures travaillées, une hausse de  $I^G$  (donc de  $K^G$ ) agit sur la demande travail de la même façon que ne le ferait un choc technologique positif qui ferait déplacer la courbe de demande de travail vers la droite.

Soit une hausse permanente de 1% de l'investissement public par rapport à l'output initial. La table 10 présente la valeur du multiplicateur de long terme pour l'output ( $\Delta Y/\Delta I^G$ ), les dépenses de consommation ( $\Delta C/\Delta I^G$ ) et les dépenses d'investissement privé ( $\Delta I/\Delta I^G$ ), lorsque la part de l'investissement public à l'état stationnaire ( $I^G/Y$ ) est égale à 5 pourcent. Dans cette table, les valeurs de ces multiplicateurs sont présentées en fonction de la valeur assignée au paramètre de productivité  $\theta_G$  qui apparaît dans la fonction de production (13). Les valeurs considérées pour  $\theta_G$  se situent entre 0 et 0.40.

Le multiplicateur pour l'output est toujours supérieur à un. Il est de 1.16 lorsque le capital public est complètement improductif ( $\theta_G = 0$ ) et atteint 13.02 lorsque  $\theta_G = 0.40$ . Le multiplicateur pour la consommation est d'abord négatif (-0.15) lorsque le capital public est improductif, et augmente graduellement jusqu'à 6.37.

Le multiplicateur pour l'investissement privé est toujours positif, bien qu'il n'est supérieur à un que lorsque  $\theta_G$  excède 0.05.

Évidemment, ces simulations suggèrent qu'une augmentation des dépenses publiques peut avoir un impact productif plus élevé si elles consistent en des dépenses d'investissement qui peuvent avoir des répercussions directes sur la productivité marginale des intrants privés. Cependant, comme il est difficile dans la réalité de pouvoir distinguer précisément entre dépenses publiques de base et dépenses d'investissement, voire d'arriver à pouvoir les mesurer correctement, les simulations rapportées ici n'ont pour le moment qu'un rôle suggestif.

## 9 Conclusion du rapport

Nous avons obtenu dans ce rapport une série de résultats empiriques sur les liens dynamiques entre taxes, dépenses publiques et revenu, qui sont globalement conformes avec les résultats généralement obtenus par d'autres approches. En particulier : 1) il apparaît que les chocs fiscaux et de dépenses sont relativement persistants, avec une persistance plus importante en ce qui concerne les dépenses ; 2) les chocs d'activités sont quant à eux les plus persistants de tous les choc étudiés ; 3) dans le court-terme, les dépenses publiques génèrent de l'activité économique, mais de façon plutôt réduite ; 4) les effets distorsifs des taxes quant à eux réduisent l'activité économique ; 5) lorsque les effets cumulés des deux mécanismes 3 et 4 se propagent dans le temps, les effets négatifs des taxes semblent l'emporter après quelques

années, bien que ce ne soit jamais franchement au-delà du seuil de significativité.

Une piste de recherche intéressante, que nos résultats sur le Québec semblent révéler grâce aux nouvelles données employées ici, est que : 6) les multiplicateurs de dépense au niveau fédéral sont inférieurs au niveau provincial, et que : 7) les effets distorsifs des taxes y sont plus forts. En d'autres termes, il semblerait, ce que d'autres travaux doivent cependant confirmer, que : 8) l'efficacité économique des politiques budgétaires et fiscales est plus favorable dans un contexte local que dans un contexte national. Il faut bien sûr rester prudent quant à cette conclusion, dans la mesure où, comme il a déjà été souligné plus haut dans le rapport, les données utilisées dans les deux zones géographiques ne sont pas strictement comparables, et la période d'échantillon n'est pas non plus la même. Il faut donc mener de nouvelles études sur cette question importante.

Par ailleurs, l'impact des taxes et dépenses ne se limite pas au produit intérieur brut et à l'inflation. Les effets sur le marché du travail sont potentiellement très intéressants. D'une part, il n'est pas anodin de connaître l'effet des chocs fiscaux sur les heures travaillées, les salaires et le niveau de chômage et de participation au marché du travail, puisque cela détermine en grande partie le bien-être de la population. D'autre part, il est connu que le marché du travail est une source de persistance voire d'amplification des chocs macroéconomiques : le capital humain, la propension à travailler sont des variables persistantes, qui peuvent être associées à des externalités positives rendant les dynamiques macroéconomiques particulièrement riches

et intéressantes. Seules des méthodes quantitatives éprouvées, comme celles utilisées dans ce rapport, alliées à une compréhension théorique fine des mécanismes en jeu, peut permettre d'avancer dans la direction d'une meilleure définition des politiques publiques.

## Références

- [1] Aschauer, D. A. “The Equilibrium Approach to Fiscal Policy”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 20, 1, pp. 41-62 (1988).
- [2] Baxter, Marianne et Robert G. King. “Fiscal policy in general equilibrium,” *American Economic Review* 83 (Juin 1993), 315-334.
- [3] Barro, Robert. ”Output Effects of Government Purchases,” *Journal of Political Economy* (Décembre 1981).
- [4] Barro, Robert. ”The Ricardian Approach to Budget Deficits,” *Journal of Economic Perspectives* (Printemps 1989).
- [5] Blanchard, Olivier Jean et Roberto Perotti. “An Empirical Investigation of the Dynamic Effects of Shocks to Government Spending and Taxes on Output”, *Quarterly Journal of Economics* (2002).
- [6] Burnside A. Craig, Martin Eichenbaum et Sergio Rebelo. “Government Guarantees and Self-Fulfilling Speculative Attacks”, *Journal of Economic Theory* 119(1), (2004), 31–63.
- [7] Hansen, Gary D. “Indivisible Labor and the Business Cycle”, *Journal of Monetary Economics*, 16, pp. 309-327 (1985).
- [8] King, Robert G., Charles I. Plosser et Sergio Rebelo. “Production, Growth, and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model” *Journal of Monetary Economics* 21, 195-232 (1988a).
- [9] King, Robert G., Charles I. Plosser et Sergio Rebelo. “Production, Growth, and Business Cycles : II. New Directions” *Journal of Monetary Economics* 21, 309-341 (1988b).
- [10] Legrand, François. “Dynamique du Marché du Travail : Sources et Propagation”, *Mémoire de maîtrise, UQAM* (2004).

- [11] Paquet, Alain, Louis Phaneuf et Nooman Rebei. “The Macroeconomic Effects of Military Buildups in a New Neoclassical Synthesis Framework”, miméo UQAM (2003).
- [12] Perotti, Roberto. “Estimating the Effects of Fiscal Policy in OECD countries”, (Juin 2002), révisé (Octobre 2004).
- [13] Rogerson, Richard. “Indivisible Labor, Lotteries and Equilibrium”, *Journal of Monetary Economics* 21 (1988), 3-16.
- [14] Rogerson Richard and Randall Wright. “Involuntary Unemployment in Economies with Efficient Rent Sharing”, *Journal of Monetary Economics* (1989), vol 22.
- [15] Shapiro, Matthew S. et Valerie Ramey. “Costly Capital Reallocation and the Effects of Government Spending”. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48 (Juin 1998), 145-194.
- [16] Rotemberg, Julio et Michael Woodford. “Oligopolistic Pricing and the Effects of Aggregate Demand on Economic Activity,” *Journal of Political Economy*, 100 (Décembre 1992), 1153-1207

TAB. 1 – Estimation des coefficients des matrices A et D, spécification de base, Canada.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	-0.0642	(0.024)**
$\alpha_{yg}$	0.0983	(0.045)**
$\delta_{gt}$	-0.000903	(0.001341)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c. ; \*\* = significatif à 5 p.c. ; \* à 10 p.c.

TAB. 2 – Test de robustesse sur l'estimation des matrices A et D, Canada.

coef.		s.e.	coef.		s.e.
$\alpha_{ty} = 2$			$\alpha_{ty} = 1.75$		
$\alpha_{yt}$	-0.064	(0.024)***	$\alpha_{yt}$	-0.045	(0.022)**
$\alpha_{yg}$	0.098	(0.045)**	$\alpha_{yg}$	0.097	(0.043)**
$\delta_{gt}$	-0.0009	(0.001)	$\delta_{gt}$	-0.0007	(0.002)
$\alpha_{ty} = 2.25$			$\alpha_{ty} = 1.5$		
$\alpha_{yt}$	-0.08	(0.026)***	$\alpha_{yt}$	-0.027	(0.021)
$\alpha_{yg}$	0.099	(0.046)**	$\alpha_{yg}$	0.095	(0.042)**
$\delta_{gt}$	-0.001	0.001	$\delta_{gt}$	-0.0005	(0.001)
$\alpha_{ty} = 2.5$			$\alpha_{ty} = 1.25$		
$\alpha_{yt}$	-0.104	(0.028)***	$\alpha_{yt}$	-0.009	(0.02)
$\alpha_{yg}$	0.101	(0.048)**	$\alpha_{yg}$	0.093	(0.041)**
$\delta_{gt}$	-0.001	0.001	$\delta_{gt}$	-0.0003	(0.001)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c. ; \*\* = significatif à 5 p.c. ; \* à 10 p.c.



TAB. 3 – Estimation des matrices A et D, spécification 2, Canada.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	-0.083	(0.029)***
$\alpha_{yg}$	0.164	(0.057)***
$\delta_{gt}$	-0.0002	(0.001)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c.; \*\* = significatif à 5 p.c.; \* à 10 p.c.

TAB. 4 – Estimation des matrices A et D, spécification 3, Canada.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	-0.081	(0.029)**
$\alpha_{yg}$	0.171	(0.057)**
$\delta_{gt}$	-0.0002	(0.001)
$\alpha_{t\pi}$	0.0009	0.001
$\alpha_{tr}$	0.0099	0.006
$\alpha_{g\pi}$	-0.001	0.0007*
$\alpha_{gr}$	0.002	(0.003)
$\alpha_{y\pi}$	-0.001	(0.0005)**
$\alpha_{yr}$	0.004	(0.002)*

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c.; \*\* = significatif à 5 p.c.; \* à 10 p.c.

TAB. 5 – Estimation des coefficients des matrices A et D, spécification de base, Québec.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	-0.012	(0.015)
$\alpha_{yg}$	0.285	(0.07)***
$\delta_{gt}$	-0.001	(0.002)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c.; \*\* = significatif à 5 p.c.; \* à 10 p.c.

TAB. 6 – Estimation des matrices A et D, spécification 2, Québec.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	0.0069	(0.014)
$\alpha_{yg}$	0.280	(0.069)***
$\delta_{gt}$	-0.0001	(0.002)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c.; \*\* = significatif à 5 p.c.; \* à 10 p.c.

TAB. 7 – Estimation des matrices A et D, spécification 2, variante, Québec.

	coef.	s.e.
$\alpha_{yt}$	-0.022	(0.016)
$\alpha_{yg}$	0.287	(0.073)***
$\delta_{gt}$	-0.001	(0.002)

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c. ; \*\* = significatif à 5 p.c. ; \* à 10 p.c.

TAB. 8 – Multiplicateurs de long terme associés à une hausse permanente des dépenses de base.

	$\Delta Y/\Delta G$
Sans taxes	1.20
Paramétrisation standard	1.16
Transferts positifs	1.10
Taux d'intérêt réel plus faible	1.29
Heures de travail plus élevées à l'état stationnaire	1.01
Travail indivisible	1.37
Élasticité d'offre de travail sur micro-données	0.49

TAB. 9 – Multiplicateurs d'impact associés à une hausse temporaire des dépenses de base.

Durée (en années)	Paramétrisation standard	$\Delta Y/\Delta G_{t=1}$ (Micro données)	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
$\infty$	0.86	0.31	1.09

TAB. 10 – Effets à long terme de l'investissement public.

$\theta_g$	$\Delta Y/\Delta I^G$	$\Delta C/\Delta I^G$	$\Delta I/\Delta I^G$
0.00	1.16	-0.15	0.31
0.01	1.45	0.01	0.44
0.03	1.90	0.25	0.64
0.05	2.64	0.66	0.98
0.10	4.12	1.48	1.65
0.20	7.09	3.11	2.98
0.40	13.02	6.37	5.65

NB : \*\*\* = significatif à 1 p.c. ; \*\* = significatif à 5 p.c. ; \* à 10 p.c.

FIG. 1 – Évolution des dépenses et recettes fiscales, relativement au PIB, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1.

FIG. 2 – Évolution de l'inflation et des taux d'intérêt de long terme, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1.

FIG. 3 – Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 1.

FIG. 4 – Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 2.

FIG. 5 – Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, CANADA. Période d'estimation du VAR : 1961Q1-2004Q1. Spécification 3.

FIG. 6 – Décomposition des dépenses de gouvernement, CANADA, 1961 :1 à 2004 :1.



FIG. 7 – Évolution des dépenses et recettes fiscales, relativement au PIB, QUÉBEC, 1981 :1 à 2003 :1.

FIG. 8 – Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, QUÉBEC. Période d'estimation du VAR : 1981Q1-2004Q1. Spécification 1.

FIG. 9 – Sentiers de réponse à des chocs de recettes, de dépenses et du PIB, QUÉBEC. Période d'estimation du VAR : 1981Q1-2004Q1. Spécification 1 avec  $\alpha_{ty} = 1$ .

FIG. 10 – Effets macroéconomiques théoriques d'une hausse permanente des dépenses de base (taxe forfaitaire).

FIG. 11 – Effets macroéconomiques théoriques d’une hausse temporaire des dépenses de base (taxe forfaitaire).

FIG. 12 – Effets macroéconomiques théoriques du mode de financement des dépenses publiques.

FIG. 13 – Effets macroéconomiques théoriques du mode de financement des dépenses publiques (suite).

ANNEXES

GRAPHIQUES A1-A6

ET

TABLES D'ÉSTIMATIONS DES VECTEURS  
AUTO-RÉGRESSIFS MULTIVARIÉS



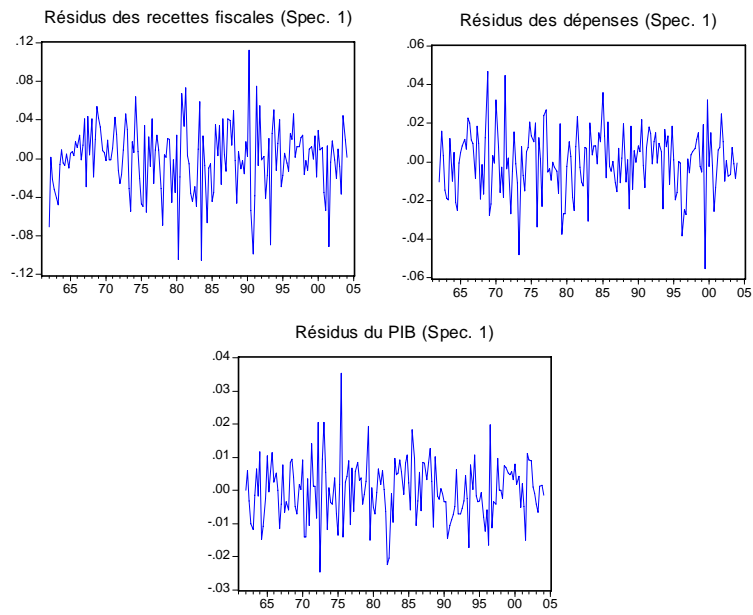


Figure 1: Annexe A1. Spécification 1, Canada

Racines Inverses du Polynome Caractéristique Autorégressif

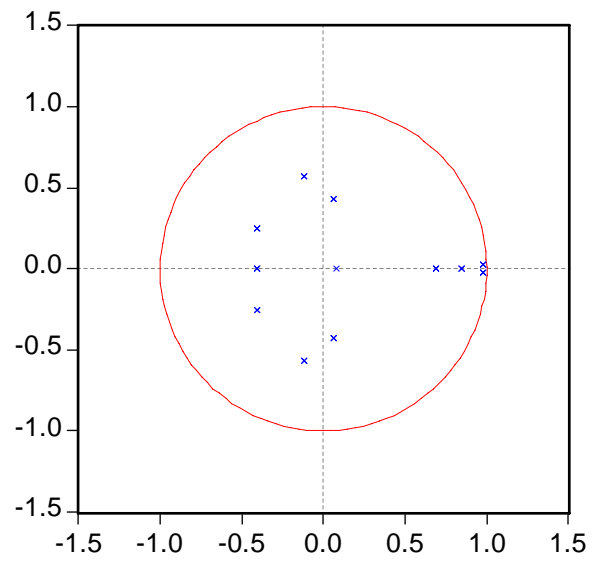


Figure 2: Annexe A2. Spécification 1, Canada

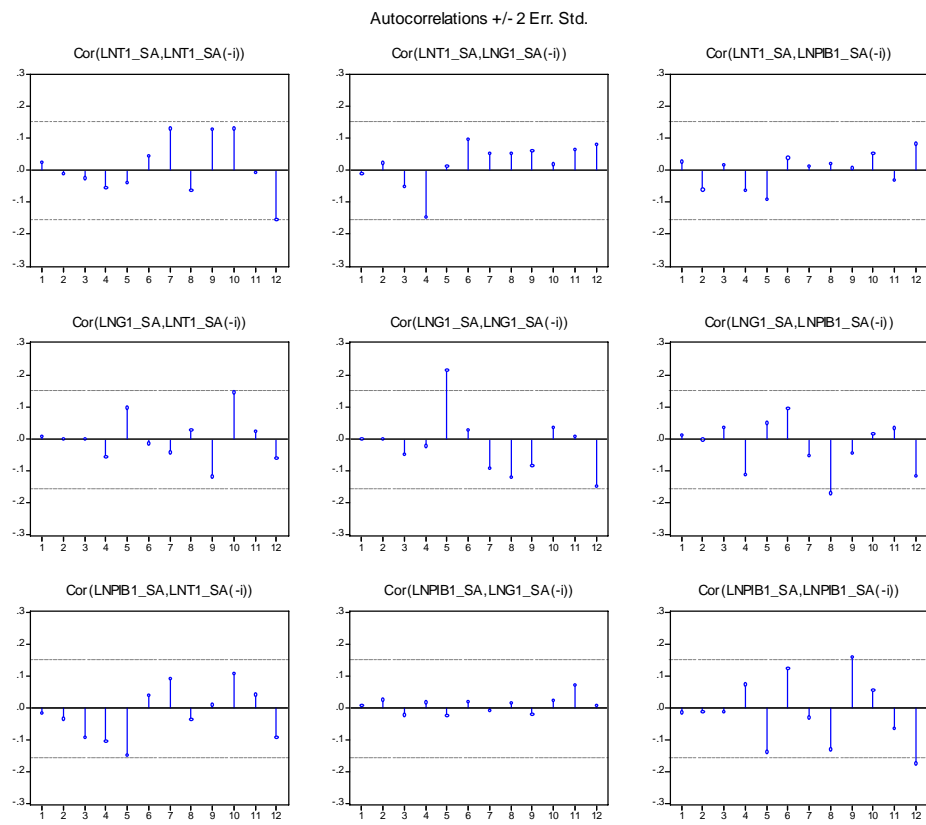


Figure 3: Annexe A3. Spécification 1, Canada

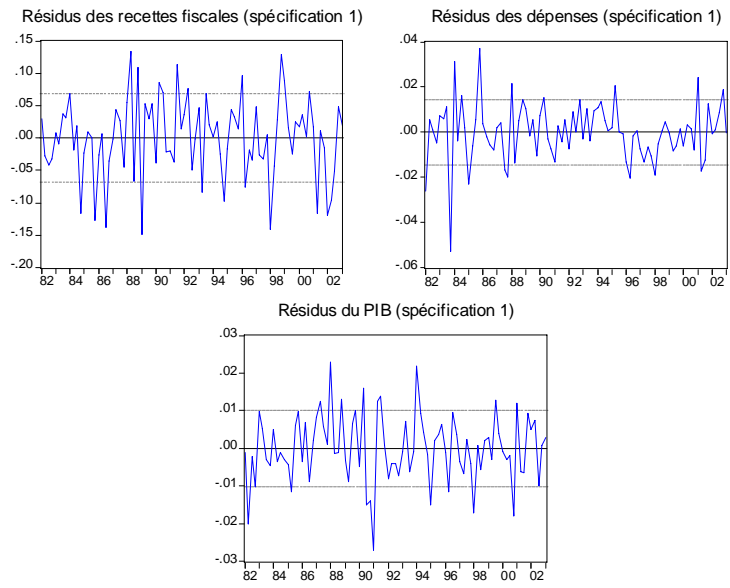


Figure 4: Annexe A4. Spécification 1, Québec

Racines Inverse du Polynome Caractéristique Autorégressif

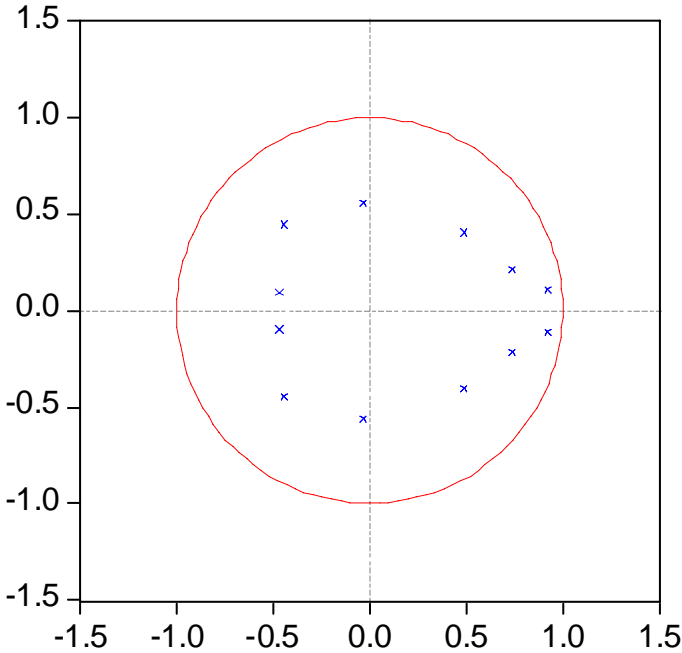


Figure 5: Annexe A5. Spécification 1, Québec

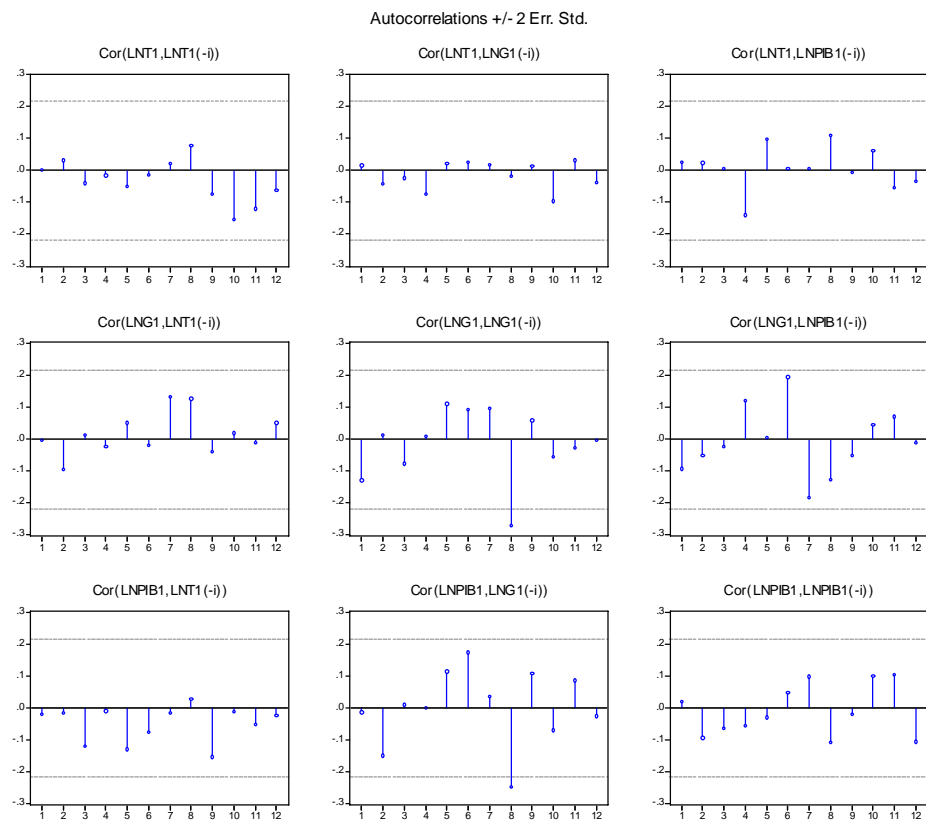


Figure 6: Annexe A6. Spécification 1, Québec

Estimations Vecteur Autoregressif  
 Canada, Spécification 1  
 Échantillon: 1962Q1 2004Q1  
 169 observations

Erreurs standards en ( ) t-statistics en [ ]

	Taxes	Dépenses	PIB
Taxes(-1)	0.584243 (0.08291) [ 7.04634]	0.008530 (0.03929) [ 0.21708]	0.035148 (0.02103) [ 1.67125]
Taxes(-2)	0.131299 (0.09533) [ 1.37735]	0.028635 (0.04518) [ 0.63388]	-0.035970 (0.02418) [-1.48763]
Taxes(-3)	0.078719 (0.09567) [ 0.82279]	0.010159 (0.04534) [ 0.22406]	-0.032540 (0.02427) [-1.34090]
Taxes(-4)	0.172988 (0.08047) [ 2.14974]	-0.025627 (0.03813) [-0.67202]	0.040618 (0.02041) [ 1.99004]
Dépenses(-1)	-0.580710 (0.17260) [-3.36450]	0.628521 (0.08179) [ 7.68419]	-0.093440 (0.04378) [-2.13437]
Dépenses(-2)	0.234341 (0.20027) [ 1.17012]	0.194213 (0.09491) [ 2.04634]	0.033173 (0.05080) [ 0.65305]
Dépenses(-3)	0.072293 (0.20044) [ 0.36066]	0.033539 (0.09499) [ 0.35308]	-0.011900 (0.05084) [-0.23406]
Dépenses(-4)	0.172291 (0.16107) [ 1.06967]	0.069046 (0.07633) [ 0.90457]	0.071102 (0.04085) [ 1.74037]
PIB(-1)	1.278414 (0.32764) [ 3.90192]	-0.238893 (0.15527) [-1.53860]	1.009374 (0.08310) [ 12.1460]
PIB(-2)	-0.576704	0.077633	-0.024101

	(0.42211)	(0.20003)	(0.10706)
	[-1.36625]	[ 0.38810]	[-0.22510]
PIB(-3)	0.154265	0.307673	0.178561
	(0.40199)	(0.19050)	(0.10196)
	[ 0.38375]	[ 1.61507]	[ 1.75124]
PIB(-4)	-0.747338	-0.046110	-0.210868
	(0.31281)	(0.14824)	(0.07934)
	[-2.38911]	[-0.31105]	[-2.65769]
C	-0.326996	0.217471	-0.209183
	(0.36288)	(0.17197)	(0.09204)
	[-0.90111]	[ 1.26460]	[-2.27268]
Temps	0.000127	-0.000311	0.000166
	(0.00036)	(0.00017)	(9.1E-05)
	[ 0.35263]	[-1.82948]	[ 1.82435]
Q1	0.002676	-0.001024	-0.000545
	(0.00803)	(0.00381)	(0.00204)
	[ 0.33306]	[-0.26909]	[-0.26740]
Q2	0.002122	-0.000708	-0.000903
	(0.00810)	(0.00384)	(0.00206)
	[ 0.26194]	[-0.18448]	[-0.43918]
Q3	-0.003477	-0.003491	-0.000168
	(0.00808)	(0.00383)	(0.00205)
	[-0.43021]	[-0.91148]	[-0.08201]
R2	0.983438	0.996557	0.998690
Adj. R2	0.981694	0.996195	0.998552
Sum sq. resids	0.205829	0.046225	0.013242
S.E. equation	0.036799	0.017439	0.009334
F-statistic	564.0922	2750.090	7242.906
Log likelihood	327.2457	453.4492	559.0835
Akaike AIC	-3.671547	-5.165079	-6.415190
Schwarz SC	-3.356705	-4.850237	-6.100348
Mean dependent	-6.674088	-6.476169	-5.138599
S.D. dependent	0.271981	0.282711	0.245303



Estimations Vecteur Autoregressif  
 Canada, Spécification 2  
 Échantillon: 1962Q1 2004Q1  
 169 observations

Erreurs standards en ( ) t-statistics en [ ]

	Taxes	Dépenses	PIB
Taxes(-1)	0.581721 (0.08453) [ 6.88221]	0.033065 (0.03613) [ 0.91517]	0.051487 (0.02415) [ 2.13166]
Taxes(-2)	0.096327 (0.09665) [ 0.99671]	0.011296 (0.04131) [ 0.27343]	-0.058032 (0.02762) [-2.10132]
Taxes(-3)	0.079162 (0.09727) [ 0.81383]	0.014536 (0.04158) [ 0.34960]	-0.035909 (0.02780) [-1.29191]
Taxes(-4)	0.215342 (0.08262) [ 2.60637]	-0.022185 (0.03532) [-0.62818]	0.059181 (0.02361) [ 2.50665]
Dépenses(-1)	-0.483794 (0.19139) [-2.52780]	0.701086 (0.08181) [ 8.56979]	-0.070328 (0.05469) [-1.28593]
Dépenses(-2)	0.183834 (0.22919) [ 0.80209]	0.160849 (0.09797) [ 1.64186]	-0.008669 (0.06549) [-0.13237]
Dépenses(-3)	0.004721 (0.22904) [ 0.02061]	0.088467 (0.09790) [ 0.90362]	0.017215 (0.06545) [ 0.26303]
Dépenses(-4)	0.218615 (0.17991) [ 1.21515]	-0.000673 (0.07690) [-0.00875]	0.074029 (0.05141) [ 1.43999]
PIB(-1)	1.387816 (0.29657) [ 4.67950]	-0.134388 (0.12677) [-1.06010]	1.077965 (0.08475) [ 12.7198]
PIB(-2)	-0.471167	0.088453	0.032688

	(0.39891)	(0.17051)	(0.11399)
	[-1.18112]	[ 0.51874]	[ 0.28676]
PIB(-3)	-0.154215	0.272262	0.073998
	(0.38844)	(0.16604)	(0.11100)
	[-0.39701]	[ 1.63975]	[ 0.66665]
PIB(-4)	-0.699656	-0.208745	-0.246511
	(0.28576)	(0.12215)	(0.08166)
	[-2.44840]	[-1.70896]	[-3.01885]
C	-0.370091	0.027903	-0.133263
	(0.19289)	(0.08245)	(0.05512)
	[-1.91862]	[ 0.33841]	[-2.41766]
Q2	-0.001855	0.001735	-4.75E-05
	(0.00825)	(0.00353)	(0.00236)
	[-0.22491]	[ 0.49222]	[-0.02015]
Q3	-0.005933	-0.003579	0.001249
	(0.00817)	(0.00349)	(0.00233)
	[-0.72631]	[-1.02502]	[ 0.53495]
Q4	-0.004968	0.002395	0.000467
	(0.00825)	(0.00353)	(0.00236)
	[-0.60239]	[ 0.67934]	[ 0.19802]
TEMPS	0.000194	-0.000113	9.99E-05
	(0.00020)	(8.6E-05)	(5.7E-05)
	[ 0.96892]	[-1.31432]	[ 1.74631]
R2	0.983157	0.997205	0.998265
Adj. R2	0.981384	0.996911	0.998082
Sum sq. resids	0.212632	0.038850	0.017363
S.E. equation	0.037402	0.015987	0.010688
F-statistic	554.5355	3390.019	5465.033
Log likelihood	324.4981	468.1354	536.1916
Akaike AIC	-3.639030	-5.338881	-6.144280
Schwarz SC	-3.324189	-5.024039	-5.829438
Mean dependent	-6.714062	-6.516155	-5.178594
S.D. dependent	0.274127	0.287666	0.244041

Estimations Vecteur Autoregressif  
Canada, Spécification 3  
Échantillon: 1962Q1 2004Q1  
169 observations

Erreurs standards en ( ) t-statistics en [ ]

	Taxes	Dépenses	PIB	Inflation	Tx intérêt
Taxes(-1)	0.608559 (0.08624) [ 7.05682]	0.043895 (0.03612) [ 1.21510]	0.062083 (0.02468) [ 2.51522]	-6.836141 (3.84918) [-1.77600]	1.299574 (1.04465) [ 1.24403]
Taxes(-2)	0.171430 (0.09751) [ 1.75816]	0.003968 (0.04084) [ 0.09715]	-0.038621 (0.02791) [-1.38385]	-0.775652 (4.35215) [-0.17822]	-1.239077 (1.18115) [-1.04904]
Taxes(-3)	0.129869 (0.08650) [ 1.50129]	0.003651 (0.03624) [ 0.10074]	-0.028599 (0.02476) [-1.15505]	9.120960 (3.86114) [ 2.36224]	-0.936896 (1.04790) [-0.89407]
Dépenses(-1)	-0.433245 (0.20088) [-2.15676]	0.664315 (0.08415) [ 7.89464]	-0.053795 (0.05750) [-0.93564]	-6.316063 (8.96616) [-0.70443]	-2.027761 (2.43338) [-0.83331]
Dépenses(-2)	0.213372 (0.23231) [ 0.91849]	0.150715 (0.09731) [ 1.54875]	-0.008589 (0.06649) [-0.12917]	8.452637 (10.3690) [ 0.81518]	0.467210 (2.81410) [ 0.16602]
Dépenses(-3)	0.181209 (0.18564) [ 0.97611]	0.107590 (0.07777) [ 1.38350]	0.086535 (0.05314) [ 1.62857]	-5.721016 (8.28622) [-0.69043]	1.737541 (2.24884) [ 0.77264]
PIB(-1)	1.169083 (0.30936) [ 3.77909]	-0.161193 (0.12959) [-1.24388]	1.024593 (0.08854) [ 11.5715]	49.03510 (13.8081) [ 3.55118]	1.881786 (3.74745) [ 0.50215]
PIB(-2)	-0.424070 (0.42860) [-0.98943]	0.232275 (0.17954) [ 1.29372]	0.011833 (0.12268) [ 0.09646]	-37.00033 (19.1306) [-1.93410]	3.251074 (5.19194) [ 0.62618]
PIB(-3)	-0.569866 (0.31508) [-1.80865]	-0.007668 (0.13199) [-0.05810]	-0.043469 (0.09018) [-0.48201]	2.602683 (14.0635) [ 0.18507]	-3.144892 (3.81676) [-0.82397]
Inflation(-1)	-0.000643	-0.002201	6.88E-05	0.378938	0.007271

	(0.00183)	(0.00077)	(0.00052)	(0.08159)	(0.02214)
	[-0.35184]	[-2.87411]	[ 0.13152]	[ 4.64446]	[ 0.32835]
Inflation(-2)	0.000790	0.000919	-3.32E-05	0.022415	0.018990
	(0.00196)	(0.00082)	(0.00056)	(0.08741)	(0.02372)
	[ 0.40362]	[ 1.12056]	[-0.05924]	[ 0.25642]	[ 0.80047]
Inflation(-3)	0.001248	-0.000440	-1.17E-05	0.109911	0.026261
	(0.00171)	(0.00071)	(0.00049)	(0.07618)	(0.02067)
	[ 0.73118]	[-0.61550]	[-0.02405]	[ 1.44284]	[ 1.27025]
Tx intérêt(-1)	0.000403	0.000633	-0.002195	0.798504	1.088149
	(0.00683)	(0.00286)	(0.00196)	(0.30507)	(0.08280)
	[ 0.05902]	[ 0.22098]	[-1.12189]	[ 2.61741]	[ 13.1426]
Tx intérêt(-2)	-0.015097	0.000930	-0.000623	-0.773018	-0.232287
	(0.01005)	(0.00421)	(0.00288)	(0.44858)	(0.12174)
	[-1.50222]	[ 0.22080]	[-0.21671]	[-1.72326]	[-1.90802]
Tx intérêt(-3)	0.009183	-0.000549	0.000801	0.073193	0.050627
	(0.00688)	(0.00288)	(0.00197)	(0.30696)	(0.08331)
	[ 1.33530]	[-0.19041]	[ 0.40713]	[ 0.23844]	[ 0.60771]
C	0.117244	0.206800	0.118326	69.87810	6.638377
	(0.41309)	(0.17304)	(0.11824)	(18.4383)	(5.00406)
	[ 0.28382]	[ 1.19508]	[ 1.00076]	[ 3.78984]	[ 1.32660]
TEMPS	-0.000205	-0.000310	-0.000116	-0.066260	-0.006118
	(0.00039)	(0.00016)	(0.00011)	(0.01726)	(0.00469)
	[-0.53027]	[-1.91150]	[-1.04512]	[-3.83802]	[-1.30574]
Q2	-0.003753	0.001327	0.000176	-0.111317	0.109903
	(0.00856)	(0.00359)	(0.00245)	(0.38222)	(0.10373)
	[-0.43821]	[ 0.36986]	[ 0.07199]	[-0.29124]	[ 1.05947]
Q3	-0.009708	-0.003848	0.001027	-0.211829	0.043690
	(0.00853)	(0.00358)	(0.00244)	(0.38095)	(0.10339)
	[-1.13751]	[-1.07637]	[ 0.42058]	[-0.55605]	[ 0.42258]
Q4	-0.005560	0.001767	0.000837	-0.097413	-0.155313
	(0.00852)	(0.00357)	(0.00244)	(0.38033)	(0.10322)
	[-0.65254]	[ 0.49505]	[ 0.34316]	[-0.25613]	[-1.50470]
R2	0.983011	0.997293	0.998244	0.769967	0.971850
Adj. R2	0.980845	0.996948	0.998020	0.740634	0.968260
Sum sq. resids	0.214471	0.037635	0.017570	427.2855	31.47190

S.E. equation	0.037939	0.015893	0.010859	1.693425	0.459588
F-statistic	453.7690	2889.043	4457.894	26.24911	270.7381
Log likelihood	323.7705	470.8214	535.1871	-318.1789	-97.77270
Akaike AIC	-3.594917	-5.335164	-6.096888	4.002117	1.393760
Schwarz SC	-3.224515	-4.964762	-5.726486	4.372519	1.764162
Mean dependent	-6.714062	-6.516155	-5.178594	4.469682	8.318876
S.D. dependent	0.274127	0.287666	0.244041	3.325135	2.579679

Estimations Vecteur Autoregressif  
 Québec, Spécification 1  
 Échantillon: 1982Q1 2003Q1  
 85 observations

Erreurs standards en ( ) t-statistics en [ ]

	Taxes	Dépenses	PIB
Taxes(-1)	0.398056 (0.11930) [ 3.33669]	-0.006676 (0.02489) [-0.26821]	-0.016446 (0.01745) [-0.94226]
Taxes(-2)	-0.027058 (0.12635) [-0.21415]	0.051062 (0.02636) [ 1.93676]	-0.017686 (0.01849) [-0.95671]
Taxes(-3)	-0.176275 (0.13112) [-1.34436]	-0.033506 (0.02736) [-1.22462]	-0.016021 (0.01918) [-0.83514]
Taxes(-4)	0.015338 (0.12606) [ 0.12167]	0.014668 (0.02630) [ 0.55761]	0.024541 (0.01844) [ 1.33062]
Dépenses(-1)	-0.543491 (0.56231) [-0.96653]	0.792568 (0.11733) [ 6.75489]	-0.072294 (0.08227) [-0.87875]
Dépenses(-2)	0.326760 (0.72625) [ 0.44993]	0.189417 (0.15154) [ 1.24993]	-0.002859 (0.10625) [-0.02690]
Dépenses(-3)	0.638068 (0.68531) [ 0.93107]	0.202686 (0.14300) [ 1.41741]	0.009622 (0.10026) [ 0.09596]
Dépenses(-4)	-1.130642 (0.56491) [-2.00144]	-0.256948 (0.11788) [-2.17982]	-0.036078 (0.08265) [-0.43652]
PIB(-1)	-0.613605 (0.90625) [-0.67708]	0.186525 (0.18910) [ 0.98639]	1.212537 (0.13259) [ 9.14508]
PIB(-2)	1.993995	-0.322231	0.024270

	(1.37661)	(0.28725)	(0.20141)
	[ 1.44848]	[-1.12180]	[ 0.12051]
PIB(-3)	-0.367602	-0.104868	-0.240842
	(1.40145)	(0.29243)	(0.20504)
	[-0.26230]	[-0.35861]	[-1.17461]
PIB(-4)	0.062031	0.212811	-0.036450
	(0.91081)	(0.19005)	(0.13326)
	[ 0.06810]	[ 1.11975]	[-0.27353]
C	-4.331153	-0.317757	-0.838365
	(1.86833)	(0.38985)	(0.27335)
	[-2.31820]	[-0.81508]	[-3.06704]
TEMPS	0.000164	8.57E-05	0.000364
	(0.00089)	(0.00019)	(0.00013)
	[ 0.18483]	[ 0.46236]	[ 2.80032]
Q2	-0.002077	-0.009117	0.002999
	(0.02332)	(0.00487)	(0.00341)
	[-0.08905]	[-1.87364]	[ 0.87907]
Q3	0.013956	-0.000912	0.000753
	(0.02309)	(0.00482)	(0.00338)
	[ 0.60451]	[-0.18934]	[ 0.22303]
Q4	0.039855	-0.006907	-0.001437
	(0.02273)	(0.00474)	(0.00333)
	[ 1.75309]	[-1.45593]	[-0.43189]
R2	0.809646	0.929615	0.991552
Adj. R2	0.764857	0.913054	0.989565
Sum sq. resids	0.321951	0.014018	0.006891
S.E. equation	0.068808	0.014358	0.010067
F-statistic	18.07686	56.13256	498.8472
Log likelihood	116.3705	249.5691	279.7457
Akaike AIC	-2.338130	-5.472214	-6.182251
Schwarz SC	-1.849600	-4.983684	-5.693721
Mean dependent	-5.966059	-5.103183	-3.735813
S.D. dependent	0.141897	0.048692	0.098548