

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

CHOCS DE DÉPENSES GOUVERNEMENTALES AUX ÉTATS-UNIS :  
EFFETS ET ANTICIPATION FISCALE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

MAXIME LEROUX

FÉVRIER 2016



## REMERCIEMENTS

Au moment d'écrire ces remerciements, je me rend compte du nombre de personnes ayant influencé ma vie, d'une façon ou d'une autre, que ce soit mes parents, mes frères, mes ami(e)s, mes professeur(e)s ou bien des rencontres passagères. Toutes les personnes que j'ai côtoyées ont eu un impact sur mon cheminement personnel, mais dans certains cas ils ont aussi contribué, sans nécessairement le savoir, à la poursuite de ma scolarité jusqu'à la maîtrise.

Je repense à mes anciens collègues de classe lorsque j'étais en formation professionnelle qui m'ont fait réaliser que je ne pourrais m'en satisfaire. À mon premier professeur d'économie au CÉGEP qui m'a fait découvrir cette façon toute particulière de réfléchir aux problèmes. Comment oublier ces professeur(e)s d'économiques de l'Université de Sherbrooke et de l'UQAM si accessibles qu'on pouvait sans gêne débarquer dans leur bureau ou même virer une brosse avec certains et se revoir le lendemain matin en classe. Une seule page de remerciements ne suffit pas à rendre hommage à toutes ces personnes qui ont peuplé ma vie.

Certaines personnes ont toujours été présentes pour moi. Mes parents qui m'ont toujours encouragé dans mon parcours même si la finalité n'était pas toujours claire. Mes ami(e)s avec qui j'ai eu de ces soirées si arrosées qu'on les regrettaient presque le lendemain. Stéphanie qui a partagé ma vie pendant tout mon parcours universitaire, celle avec qui je pouvais décompresser et sur qui je pouvais compter durant les moments plus difficiles.

Finalement, j'aimerais remercier Dalibor et Foued, mon directeur et mon codirecteur, pour cette expérience plutôt spéciale qu'à été la réalisation de ce mémoire de maîtrise. Toute cette latitude qu'ils m'ont laissée, bien que parfois stressante, a rendu le travail beaucoup plus intéressant.



## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES . . . . .	vii
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	xi
RÉSUMÉ . . . . .	xiii
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	5
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE . . . . .	11
2.1 SVAR . . . . .	11
2.2 FAVAR . . . . .	13
2.3 Tests de causalité au sens de Granger . . . . .	17
2.4 Modèles estimés . . . . .	18
2.4.1 SVAR . . . . .	18
2.4.2 FAVAR . . . . .	19
2.5 Innovation . . . . .	21
CHAPITRE III	
DESCRIPTION DES DONNÉES . . . . .	23
3.1 Variables d'intérêt . . . . .	24
3.1.1 Dépenses gouvernementales . . . . .	24
3.1.2 Consommation . . . . .	24
3.1.3 Marché de l'emploi . . . . .	25
3.1.4 Autres . . . . .	26
3.2 Variables pour l'estimation des facteurs . . . . .	27
3.3 Structure factorielle de l'ensemble de données . . . . .	27
3.3.1 Diagramme d'éboulis et trace . . . . .	29
3.3.2 Tests statistiques . . . . .	30
3.3.3 Facteurs estimés . . . . .	33

CHAPITRE IV	
RÉSULTATS . . . . .	35
4.1 SVAR . . . . .	35
4.1.1 SVAR en niveau . . . . .	35
4.1.2 SVAR en première différence . . . . .	38
4.2 FAVAR . . . . .	39
4.3 Analyse de sensibilité . . . . .	42
CONCLUSION . . . . .	45
ANNEXE A	
DONNÉES . . . . .	47
ANNEXE B	
INFORMATION SUR LES FACTEURS . . . . .	57
ANNEXE C	
SENTIERS DE RÉPONSES . . . . .	63
ANNEXE D	
RÉSULTATS DES TESTS DE CAUSALITÉ . . . . .	79
ANNEXE E	
ANALYSE DE SENSIBILITÉ . . . . .	87
BIBLIOGRAPHIE . . . . .	105

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1 $R^2$ marginaux des variables du panel par catégorie . . . . .	28
3.2 Diagramme d'éboullis et trace . . . . .	30
3.3 Facteurs estimés . . . . .	33
B.1 $R^2$ marginaux des variables du panel par catégorie – 1979T3-2013T4 . . . . .	60
B.2 Diagramme d'éboullis et trace – 1979T3-2013T4 . . . . .	60
B.3 Facteurs estimés – 1979T3-2013T4 . . . . .	61
C.1 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – 1960T1-1996T4 . . . . .	64
C.2 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – 1960T1-2013T4 . . . . .	64
C.3 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Consommation et ses composantes – 1960T1-1996T4 . . . . .	65
C.4 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	65
C.5 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Marché du travail – 1960T1-1996T4	66
C.6 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Marché du travail – 1960T1-2013T4	66
C.7 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1960T1-2013T4 . . . . .	67
C.8 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses com- posantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	67
C.9 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1960T1- 2013T4 . . . . .	68
C.10 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1960T1-2013T4 . . . . .	69
C.11 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	69
C.12 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1960T1-2013T4	70
C.13 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1960T1-2013T4 . . . . .	71

C.14 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	71
C.15 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1960T1-2013T4	72
C.16 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1960T1-2013T4 . . . . .	73
C.17 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	73
C.18 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1960T1-2013T4	74
C.19 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – 1960T1-2013T4 . . . . .	75
C.20 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	75
C.21 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – Marché du travail – 1960T1-2013T4	76
C.22 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5X – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4 . . . . .	77
C.23 Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5X – Marché du travail – 1960T1-2013T4	77
E.1 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1960T1-1979T3 . . . . .	88
E.2 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1979T4-2013T4 . . . . .	88
E.3 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses com- posantes – 1960T1-1979T3 . . . . .	89
E.4 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses com- posantes – 1979T4-2013T4 . . . . .	89
E.5 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1960T1- 1979T3 . . . . .	90
E.6 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1979T4- 2013T4 . . . . .	90
E.7 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1960T1-1979T3 . . . . .	91
E.8 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1979T4-2013T4 . . . . .	91
E.9 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1960T1-1979T3 . . . . .	92
E.10 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1979T4-2013T4 . . . . .	92



E.11 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1960T1-1979T3	93
E.12 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1979T4-2013T4	93
E.13 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1960T1-1979T3 . . . . .	94
E.14 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1979T4-2013T4 . . . . .	94
E.15 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-1979T3 . . . . .	95
E.16 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes – 1979T4-2013T4 . . . . .	95
E.17 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1960T1-1979T3	96
E.18 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1979T4-2013T4	96
E.19 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1960T1-1979T3 . . . . .	97
E.20 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1979T4-2013T4 . . . . .	97
E.21 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-1979T3 . . . . .	98
E.22 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes – 1979T4-2013T4 . . . . .	98
E.23 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1960T1-1979T3	99
E.24 Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1979T4-2013T4	99



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
1.1 Effet d'un choc de dépenses gouvernementales positif . . . . .	6
3.1 Résultats des tests du nombre de facteurs . . . . .	32
A.1 Descriptif des données . . . . .	48
A.2 Sources . . . . .	56
B.1 5 $R^2$ marginaux les plus élevés par facteur . . . . .	58
B.2 Résultats du test d'Onatski (2006) . . . . .	59
B.3 Résultats des tests du nombre de facteurs – 1979T3-2013T4 . . . . .	61
B.4 Résultats du test d'Onatski (2006) 1979T3-2013T4 . . . . .	62
D.1 Résultats des tests de causalité – SVARs en niveau – 1960T1-1996T4 . . . . .	80
D.2 Résultats des tests de causalité – SVARs en niveau – 1960T1-2013T4 . . . . .	81
D.3 Résultats des tests de causalité – SVARs stationnaires – 1960T1-2013T4 . . . . .	82
D.4 Résultats des tests de causalité multivariés – SVAR stationnaires – 1960T1- 2013T4 . . . . .	83
D.5 Résultats des tests de causalité – GF – 1960T1-2013T4 . . . . .	84
D.6 Résultats des tests de causalité – GTF – 1960T1-2013T4 . . . . .	84
D.7 Résultats des tests de causalité – GYTF – 1960T1-2013T4 . . . . .	85
D.8 Résultats des tests de causalité – FM5 – 1960T1-2013T4 . . . . .	85
D.9 Résultats des tests de causalité – FM5X – 1960T1-2013T4 . . . . .	86
E.1 Résultats des tests de causalité – SVAR stationnaires . . . . .	100
E.2 Résultats des tests de causalité – GF, GTF et GYTF . . . . .	101
E.3 Résultats des tests de causalité – FM5 . . . . .	102
E.4 Résultats des tests de causalité – FM5X . . . . .	103



## RÉSUMÉ

L'effet qu'ont les chocs de dépenses gouvernementales sur l'activité économique a été amplement étudié par le passé, que ce soit empiriquement ou théoriquement, et il semble clair que la production est affectée positivement par des chocs de dépenses gouvernementales. Par contre, pour certaines variables, comme la consommation et le salaire, les théories se contredisent ainsi que les résultats des estimations empiriques. En plus de ces contradictions, les chocs identifiés avec la méthodologie autorégressive vectorielle structurelle (SVAR) seraient anticipés par les agents économiques, leur permettant donc de modifier leur comportement avant que les chocs de dépenses aient réellement lieu.

Ce mémoire a pour but de vérifier si la méthodologie SVAR permet d'identifier des chocs non anticipés et, advenant qu'ils soient anticipés, de tester si l'utilisation d'un plus grand ensemble d'information par l'utilisation de modèles autorégressifs vectoriels structurels augmentés de facteurs (FAVAR) permet de régler le problème d'anticipation fiscale. En plus de tester l'hypothèse d'anticipation fiscale, les sentiers de réponses des différents types de modèles sont également comparés pour déterminer si les effets changent selon la méthode utilisée. Accessoirement, ce mémoire décrit la façon d'estimer des FAVARs dans le contexte de la politique budgétaire.

Les résultats obtenus suggèrent que le simple fait de prendre en compte un plus grand ensemble d'information n'est pas suffisant pour estimer des chocs de dépenses gouvernementales qui ne sont pas anticipés par les agents économiques. La ressemblance des sentiers de réponses de SVARs ou de FAVARs pour certaines variables laisse également croire que les résultats obtenues de SVARs sont robustes à l'utilisation de plus grands ensembles d'information.

Mots-clés : chocs de dépenses gouvernementales, modèles à facteurs, anticipation fiscale, consommation, salaire



## INTRODUCTION

Lors de la Grande récession de 2008, les banques centrales des pays industrialisés ont toutes adopté des politiques monétaires expansionnistes prenant le forme de baisses de leur taux directeur et dans certains cas en utilisant des instruments de politique monétaire non conventionnels visant à affecter les taux de long terme ainsi qu'à augmenter les liquidités sur les marchés. En plus de ces mesures, les gouvernements de ces pays ont généralement mis en place des programmes de relance économique en augmentant les dépenses gouvernementales, les transferts vers les individus ou en réduisant le niveau de taxation. À titre d'exemple de l'ampleur potentielle de ces plans de relance, le bureau du Budget du Congrès (CBO) américain estime que pendant la période 2009-2019 le plan de relance économique des États-Unis (ARRA) aura creusé le déficit budgétaire américain de 830 milliards de dollars américain et que 95 % de cette somme avait déjà été dépensée au mois de décembre 2013. Cette hausse de déficit amena toutefois ses bénéfices ; un effet positif de 0,1 % à 0,4 % sur le PIB réel, une diminution du taux de chômage de 0,3 % et une augmentation située en 100 000 et 500 000 du nombre d'emploi équivalent temps plein (Congressional Budget Office, 2014).

L'effet sur l'activité économique des hausses de dépenses gouvernementales semble donc clair, il est positif. Toutefois, certaines questions demeurent. Quel est l'effet de ces plans de relance sur la consommation ? Ou bien sur le salaire des travailleurs ? Pour ces deux cas les différentes théories se contredisent ; dans une optique purement néoclassique un agent optimisant anticiperait qu'une hausse temporaire de dépenses gouvernementales s'accompagnerait nécessairement d'une éventuelle hausse du niveau de taxation et cet agent réduirait donc sa consommation aujourd'hui afin d'épargner la future hausse de taxes. Ce même agent optimisant serait affecté négativement par un effet revenu et augmenterait donc son offre de travail menant alors à une diminution du salaire d'équilibre. Dans le cas keynésien, une hausse des dépenses gouvernementales augmenterait le revenu

des ménages ce qui ferait également augmenter leur consommation ainsi que la demande de travail menant alors à une hausse du salaire d'équilibre. Ces mêmes résultats peuvent également être obtenu dans un cadre néoclassique auquel sont ajoutées des composantes néo-keynésiennes telles que des habitudes ou bien des agents « règle de pouce ». Depuis la fin des années 1990, plusieurs chercheurs se sont attelés à la tâche de déterminer quels sont les effets des politiques budgétaires sur l'économie, que ce soit des changements dans le niveau de taxation ou bien dans celui des dépenses gouvernementales. Évidemment, comme pour bien d'autres sujets, les résultats diffèrent selon la méthodologie utilisée. Les auteurs utilisant l'approche narrative trouvent généralement que la consommation ainsi que le salaire diminue suite à un choc non anticipé des dépenses gouvernementales. À l'inverse, les auteurs qui utilisent la modélisation autorégressive vectorielle structurale (SVAR) trouvent généralement que la consommation et le salaire augmentent. Ces deux approches ont toutefois des lacunes importantes lors de l'identification de chocs de dépenses gouvernementales. Dans le cas de l'approche narrative, les chocs identifiés sont des chocs de dépenses militaires et ces derniers n'ont probablement pas le même effet sur l'économie que le type de dépenses typiquement mis en place lors d'un plan de relance économique. L'approche SVAR souffre quant à elle du problème d'anticipation fiscale ; les agents économiques sont en mesure de prévoir des hausses de dépenses gouvernementales ainsi les chocs identifiés avec un SVAR ne sont peut-être pas fondamentaux (Forni et Gambetti, 2010).

Les deux approches ont également un problème commun ; l'information pouvant être utilisée est restreinte. Cette restriction, en plus de pouvoir causer des problèmes d'anticipation (Leeper *et al.*, 2008), amène trois autres problèmes identifiés par Bernanke *et al.* (2005). Si les agents économiques et les décideurs publiques ont un ensemble d'information plus grand que celui utilisé par l'économètre, l'estimation des chocs risque d'être contaminée, il peut être difficile de choisir quelle variable utiliser pour représenter un concept économique. Quelle variable utiliser pour représenter l'activité économique ? Qu'est-ce qui mesure le plus fidèlement possible la vigueur du marché du travail ? Les réponses à ces questions sont loins d'être simples et l'économètre doit au final faire des



choix arbitraires qui peuvent affecter les résultats. Idéalement, l'économètre voudrait aussi connaître l'impact d'un choc de dépenses gouvernementales sur un grand nombre de variables macroéconomiques sans avoir à modifier son modèle pour chacune des variables, mais les approches économétriques conventionnelles lui permettent uniquement d'estimer l'effet sur les quelques variables incluses dans son modèle. Il doit donc avoir différentes versions du modèle selon les variables d'intérêts.

Le but de ce mémoire est de corriger ces lacunes en utilisant des modèles autorégressifs vectoriels structurels augmentés de facteurs (FAVAR) pour estimer l'effet des chocs de dépenses gouvernementales sur les différentes composantes de la consommation ainsi que sur une multitude de variables reliées au marché du travail. Plus précisément, il s'agit de déterminer si les approches économétriques utilisées normalement permettent effectivement d'identifier des chocs qui ne sont pas anticipés par les agents économiques, si les sentiers de réponses estimés sont semblables à ceux générés par des FAVARs et si ces derniers sont affectés par le problème d'anticipation fiscale. Pour répondre à cette question, une reproduction partielle des résultats de Fatás et Mihov (2001) est effectuée pour s'assurer d'une base de comparaison établie. Différents tests sont effectués pour vérifier que les modèles estimés incorporent suffisamment d'information pour que les chocs identifiés ne soient pas anticipés. Plusieurs FAVARs sont par la suite estimés pour comparer les sentiers de réponses obtenus tout en vérifiant que les chocs identifiés ne sont pas anticipés.



## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

Depuis l'article fondateur de Blanchard et Perotti (2002), un grand nombre d'articles portant sur l'effet des chocs de dépenses gouvernementales ont été publiés, soit en utilisant la méthodologie SVAR ou bien en utilisant l'approche narrative. Les résultats de ces publications concordent sur l'effet des chocs sur certaines variables alors que pour d'autres, les résultats appuient une théorie ou bien une autre. Dans le premier cas, il y a l'impact sur le PIB, que ce soit avec la méthodologie SVAR (Blanchard et Perotti, 2002; Fatás et Mihov, 2001; Perotti, 2002) ou l'approche narrative (Ramey et Shapiro, 1998; Edelberg *et al.*, 1999; Burnside *et al.*, 2004; Ramey, 2011). Un choc de dépenses gouvernementales positif est suivi d'une augmentation du PIB. Ramey (2011), en utilisant les deux approches, estime d'ailleurs que le multiplicateur budgétaire est situé entre 0,8 et 1,5; l'approche narrative donnant les plus bas estimés alors que les SVARs concluent à des multiplicateurs plus élevés. Pour ce qui est des résultats qui divergent selon l'approche utilisée, on retrouve la consommation et ses composantes qui augmentent après un choc positif dans le cas des SVARs alors qu'elles diminuent avec l'approche narrative, puis le salaire qui augmente également avec les SVARs tandis qu'il diminue en employant l'approche narrative. Le tableau 1.1 donne un aperçu de la divergence qui existe entre les deux méthodes d'estimation.

Tableau 1.1: Effet d'un choc de dépenses gouvernementales positif

Article	Approche	Consommation	Salaire
Ramey et Shapiro (1998)	Narrative	Diminution	Diminution
Edelberg <i>et al.</i> (1999)	Narrative	Diminution	Diminution
Burnside <i>et al.</i> (2004)	Narrative	Augmentation	Diminution
Fatás et Mihov (2001)	SVAR	Augmentation	Augmentation
Blanchard et Perotti (2002)	SVAR	Augmentation	
Monacelli et Perotti (2010)	SVAR	Augmentation	
Monacelli <i>et al.</i> (2010)	SVAR	Augmentation	Augmentation
Perotti (2007)	SVAR	Augmentation	Augmentation
Monacelli et Perotti (2008)	SVAR	Augmentation	Augmentation
Ramey (2011)	Narrative	Diminution	Diminution
Ramey (2011)	EVAR	Diminution	Diminution
Mountford et Uhlig (2009)	SVAR	Augmentation	
Enders <i>et al.</i> (2011)	SVAR	Augmentation	
Bouakez <i>et al.</i> (2010)	SVAR	Augmentation	
Fragetta et Melina (2011)	SVAR	Augmentation	Augmentation
Pappa (2009)	SVAR		Augmentation

Les deux approches sont par contre toutes deux touchées par un problème provenant de la nature du choc qu'elles tentent d'identifier ; l'anticipation des agents économiques. Lorsque des gouvernements décident de mettre en place des plans de relance économique constitués de hausses de dépenses gouvernementales et de baisses de taxes, ils font face à deux types de délai : les délais législatifs inhérents à toutes démocraties et les délais d'application du plan. Ces deux types de délai font en sorte que les changements de dépenses gouvernementales ou de taxes provenant de tels plans peuvent être anticipés par les agents économiques et ces derniers peuvent donc réagir bien avant que les changements soient effectifs. Ramey (2011) montrent d'ailleurs que les chocs identifiés par les SVARs sont anticipés par le secteur privé et que ces chocs sont causés au sens de Granger par les épisodes militaires d'envergure du 20<sup>e</sup> siècle et du début du 21<sup>e</sup> siècle. En décalant les épisodes militaires de l'approche narrative pour imiter le problème d'an-

ticipation des SVARs, Ramey (2011) génère même des résultats semblables à ceux des SVARs. Tenhofen et Wolff (2007) passent, quant à eux, par le chemin inverse pour montrer que l'anticipation fiscale est présente dans les SVARs. Ils estiment un SVAR en permettant une anticipation d'un trimestre et trouvent une baisse de la consommation suivant un choc de dépenses gouvernementales alors que la consommation augmente dans leur SVAR conventionnel. Le problème d'anticipation fiscale n'est toutefois pas nécessairement présent dans tous les SVARs. Bouakez *et al.* (2010, 2014) vérifient si les chocs qu'ils identifient avec un SVAR sont anticipés et concluent qu'ils identifient bien des chocs non anticipés.

Du point de vue théorique, si l'anticipation fiscale n'est pas prise en compte par l'économètre lorsqu'il estime l'effet des chocs de dépenses, il se retrouve à considérer un ensemble d'information plus petit que celui des agents économiques. Cette discordance entre l'information considérée par l'économètre et celle détenue par les agents économiques fait en sorte que les chocs structurels identifiés par l'économètre ne dépendent pas uniquement du présent et du passé des variables fiscales, mais également de leur futur. L'anticipation fiscale génère donc une représentation moyenne mobile non fondamentale.

Le problème de représentations non fondamentales peut être vu avec le modèle suivant :

$$X_t = B(L)u_t \tag{1.1}$$

où  $X_t = [X_{1,t}, \dots, X_{n,t}]'$  est un vecteur de variables faiblement stationnaires observées par l'économètre,  $u_t = [u_{1,t}, \dots, u_{q,t}]'$  est une matrice de  $q$  chocs structurels observés par les agents économiques et  $B(L)$  est une matrice de polynômes de retard de format  $n \times q$ . avec  $n \geq q$ . Selon cette représentation moyenne mobile, les fluctuations dans  $X_t$  proviennent du présent et du passé de  $u_t$ , mais les fluctuations de  $u_t$  sont générées par le présent et le passé de  $X_t$  uniquement si la représentation (1.1) est fondamentale. Si elle l'est, les chocs  $u_t$  sont également fondamentaux et observer les séries dans  $X_t$  équivaut à observer directement les chocs que les agents économiques perçoivent.

Dans le système (1.1), il est improbable que la représentation moyenne mobile ne soit

pas fondamentale puisque c'est un système rectangulaire (Forni et Gambetti, 2010), or, lors de l'estimation, ce n'est plus un modèle rectangulaire qui est estimé, mais bien un sous-ensemble de variables formant un modèle carré avec autant de variables que de chocs fondamentaux. Dans une telle situation, il est plus probable que la représentation ne soit pas fondamentale et il se peut même qu'aucun sous-ensemble de variables choisies par l'économètre admette une représentation fondamentale. La situation suivante, tirée de Forni et Gambetti (2010) est un bon exemple de représentations non fondamentales provenant d'anticipation fiscale<sup>1</sup>.

Supposons un modèle de croissance avec offre de travail inélastique. L'équation d'accumulation du capital d'équilibre est :

$$k_t = \lambda_1 k_{t-1} - \lambda_2^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} \Theta^i E_t(v_0 a_{t+i+1} - v_1 a_{t+i} + \psi \tau_{t+i+1}) \quad (1.2)$$

où  $k_t$  est le logarithme du capital,  $a_t$  celui de la technologie et  $\tau$  le taux de taxation, tous les 3 en écart à leur valeur à l'état stationnaire. La technologie et la taxation suivent les processus suivants :

$$a_t = \mu_{A,t} \quad (1.3)$$

$$\tau_t = \mu_{\tau,t-2} \quad (1.4)$$

où  $\mu_{\tau,t}$  et  $\mu_{A,t}$  sont les chocs structurels observés par les agents économiques. L'anticipation fiscale est introduite à l'équation (1.4) où le retard de deux périodes vient ajouter un délai entre la perception (annonce) d'un choc de taxation et le mouvement effectif des taxes. En isolant  $k_t$  et en écrivant les trois équations sous forme vectorielle on obtient la représentation moyenne mobile suivante<sup>2</sup> :

---

1. Les auteurs s'inspirent eux-mêmes de Leeper *et al.* (2008).

2. La représentation est celle d'un sous-ensemble de variables, mais c'est suffisant pour illustrer la problématique.

$$\begin{pmatrix} a_t \\ k_t \\ \tau_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ \frac{-\lambda_2^{-1}\psi(L+\Theta)}{1-\lambda_1 L} & \frac{\lambda_2^{-1}v_1}{1-\lambda_1 L} \\ L_2 & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{\tau,t} \\ \mu_{A,t} \end{pmatrix} \quad (1.5)$$

Si pour l'estimation on considère uniquement les deux premières variables (la technologie et le capital) le déterminant de la sous-matrice  $B(L)^*$  est  $\frac{-\lambda_2^{-1}\psi(z+\Theta)}{1-\lambda_1 z}$  qui est égal à 0 si  $z = -\Theta$ . Comme  $|\Theta|$  se trouve dans le cercle unitaire la représentation moyenne mobile du modèle n'est pas fondamentale. Si les deux dernières variables étaient conservées le déterminant serait  $\frac{-z^2\lambda_2^{-1}v_1}{1-\lambda_1 z}$  et il serait égal à 0 si  $z = 0$ , encore une fois une valeur située à l'intérieur du cercle unitaire<sup>3</sup>. L'anticipation fiscale dans ce modèle fait donc en sorte que les chocs estimés ne sont pas fondamentaux peu importe la combinaison de deux variables utilisée. Cette façon d'aborder les représentations non fondamentales rejoint également celle de Lütkepohl (2012) qui note que la non-fondamentalité des chocs provient entre autre de biais de variables omises et que de ne pas en omettre réglerait le problème alors que régler le problème de non-fondamentalité sans ajouter d'information n'éliminerait pas le biais de variables omises.

En plus des problèmes d'anticipation fiscale et de représentation non-fondamentale, Bernanke *et al.* (2005) relèvent également que l'utilisation de SVARs est également problématique dans son application. Le fléau de la dimension fait en sorte qu'un nombre limité de variables peuvent être ajoutées dans un SVAR, mais comment les choisir ? Quelles variables devraient être utilisées pour représenter le concept d'activité économique ? Quelles variables devraient être utilisées pour déterminer l'impact d'un choc sur le marché du travail ? En restreignant le nombre de variables d'un SVAR, on restreint également le nombre de fonctions de réponse, mais l'intérêt d'un chercheur porte rarement sur une seule variable. Pour contourner ce problème, la méthode typiquement utilisée dans la littérature consiste à estimer un SVAR avec un certain nombre de variables de base en ajoutant une seule variable d'intérêt à la fois et de le réestimer pour

---

3. Pour la première et la dernière variable le déterminant serait de  $z^2$  et il serait égal à 0 si  $z = 0$ .

tous les cas, mais cette façon de faire implique que les sentiers de réponses des variables d'intérêt sont toutes des réactions à des chocs de dépenses gouvernementales différents puisque ceux-ci sont identifiés avec autant de modèles qu'il y a de variables d'intérêt.

L'une des façons de résoudre ces problèmes consiste à utiliser des modèles à facteurs. Ces modèles, dit riches en données, permettent d'inclure dans l'estimation autant de variables que désirées et de générer des sentiers de réponses pour toutes les variables incluses ; ils pourraient donc régler le problème de variables omises et de non-fondamentalité simultanément. Bernanke *et al.* (2005) proposent l'utilisation de FAVARs dans le contexte de la politique monétaire et trouvent que l'information supplémentaire permet de régler le *price puzzle*<sup>4</sup>. Boivin *et al.* (2010) répètent ce que Bernanke *et al.* font, mais dans ce cas-ci pour le Canada et trouvent également que le FAVAR règle le *price puzzle*, mais également le *exchange rate puzzle* et le *delayed overshooting puzzle* du taux de change. Forni et Gambetti (2014) quant à eux se servent d'un FAVAR pour comparer l'effet des chocs technologiques selon l'utilisation d'un SVAR ou d'un FAVAR et concluent que le SVAR à deux variables qu'ils estiment ne contient pas assez d'information pour identifier des chocs technologiques structurels, mais que la spécification FAVAR identifie de tels chocs. Forni et Gambetti (2010) vérifient également si le problème d'anticipation fiscale peut être résolu en utilisant un modèle à facteurs dynamiques et trouvent que les chocs identifiés ne sont pas anticipés par les agents économiques.

---

4. Les prix augmentent suite à une hausse du taux d'intérêt de la banque centrale lorsque l'estimation se fait par SVAR.



## CHAPITRE II

### MÉTHODOLOGIE

La méthodologie utilisée dans ce mémoire est en deux temps. Des modèles SVARs sont estimés pour s'assurer que les résultats obtenus sont conformes aux résultats rapportés dans la littérature. Des tests de causalité sont utilisés afin de déterminer si les SVARs englobent assez d'information pour identifier tous les chocs structurels ou si les chocs structurels de dépenses gouvernementales sont anticipés. Advenant que les chocs structurels ne soient pas fondamentaux, l'utilisation de FAVARs pourrait régler ce problème, mais il se pourrait que les chocs identifiés avec les FAVARs soient également anticipés. Dans le cas où les chocs structurels des SVARs ne seraient pas anticipés ou qu'ils seraient fondamentaux, l'utilisation de FAVARs serait tout de même pertinente pour vérifier que les sentiers de réponses générés par les FAVARs sont similaires à ceux générés par les SVARs.

#### 2.1 SVAR

Le modèle à estimer peut être représenté par sa forme structurelle selon la façon de Lütkephol (2005) :

$$AY_t = \Theta(L)Y_{t-1} + B\epsilon_t \quad (2.1)$$

où  $Y_t = [Y_{1,t}, \dots, Y_{M,t}]'$ ,  $\epsilon_t = [\epsilon_{1,t}, \dots, \epsilon_{M,t}]'$ ,  $A$  et  $B$  sont des matrices  $M \times M$  qui représentent respectivement le lien contemporain entre les variables incluses dans  $Y_t$  et le lien contemporain entre les chocs structurels, et où  $\Theta(L)$  est un polynôme de retard. Pour

estimer le modèle il faut passer à la forme réduite en prémultipliant (2.1) par  $A^{-1}$  :

$$A^{-1}AY_t = A^{-1}\Theta(L)Y_{t-1} + A^{-1}B\epsilon_t \quad (2.2)$$

$$Y_t = \Theta^*(L)Y_{t-1} + \mu_t \quad (2.3)$$

où  $\mu_t = A^{-1}B\epsilon_t$  est le vecteur de chocs de forme réduite et  $\Theta^*(L) = A^{-1}\Theta(L)$  est son polynôme de retard. En isolant  $Y_t$ , nous obtenons la représentation moyenne mobile de la forme réduite :

$$\begin{aligned} Y_t &= (I - \Theta^*(L)L)^{-1}\mu_t \\ &= C(L)\mu_t \\ &= \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i \mu_t. \end{aligned} \quad (2.4)$$

Cette représentation permet d'écrire l'expression de la fonction de réponse et d'évaluer l'impact sur  $Y_{i,t+h}$  d'un choc  $h$  périodes en avance sur la variable  $j$ ,

$$Y_{t+h} = \sum_{i=0}^{\infty} C_i \mu_{t+h-i} \quad (2.5)$$

$$\frac{\partial Y_{i,t+h}}{\partial \mu_{j,t}} = C_{h,j}^{(i)}. \quad (2.6)$$

Or, on ne peut donner une interprétation économique à ces chocs puisqu'ils sont des combinaisons des chocs structurels  $\epsilon_t$  qui eux ont une interprétation économique. On peut toutefois utiliser le lien entre les chocs de forme réduite et les chocs structurels pour réécrire (2.4) sous sa forme structurelle :

$$\begin{aligned} Y_t &= C(L)A^{-1}B\epsilon_t \\ &= A(L)\epsilon_t \end{aligned} \quad (2.7)$$

Il faut donc estimer les matrices  $A^{-1}$  et  $B$ . Pour ce faire on utilise la matrice de variance-covariance des chocs de forme réduite :

$$\Sigma_\mu = A^{-1}B\Omega B' A^{-1'}. \quad (2.8)$$

En standardisant les chocs structurels ( $\Omega = I$ ), il ne reste plus qu'à estimer  $A^{-1}$  et  $B$ . Toutefois, puisque  $\Sigma_\mu$  est symétrique, on fait face à un système d'équations sous-identifié ; on ne peut pas identifier les  $2M^2$  éléments de  $A^{-1}$  et de  $B$  avec les  $M(M+1)/2$

éléments différents de  $\Sigma_\mu$ . Il faut donc poser  $2M^2 - M(M + 1)/2$  restrictions. Ici les restrictions supplémentaires sont que  $B$  est une matrice identité et que  $A^{-1}$  est une matrice triangulaire par le bas<sup>1</sup>. Ce type d'identification implique qu'un choc structurel sur la première variable a un impact contemporain sur toutes les variables, mais que la suivante n'a pas d'effet à court terme sur la première; un choc sur la dernière variable n'a donc pas d'effet à court terme sur toutes les autres variables.

Après l'estimation de  $A^{-1}$  on a la représentation moyenne mobile de la forme structurelle

$$Y_t = A(L)\epsilon_t \quad (2.9)$$

avec laquelle on obtient la fonction de réponse ainsi que l'effet du choc structurel  $j$  sur la variable  $i$ ,

$$Y_{t+h} = \sum_{i=0}^{\infty} A_i \mu_{t+h-i} \quad (2.10)$$

$$\frac{\partial Y_{i,t+h}}{\partial \epsilon_{j,t}} = A_{h,j}^{(i)}. \quad (2.11)$$

## 2.2 FAVAR

L'utilisation d'un FAVAR repose sur les mêmes méthodes que l'estimation d'un SVAR à la seule différence que certaines variables dans le FAVAR sont des facteurs latents et alors que d'autres sont des facteurs observés. En passant directement à la forme réduite on peut écrire le FAVAR de la façon suivante :

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ F_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_{y,y}(L) & C_{y,f}(L) \\ C_{f,y}(L) & C_{f,f}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{y,t} \\ \mu_{f,t} \end{pmatrix} \quad (2.12)$$

---

1. Cela revient à appliquer une décomposition de Choleski sur  $\Sigma_\mu$ . D'autres types d'identification sont également possibles. Par exemple, Blanchard et Perotti (2002) imposent des restrictions en se servant d'élasticités estimées en dehors du modèle et Mountford et Uhlig (2009) utilisent des restrictions de signes en se servant de matrices de rotation.

où  $Y_t$  est un vecteur de facteurs observés et  $F_t = [F_{1,t}, \dots, F_{k,t}]'$  est un vecteur de facteurs latents ; les deux groupes ayant chacun leur lot de chocs de forme réduite,  $\mu_{y,t}$  et  $\mu_{f,t}$ <sup>2</sup>. La différence entre l'estimation d'un FAVAR et d'un SVAR provient du fait que les facteurs latents  $F_t$  ne sont pas observés et doivent donc être estimés.

L'estimation de ces facteurs latents passe par l'utilisation d'un panel de variables macroéconomiques pouvant s'exprimer sous la forme statique d'un modèle à facteurs comme suit :

$$X_t = \Lambda^F F_t + \Lambda^Y Y_t + \xi_t \quad (2.13)$$

où  $X_t$  est un vecteur  $N \times 1$  de variables macroéconomiques stationnaires et standardisées avec un nombre  $N$  beaucoup plus grand que le nombre total de facteurs  $k + M$ ,  $\Lambda^F$  et  $\Lambda^Y$  sont des matrices de poids de formats  $N \times k$  et  $N \times M$ , et  $\xi_t$  est un vecteur  $N \times 1$  d'erreurs idiosyncratiques non corrélées avec les facteurs à tous les décalages temporels.

Bernanke *et al.* (2005) proposent deux façons d'estimer le FAVAR. La première estime simultanément tous les éléments de (2.13) et de (2.12) en utilisant la méthode Bayésienne tandis que la deuxième estime le FAVAR en deux étapes : estimation des facteurs latents en utilisant l'analyse en composantes principales (ACP) puis estimation de l'équation (2.12) en remplaçant  $F_t$  par son estimé,  $\hat{F}_t$ . La première méthode étant demandante computationnellement, uniquement la méthode en deux étapes est utilisée<sup>3</sup>.

La première étape, l'ACP, consiste à estimer les facteurs latents en considérant qu'il n'y a pas de facteurs observés, donc que  $X_t$  ne dépend pas de  $Y_t$ ,

$$X_t = \Lambda^F F_t + e_t. \quad (2.14)$$

---

2. Il est bon de remarquer que la forme réduite du SVAR est imbriquée dans celle du FAVAR ; si  $C_{y,f}(L) = C_{f,y}(L) = 0$  le système (2.12) est composé de deux VARs.

3. Bernanke *et al.* utilisent les deux méthodes et ne trouvent pas de différences qualitatives en ce qui concerne l'effet de la politique monétaire.

Cela revient à minimiser la somme des erreurs idiosyncratiques au carré :

$$V(k) = \min_{\Lambda, F^k} (MT)^{-1} \sum_{i=1}^M \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \lambda_i^k F_t^k)^2. \quad (2.15)$$

On peut voir avec (2.14) qu'on ne peut estimer directement  $F_t$ . En multipliant  $\Lambda^F$  par  $H^{-1}$  et pré multipliant  $F_t$  par  $H$  on obtient :

$$X_t = \Lambda^{*F} F_t^* + e_t \quad (2.16)$$

où  $\Lambda^{*F} = H^{-1}\Lambda^F$  et  $F_t^* = F_t H$ . Il y a donc un problème d'équivalence observationnelle. Il faut alors imposer  $k^2$  restrictions. Bai et Ng (2002) proposent soit  $F_t' F_t / T = I$  avec  $\Lambda^{F_t'} \Lambda_t^F$  restreinte à une matrice diagonale ou bien que  $\Lambda^{F_t'} \Lambda_t^F / N = I$  et que  $F_t' F_t / T$  est diagonale. Le choix de la restriction n'a toutefois pas d'impacts sur le contenu informationnel de la composante commune. Les facteurs et les poids trouvés sont différents, mais le minimum de  $V(k)$  est le même. En choisissant la première restriction, la solution algébrique du problème de minimisation fait en sorte que  $\hat{F}_t$  est composé de  $k$  vecteurs propres associés aux  $k$  plus grandes valeurs propres de la matrice  $X_t X_t'$ , multipliées par  $\sqrt{T}$ . L'estimé de  $\Lambda^F$  est  $\hat{\Lambda}^F = X_t' \hat{F}_t / T$ .

Une dernière étape est encore nécessaire pour l'estimation des facteurs latents. En utilisant la représentation de l'équation (2.14) au lieu de celle de (2.13), les facteurs estimés ont également capturé l'effet de  $Y_t$  sur  $X_t$ , il faut donc purger les facteurs estimés de leur lien contemporain avec  $Y_t$ . La méthode utilisée pour purger ce lien est celle de Boivin *et al.* (2010) où les auteurs commencent par estimer une première fois  $\hat{F}_t$  pour ensuite passer à la procédure suivante :

1. Régresser  $X_t$  sur  $\hat{F}_t$  et  $Y_t$  pour obtenir  $\hat{\Lambda}^Y$  et  $\hat{\Lambda}^F$
2. Générer  $\tilde{X}_t = X_t - \hat{\Lambda}^Y Y_t$
3. Estimer de nouveau  $\hat{F}_t$ , mais en utilisant  $\tilde{X}_t$
4. Refaire les étapes 1 à 3 jusqu'à convergence

Avec les  $k$  facteurs finaux, on peut estimer l'équivalent du système d'équations (2.12),

mais en remplaçant  $F_t$  par  $\hat{F}_t$ .

$$\begin{pmatrix} Y_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} C_{y,y}(L) & C_{y,f}(L) \\ C_{f,y}(L) & C_{f,f}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mu_{y,t} \\ \mu_{f,t} \end{pmatrix} \quad (2.17)$$

Avec la forme réduite estimée on peut passer à sa forme structurelle :

$$\begin{aligned} \begin{pmatrix} Y_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} C_{y,y}(L) & C_{y,f}(L) \\ C_{f,y}(L) & C_{f,f}(L) \end{pmatrix} A^{-1} B \begin{pmatrix} \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} A_{y,y}(L) & A_{y,f}(L) \\ A_{f,y}(L) & A_{f,f}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{pmatrix}. \end{aligned} \quad (2.18)$$

Comme pour un SVAR conventionnel, il faut estimer les matrices  $A^{-1}$  et  $B$  en utilisant la matrice de variance-covariance des chocs de forme réduite du FAVAR :

$$\Sigma_\mu = A^{-1} B \Omega B' A^{-1'}. \quad (2.19)$$

Les restrictions à imposer sur les matrices  $A^{-1}$  et  $B$  sont du même type que celles d'un SVAR, mais dans ce cas-ci elles peuvent être considérées comme moins arbitraires. Par exemple, dans le cas d'un SVAR avec une variable de consommation en plus du PIB et des dépenses gouvernementales, il faudrait restreindre la relation de court terme entre la consommation et le PIB, mais quelle variable devrait avoir un impact à court terme sur l'autre ? Les FAVARs contournent ce problème puisqu'ils peuvent être utilisés seulement en utilisant les dépenses gouvernementales comme facteur observé et donc en restreignant uniquement le lien à court terme entre les facteurs et non entre les variables utilisées pour estimer les facteurs. Les restrictions posées sont également que  $B$  est une matrice identité et que  $A^{-1}$  est une matrice triangulaire par le bas.

Alors que pour le SVAR uniquement les fonctions de réponse des variables incluses directement dans le SVAR pouvaient être estimées, l'utilisation d'un FAVAR permet également l'estimation des fonctions de réponse pour toutes les variables comprises dans

$X_t$  par l'intermédiaire de  $\hat{F}_t$ ,  $Y_t$ ,  $\hat{\Lambda}^F$  et  $\hat{\Lambda}^Y$  :

$$X_t = \begin{pmatrix} \hat{\Lambda}^Y & \hat{\Lambda}^F \end{pmatrix} \begin{pmatrix} A_{y,y}(L) & A_{y,f}(L) \\ A_{f,y}(L) & A_{f,f}(L) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \epsilon_{y,t} \\ \epsilon_{f,t} \end{pmatrix} + \xi_t \quad (2.20)$$

$$\frac{\partial X_{i,t+h}}{\partial \epsilon_{j,t}} = \begin{pmatrix} \hat{\Lambda}_i^Y & \hat{\Lambda}_i^F \end{pmatrix} \begin{pmatrix} A_{y,j}^h \\ A_{f,j}^h \end{pmatrix} \quad (2.21)$$

### 2.3 Tests de causalité au sens de Granger

Après l'estimation des SVARs et des FAVARs, deux types de test de causalité au sens de Granger sont utilisés. Le premier vise à déterminer si un SVAR contient assez d'informations pour identifier tous les chocs structurels –si augmenter le SVAR de facteurs est nécessaire– alors que le second vise uniquement à déterminer si les chocs structurels de dépenses gouvernementales sont anticipés ou non.

La première procédure de test, développée par Forni et Gambetti (2014), consiste à déterminer si des facteurs latents causent au sens de Granger les variables incluses dans le SVAR, et ce, simultanément. Forni et Gambetti (2014) utilisent pour ce faire le test de causalité multivarié mis au point par Gelper et Croux (2007). Le test de Gelper et Croux (2007) se résume à comparer la performance prévisionnelle hors-échantillon d'un VAR incluant  $n_1$  variables à une version de ce VAR augmentée d'autres variables sans qu'elles soient modélisées. Donc de vérifier si ce modèle de prévision

$$Y_{1,t} = \Theta(L)Y_{1,t-1} + B(L)Y_{2,t-1} + u_t$$

est meilleur que le suivant

$$Y_{1,t} = \Theta(L)Y_{1,t-1} + u_t.$$

Si le modèle augmenté de  $Y_{2,t}$  est significativement meilleur en prévision hors-échantillon que l'autre,  $Y_{2,t}$  cause au sens de Granger  $Y_{1,t}$ . Forni et Gambetti (2014) appliquent récursivement ce test en commençant par vérifier si le premier facteur cause  $Y_t$ , si les deux premiers facteurs causent  $Y_t$  et ainsi de suite. Ensuite le premier facteur est ajouté

à  $Y_t$  pour vérifier si le deuxième facteur cause  $Y_t$  et  $F_{1,t}$  en augmentant le nombre de facteurs à chaque test.

Pour vérifier si les chocs structurels de dépenses gouvernementales sont anticipés ou non, un test de causalité au sens de Granger univarié est utilisé. On estime donc le modèle suivant :

$$\epsilon_t^G = \rho(L)\epsilon_{t-1}^G + B(L)X_{t-1} + u_t \quad (2.22)$$

où  $\epsilon_t^G$  est le vecteur de chocs de dépenses gouvernementales structurels identifiés et on teste si  $B(L)$  est égal à zéro. Si on rejette l'hypothèse nulle que  $B(L)$  est égal à zéro, les chocs structurels sont anticipés et ne sont donc pas appropriés pour estimer l'impact d'un choc non anticipé de dépenses gouvernementales<sup>4</sup>.

## 2.4 Modèles estimés

### 2.4.1 SVAR

Les premiers modèles estimés sont ceux de Fatás et Mihov (2001) pour s'assurer d'un comparatif pertinent. Les auteurs estiment un SVAR de cinq variables et d'autres de six variables. Dans le cas du modèle à cinq variables le vecteur  $Y_t$  est  $[G_t, Y_t, P_t, T_t, i_t]'$  où  $G_t$  est la variable de dépenses gouvernementales,  $Y_t$  la mesure de production,  $P_t$  une mesure des prix,  $T_t$  le niveau de taxation nette et  $i_t$  un taux d'intérêt réel. L'ordonnance des variables fait donc en sorte qu'un choc de dépenses gouvernementales a un impact à court terme sur toutes les autres variables. Dans le cas des modèles à 6 variables le vecteur  $Y_t$  devient  $[G_t, Z_t, Y_t, P_t, T_t, i_t]'$  où  $Z_t$  est une variable d'intérêt reliée à la consommation ou au marché du travail. Le logarithme est utilisé pour toutes les variables sauf le taux d'intérêt. Le modèle est estimé en incluant une constante et une tendance déterministe linéaire.

---

4. À noter que les chocs structurels ne devraient pas être autocorrélés non plus ( $p(L) = 0$ ). L'équation (2.22) est la forme générale d'un test de causalité au sens de Granger



Les modèles précédents sont estimés en niveau comme c'est généralement le cas dans la littérature, mais ils doivent également être estimés en stationnarisant les variables si le but est de comparer les résultats des SVARs avec ceux des FAVARs. Comme  $X_t = \Lambda^F F_t + \Lambda^Y Y_t + \xi_t$ , et que  $X_t$  doit être stationnaire,  $Y_t$  doit également l'être<sup>5</sup>. Les modèles de Fatás et Mihov (2001) sont donc également estimés en différenciant le logarithme des variables sauf le taux d'intérêt.

#### 2.4.2 FAVAR

Le choix des modèles dans le cas du FAVAR repose sur le fait que plusieurs raisons existent pour considérer une modélisation à facteurs plutôt qu'un SVAR. Dans tous les cas, le modèle est estimé uniquement avec une constante. Le premier modèle (GF) est le plus minimaliste des FAVARs. Le seul facteur observé est  $G_t$  et les sentiers de réponses de toutes les autres variables sont estimés en se servant de la structure factorielle du panel,

$$\begin{pmatrix} \Delta G_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = A(L)\epsilon_t. \quad (2.23)$$

Ensuite la mesure de taxation utilisée par Fatás et Mihov (2001) est ajoutée pour obtenir le modèle suivant (GTF) :

$$\begin{pmatrix} \Delta G_t \\ \Delta T_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = A(L)\epsilon_t. \quad (2.24)$$

---

5. La stationnarisation de  $Y_t$  fait en sorte que l'on ne considère pas la possible cointégration, mais le but est de comparer le modèle avec un FAVAR qui lui non plus ne la prend pas en compte

En augmentant le modèle précédent du PIB on obtient une autre version (GYTF) :

$$\begin{pmatrix} \Delta G_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta T_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = A(L)\epsilon_t. \quad (2.25)$$

Le dernier FAVAR inclut également l'idée que la rotation de  $Z_t$  pour chaque variable n'est peut-être pas la façon la plus optimale de générer des sentiers de réponse pour un grand nombre de variables d'intérêt, mais contient tout de même un grand nombre de facteurs observés. Ce modèle-ci reprend donc le modèle à 5 variables et l'augmente de facteurs (FM5) :

$$\begin{pmatrix} \Delta G_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta P_t \\ \Delta T_t \\ i_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = A(L)\epsilon_t. \quad (2.26)$$

Pour ces quatre modèles les sentiers de réponses des facteurs observés –les variables d'intérêt directement incluses dans le VAR– sont estimés de la même façon qu'un SVAR, mais les sentiers de réponses des autres variables d'intérêt sont estimés en se servant de la structure factorielle de  $X_t$  qui contient également  $Z_t$ .

Un dernier modèle (FM5X) est également estimé, mais il utilise moins la structure factorielle des données que les précédents. Au lieu de se limiter aux cinq variables de base de Fatás et Mihov (2001), les différentes variables que représente tour à tour  $Z_t$

sont également considérées comme facteurs observés :

$$\begin{pmatrix} \Delta G_t \\ \Delta Z_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta P_t \\ \Delta T_t \\ i_t \\ \hat{F}_t \end{pmatrix} = A(L)\epsilon_t. \quad (2.27)$$

La justification de ce modèle est strictement reliée au contenu informationnel restreint d'un SVAR ; en ne faisant qu'ajouter des facteurs aux modèles à six variables, on ne fait qu'ajouter de l'information. Cette spécification qui ne prend pas avantage de la structure factorielle pour l'estimation des sentiers de réponses est très proche d'une régression avec composantes principales, mais l'estimation du modèle est tout de même celle d'un FAVAR.

## 2.5 Innovation

La méthodologie utilisée dans le cadre de ce mémoire, bien que très répandue pour l'estimation de l'effet de la politique monétaire, n'a pratiquement jamais été utilisée dans le cadre de la politique budgétaire. Roulleau-Pasdeloup (2011) affirme l'utiliser, mais, bien que la description de la méthodologie soit correcte, c'est plutôt des régressions avec composantes principales qui sont utilisées<sup>6</sup>. Au lieu de prendre en compte les facteurs observés pour l'estimation des facteurs latents, Roulleau-Pasdeloup (2011) estime les facteurs latents avec l'équation (2.14) alors qu'il devrait se servir de l'équation (2.13). L'auteur, au lieu de considérer une représentation factorielle, ajoute tout simplement de l'information à un VAR en utilisant une méthode de réduction de données. Fragetta et

---

6. Les régressions à composantes principales sont très utilisées dans la littérature sur la prévision de variables macroéconomique depuis l'article de Stock et Watson (2002) où ils montrent qu'ajouter des composantes principales à un modèle de prévision peut améliorer la performance prédictive

Gasteiger (2014) croient également qu'ils ont estimé des FAVARs, mais, dans leur cas, en plus d'avoir probablement fait la même erreur que Roulleau-Pasdeloup, ils font également l'erreur de ne pas stationnariser les variables considérées comme des facteurs observés. Les auteurs prennent, entre autre, une variable de production ainsi qu'une variable de dépenses gouvernementales comme facteurs observés, mais au lieu d'utiliser leur taux de croissance ils utilisent uniquement le logarithme et ajoute une tendance déterministe lors de l'estimation de leurs FAVARs. Or, ce n'est pas clair si les auteurs enlèvent la tendance déterministe lorsqu'ils estiment les facteurs latents avec l'équation (2.13) ou s'ils utilisent bel et bien l'équation en question. S'ils n'enlèvent pas la tendance déterministe, les facteurs observés n'auraient pas d'effet sur le panel macroéconomique<sup>7</sup> et ne seraient donc pas à proprement parlé des facteurs observés et, même s'ils le faisaient, il est fort probable que ces deux variables ne seraient toujours pas stationnaires surtout si l'on considère que les auteurs ont déterminé que certaines variables de production utilisées dans leur panel macroéconomique étaient I(2). Ce sont donc davantage des régressions à composantes principales que des FAVARs qu'estiment Fragetta et Gasteiger (2014).

L'innovation de la méthodologie réside donc dans l'utilisation de façon appropriée de FAVARs dans le cadre de la politique budgétaire. Si la deuxième étape de l'estimation d'un FAVAR semble être comprise par les auteurs ayant utilisé ce modèle économétrique pour la politique budgétaire, la première étape où les facteurs observés sont choisis et les facteurs latents estimés ne l'est pas. En suivant cette méthodologie, d'autres chercheurs pourront réellement estimer des FAVARs.

---

7.  $\Lambda^Y = 0$

## CHAPITRE III

### DESCRIPTION DES DONNÉES

Les données utilisées dans ce mémoire se séparent en deux groupes de variables ayant une utilité bien différente. Le premier est celui des variables d'intérêt ; celles pour lesquelles des sentiers de réponses sont estimés. Le second groupe est celui des variables utilisées pour représenter l'environnement macroéconomique sous-jacent et qui servent à l'estimation des facteurs latents. Pour bien distinguer les deux groupes et mettre l'accent sur les variables d'intérêt, les deux groupes sont présentés séparément. La majorité des variables utilisées provient de la base de données économiques de la Réserve fédérale de St. Louis (FRED) ainsi l'origine des variables est uniquement mentionnée lorsqu'elles ne proviennent pas de cette source. L'ensemble de données est composé d'un bloc de variables trimestrielles et d'un bloc de variables mensuelles. Pour ce dernier cas, les variables sont agrégées en utilisant la moyenne ou la somme des trois mois d'un trimestre<sup>1</sup>. Bien que la majorité des variables soit disponible à partir de 1945, la plage temporelle est restreinte à la période allant du premier trimestre de 1960 jusqu'au dernier trimestre de 2013. Blanchard et Perotti (2002) argumentent qu'allonger la période aux années 50 capterait des hausses de dépenses gouvernementales associées à la guerre de Corée qui serait beaucoup plus élevées que la normale.

---

1. Un tableau descriptif de l'ensemble des variables utilisées se trouve à l'annexe A

### 3.1 Variables d'intérêt

#### 3.1.1 Dépenses gouvernementales

La plus importante variable est sans nuls doutes celle qui va servir de mesures d'instruments de la politique budgétaire. La variable utilisée est les dépenses de consommation et d'investissement de l'ensemble des entités gouvernementales (GCE)<sup>2</sup>. Cette variable est composée des dépenses fédérales en consommation et en investissement, tant pour le secteur militaire que civil, et des dépenses en consommation et en investissement des états et administrations locales. Cette variable est prise par habitant en la divisant par la population de 16 ans et plus qui ne fait pas partie de l'armée et qui n'est pas incarcérée (CNP16OV), elle est également déflatée en utilisant le déflateur du PIB (GDPDEF).

#### 3.1.2 Consommation

Dans le cas de la consommation, la principale variable est les dépenses de consommation privée (PCE). Cette variable mesure principalement la valeur des biens et services achetés par des Américains, que ce soit des biens locaux ou étrangers, à des entreprises privées. La variable inclut également l'achat de biens et services par des entreprises à but non lucratif, l'achat net de biens usagés et certains biens ou services fournis par le gouvernement. Généralement les chercheurs intéressés par l'impact des dépenses gouvernementales sur la consommation ne se limitent pas à estimer des sentiers de réponses uniquement pour la consommation, mais également pour les sous-composantes de la consommation. Pour les raisons mentionnées dans le chapitre précédent, il est encore plus pertinent d'estimer des sentiers de réponses pour plusieurs mesures de la consommation puisqu'elles peuvent tous être estimées simultanément à l'aide du FAVAR contrairement au SVAR où une rotation des variables doit être effectuée. Les sous-composantes de la consommation examinées sont la consommation de biens (DGDS), de biens durables (PCDG), de biens non durables (PCND) et de services (PCESV). La première composante exclut

---

2. Code mnémonique dans FRED

évidemment l'achat de services qui sont définis comme des produits qu'on ne peut entreposer et qu'on doit consommer au moment de l'achat. Les biens durables sont définis comme des biens qui ont une durée de vie moyenne d'au moins trois ans et les biens non-durables sont ceux ayant une durée de vie moyenne inférieure à trois ans. Comme pour les dépenses gouvernementales, les variables de consommation sont exprimées en terme réel en utilisant le déflateur du PIB et sont divisées par la population.

### 3.1.3 Marché de l'emploi

L'impact sur le marché du travail d'un choc de dépenses gouvernementales est exploré en examinant ses effets sur l'emploi, les heures travaillées ainsi que sur le salaire réel. Dans le cas de l'emploi, les variables utilisées sont l'emploi total excluant le secteur agricole (PAYEMS) et l'emploi manufacturier (MANEMP). Les deux variables utilisées pour les heures travaillées sont un indice des heures totales du secteur privé incluant les entreprises gouvernementales (HOABS) et un autre indice, mais cette fois excluant les heures travaillées dans le secteur agricole (HOANBS). L'impact sur le salaire est exploré selon deux types de mesure ; la rémunération totale par secteur ou bien la rémunération horaire moyenne par secteur. Les variables utilisées dans le cas du salaire horaire sont la rémunération horaire moyenne du secteur privé (HCOMPBS) ainsi que celle excluant le secteur agricole (COMPNFB) et celles-ci incluent toutes formes de rémunération, c'est-à-dire qu'elles comprennent toutes rémunérations en argent, en biens –des repas payés par exemple– ainsi que toutes sommes payées par l'employeur pour un fond de pension ou bien comme cotisation sociale. Le deuxième groupe de variables considéré incorpore uniquement la rémunération en argent et en biens, mais a comme avantage de mesurer respectivement la rémunération dans le secteur privé (A132RC1) et celle du secteur gouvernementale (B202RC1). Les deux groupes de variables salariales sont également déflatés en utilisant le déflateur du PIB.

### 3.1.4 Autres

Les variables suivantes sont utilisées par Fatás et Mihov (2001) dans son modèle à cinq variables et sont donc également utilisés dans ce mémoire afin de comparer les sentiers de réponses obtenus des FAVARs avec ceux obtenus des SVARs. La première est le PIB réel par habitant, elle est construite en déflétant le PIB nominal (GDP) avec son propre déflateur et en divisant le résultat par la population. La variable suivante est une mesure de taxation nette également utilisée par Blanchard et Perotti (2002) et Bouakez *et al.* (2014). La variable est définie comme les recettes gouvernementales totales (W066RC1) moins les paiements de transfert (A084RC1) et d'intérêt (A180RC1) et est déflatée avec le déflateur du PIB puis divisée par la population. Le taux d'intérêt des bons du trésor à échéance de trois mois (TB3MS) est aussi utilisé pour refléter le coût de financement du gouvernement. Cette dernière variable est exprimée en terme réel en utilisant l'inflation définie comme le taux de croissance annualisé du déflateur du PIB. Enfin, une variable mesurant le niveau des prix est également utilisée, il s'agit du déflateur du PIB.

D'autres variables sont également utilisées pour tester si les chocs de dépenses gouvernementales structurels identifiés sont fondamentaux ou si ceux-ci sont anticipés par les agents économiques. La première variables est une série de changements anticipés de dépenses militaires construite par Ramey (2011) en utilisant des coupures de journaux datant d'aussi loin que 1889. La variable est construite en identifiant le moment à partir duquel les agents économiques s'attendaient à une hausse de dépenses militaires, en actualisant le changement observé et en le divisant par le PIB de la période précédant l'anticipation<sup>3</sup>. Les huit autres sont des prévisions moyennes du changement en pourcentage des dépenses gouvernementales. Ces variables représentent la moyenne des prévisions faites par le secteur privé et sont récoltées par le *Survey of Professional Forecasters* de l'antenne de Philadelphie de la Réserve fédérale. Des prévisions sont faites de un jusqu'à quatre trimestres à l'avance pour la croissance des dépenses du gouvernement fédéral et pour celles des états et des administrations locales à partir de 1981.

---

3. Voir Ramey (2014) pour plus d'informations sur la construction de cette variable



### 3.2 Variables pour l'estimation des facteurs

Le deuxième groupe de variables est celui utilisé pour l'estimation des facteurs latents lors de l'estimation d'un FAVAR. La composition du panel se base fortement sur ce qui a déjà été utilisé par d'autres auteurs<sup>4</sup> à la différence qu'ici des variables trimestrielles sont également utilisées en plus de variables mensuelles. Les variables du panel se divisent en treize catégories représentant chacune un aspect de l'économie ; revenu et production, consommation, investissement, emploi et heures travaillées, salaire ; mises en chantier ; inventaire et ventes, taux de change et compte courant, taux d'intérêt, agrégat monétaire, indice de prix, gouvernement et autres. Comme il est coutume de faire en analyse factorielle, toutes les variables sont transformées pour qu'elles atteignent la stationnarité. Les transformations utilisées s'inspire particulièrement des transformations utilisées par Bernanke *et al.* (2005)<sup>5</sup>. Le détail des transformations appliquées se trouve également dans le tableau de l'annexe A.

### 3.3 Structure factorielle de l'ensemble de données

La structure factorielle du panel peut être investiguée de deux façons ; en déterminant quelles variables sont le plus liées à chacun des facteurs et en testant le nombre de facteurs latents qui génèrent les fluctuations des variables du panel.

Dans le cas du lien entre les variables et les facteurs, il faut calculer la variance expliquée par chaque facteur latent pour chacune des variables. On peut réécrire la représentation factorielle de chacune des variables du panel comme :

$$\begin{aligned} X_{i,k} &= \Lambda_{i,k} F_k + \xi_i \\ \hat{X}_{i,k} &= \hat{\Lambda}_{i,k} \hat{F}_k \end{aligned}$$

---

4. Stock et Watson (2002), Bernanke *et al.* (2005), Forni et Gambetti (2010, 2014) et McCracken et Ng (2014) entre autres.

5. Bernanke *et al.* considèrent que les indices de prix sont intégrées d'ordre un tandis que Stock et Watson les considèrent intégrées d'ordre deux

où l'indice  $k$  fait référence au  $k^{ieme}$  facteur et l'indice  $i$  à la  $ième$  variable du panel. En calculant la variance de  $\hat{X}_{i,k}$  on obtient la variance de  $X_i$  expliquée par le  $k^{ieme}$  facteur. Si l'on divise cette variance par la variance de  $X_i$  on obtient le  $R^2$  marginal de la variable  $i$  et du facteur  $k$  :

$$\begin{aligned} R_{i,k}^2 &= \frac{Var(\hat{X}_{i,k})}{Var(X_{i,k})} \\ &= Var(\hat{X}_{i,k}). \end{aligned}$$

La variance de  $X_t$  est ici égale à un puisque  $X_t$  doit être standardisé avant l'estimation des facteurs latents. La figure 3.1 affiche les  $R^2$  marginaux de toutes les variables classées selon leur catégorie pour les huit premiers facteurs.

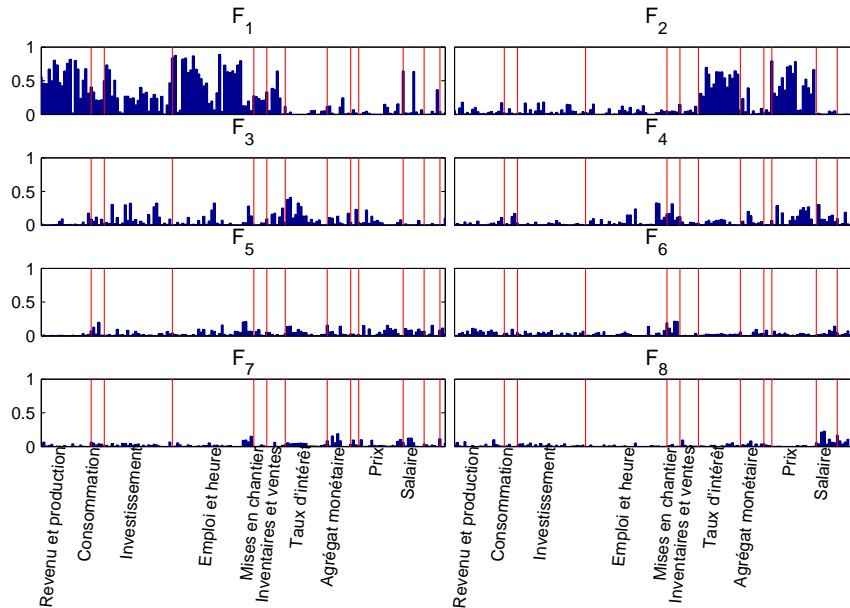


Figure 3.1:  $R^2$  marginaux des variables du panel par catégorie

On constate rapidement que le lien entre le premier facteur et les variables représentant l'économie réelle est très fort ; dans certains cas le facteur explique plus de 50 % de la variance de la variable, c'est particulièrement le cas pour les mesures d'emploi et d'heures travaillées ainsi que pour les revenus et la production. À l'inverse, le deuxième facteur est très lié aux variables de prix et de taux d'intérêt. Les liens des deux facteurs suivants sont

moins évidents, mais on remarque toutefois que le troisième facteur explique relativement bien l'investissement et les taux d'intérêt<sup>6</sup>.

### 3.3.1 Diagramme d'éboullis et trace

Pour le nombre de facteurs latents, plusieurs tests existent, mais ceux-ci donnent rarement les mêmes résultats. Ici, uniquement sept tests sont utilisés ; deux d'entre-eux sont visuels alors que les cinq autres reposent sur l'utilisation de méthodes statistiques.

La première façon de déterminer le nombre de facteurs consiste à analyser les valeurs propres de la matrice de corrélation du panel. Les valeurs propres de cette matrice représentent la part de variance que les facteurs estimés expliquent et la somme des valeurs propres égale au nombre de variables utilisées ainsi qu'à la variance totale à expliquer. Une valeur propre égale à 30 pour un ensemble de 100 variables voudrait dire que le facteur associé explique 30 % de la variance dans les données. Le diagramme d'éboullis présente les valeurs propres en ordre décroissant ; la première expliquant le plus de variance et la dernière le moins. L'idée est d'identifier à quelle valeur propre la pente de la courbe change ; à partir de quelle valeur propre les suivantes expliquent individuellement beaucoup moins de variance que les premières. Visuellement, on cherche à identifier un coude. Quant à la trace, c'est la proportion de variance que les  $k$  premiers facteurs expliquent. La figure 3.2 montre les résultats de ces deux tests.

On voit avec le diagramme d'éboullis que chaque facteur suivant le deuxième explique beaucoup moins de variance que les deux premiers. On peut aisément identifier un coude au troisième facteur, mais les troisième et quatrième facteurs contribuent quand même beaucoup plus à la variance que les facteurs suivants. Dans le cas de la trace, le premier facteur explique un peu moins de 30 % de la variance et ajouter le deuxième facteur augmente cette proportion à 40 %. Si 50 % de la variance était un seuil à atteindre, il le serait en utilisant les quatre premiers facteurs.

---

6. Le tableau B.1 de l'annexe B contient les cinq variables les mieux expliquées pour chacun des huit facteurs

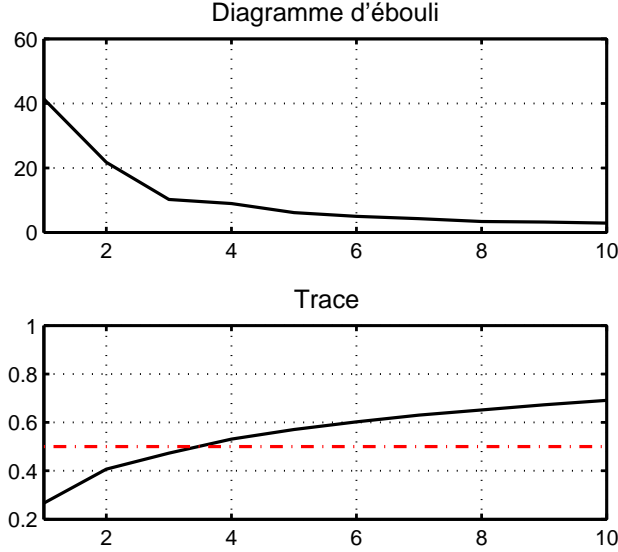


Figure 3.2: Diagramme d'ébouli et trace

### 3.3.2 Tests statistiques

Le premier test considéré est l'un de ceux qu'ont développés Bai et Ng (2002). Il s'agit d'un critère d'information qui a pour objectif de minimiser la variance expliquée par la composante idiosyncratique tout en pénalisant pour la surparamétrisation. Le problème à résoudre est le suivant :

$$\hat{k} = \underset{0 \leq k \leq r_{max}}{\operatorname{argmin}} \left( \left[ \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \hat{\lambda}_i^{k'} \hat{F}_t^k)^2 \right] + kp(N, T) \right)$$

où  $p(N, T)$  est une fonction pénalisant l'ajout de facteurs. Bai et Ng ont développé 16 spécifications de leur critère d'information, mais uniquement la plus populaire est utilisée :

$$IC_{p2} = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + k \left( \frac{M+T}{MT} \right) \ln C_{M,T}^2$$

avec  $V(k, \hat{F}^k) = M^{-1} \sum_{i=1}^M \frac{\hat{\xi}_i' \hat{\xi}_i}{T}$  et  $C_{M,T}^2$  est la plus petite valeur entre  $M$  et  $T$ . Le second est une généralisation d'un des critères de Bai et Ng développée par Alessi *et al.* (2009) :

$$IC_{p2}^* = \ln(V(k, \hat{F}^k)) + ck \left( \frac{M+T}{MT} \right) \ln \left( \frac{MT}{M+T} \right)$$

où  $c$  pondère la pénalité imposée à un plus grand nombre de facteurs. Le test consiste à estimer la valeur du critère d'information pour des valeurs de  $c$  allant de zéro à une borne supérieure<sup>7</sup> ainsi que pour des sous-ensembles du panel. Le nombre de facteurs optimal est celui pour lequel le nombre de facteurs choisi ne varie pas avec  $c$  lorsque toutes les variables sont utilisées et que, simultanément, le nombre de facteurs ne varie pas avec la taille des sous-ensembles de variables.

Les deux tests suivants, développés par Onatski (2006, 2010), sont basés sur le comportement asymptotique des valeurs propres d'un panel. L'auteur utilise le comportement asymptotique des valeurs propres pour les séparer en deux groupes ; celles qui divergent vers l'infini et les autres qui se regroupent autour d'un point. Le premier groupe est celui formé des valeurs propres associées aux vrais facteurs tandis que le second est composé des valeurs propres associées aux erreurs idiosyncratiques. La première mouture du test consiste à tester l'hypothèse nulle qu'il y a  $k_0$  facteurs contre l'hypothèse alternative qu'il y a  $k_0 + 1$  facteurs en utilisant différentes valeurs de  $k_0$ . L'autre version identifie le seuil à partir duquel la différence entre deux valeurs propres subséquentes est assez grande pour que la séparation entre les deux groupes se fasse à ce point.

Le dernier test considéré est celui de Hallin et Liška (2007). Celui-ci n'estime pas le nombre de facteurs, mais plutôt le nombre de facteurs dynamiques<sup>8</sup>. Le test se base sur

---

7. La borne supérieure doit faire en sorte qu'à cette valeur le nombre optimal de facteurs est de zéro.

8. Un modèle à facteurs dynamiques peut toujours s'écrire sous une forme statique.

$$\begin{aligned} X_t &= \lambda(L)f_t + e_t \\ f_t &= \Psi(L)f_{t-1} + \eta_t \\ F_t &= [f_t, f_{t-1}, \dots, f_{t-p}] \\ X_t &= \Lambda F_t + \xi_t \end{aligned}$$

les matrices de densité spectrale du panel qui sont estimées par le *lag window estimator* :

$$\Sigma_n^T(\Theta) := \frac{1}{2\pi} \sum_{u=-M_T}^{M_T} \omega(M_T^{-1}u) \Gamma_{n,u}^T \exp^{-iu\Theta}$$

où  $x \rightarrow \omega(x)$  est une fonction positive de poids paire,  $M_T > 0$  est un paramètre de troncature et  $\Gamma_{n,u}^T$  est la matrice de covariance croisée entre  $X_t$  et  $X_{t-u}$ . L'estimé du nombre de facteurs dynamiques est donné par :

$$\hat{q}_n^T = \operatorname{argmin}_{0 \leq k \leq q_{max}} \left[ \frac{1}{n} \sum_{i=k+1}^n \frac{1}{2M_T + 1} \sum_{l=-M_T}^{M_T} \lambda_{ni}^T(\Theta_l) + kp(n, T) \right]$$

où  $p(n, T)$  est une fonction de pénalité,  $\Theta_l := \pi l / (M_T + 1/2)$ ,  $q_{max}$  est une borne supérieure prédéterminée du nombre de facteurs et  $\lambda_{ni}^T(\Theta_l)$  sont les valeurs propres des estimés des matrices de densité spectrale<sup>9</sup>.

Le tableau 3.1 contient les résultats de tous les tests statistiques utilisés<sup>10</sup>. On voit rapidement que les tests ne s'accordent pas très bien sur le nombre de facteurs générant les fluctuations dans le panel; le nombre de facteurs allant de deux pour le test de Onatski (2010) à 13 pour celui de Bai et Ng en passant par quatre et huit. Quatre facteurs seront utilisés pour l'analyse principale puisque qu'à ce point la majorité de la variance dans le panel est expliquée.

Tableau 3.1: Résultats des tests du nombre de facteurs

	Bai et Ng (2002)	Alessi et al. (2009)	Onatski (2006)	Onatski (2010)	Hallin et Liska (2007)
Nombre optimal de facteurs	13	4	8	2	8

9. La description de ce test s'inspire grandement de celle faite par Mao Takongmo et Stevanovic (2014)

10. Tous les résultats du test d'Onatski (2006) se trouvent à l'annexe B, au tableau B.2

### 3.3.3 Facteurs estimés

Finalement, il est également pertinent d'observer le comportement des facteurs estimés à travers le temps pour bien comprendre que ces facteurs sont bel et bien reliés à l'activité économique et donc réagissent également aux turbulences frappant continuellement l'environnement macroéconomique. La figure 3.3 illustre ce lien étroit entre les facteurs estimés et l'environnement macroéconomique. Sur cette figure sont identifiés par des traits rouges le début et la fin des récessions selon les dates du NBER<sup>11</sup>. On voit clairement que les facteurs captent les récessions, c'est particulièrement le cas pour le premier facteur qui connaît de fortes hausses lors de toutes les récessions. Les deux facteurs suivants captent également assez bien les récessions, tandis que les autres facteurs réagissent surtout lors de la Grande récession.

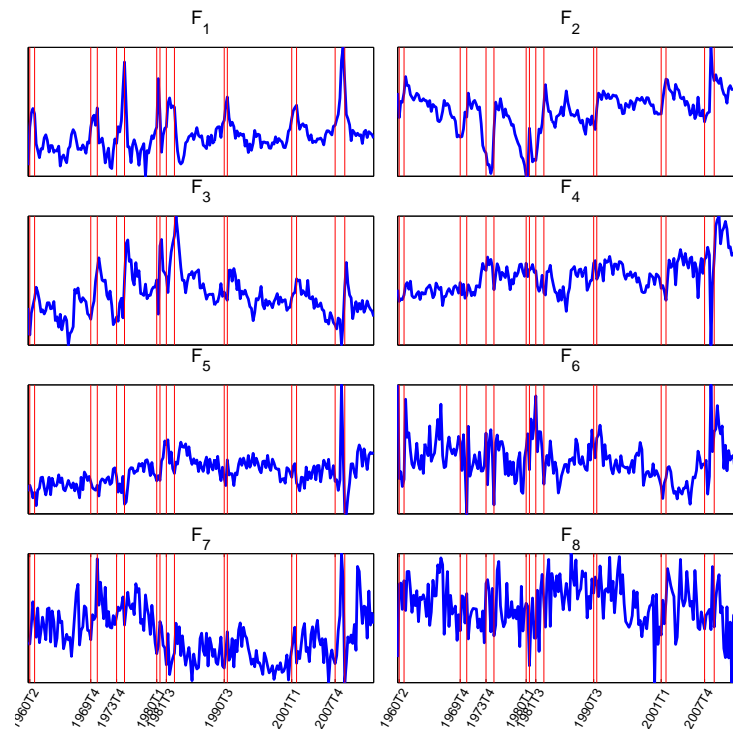


Figure 3.3: Facteurs estimés

---

11. Voir National Bureau of Economic Research (2014)





## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Ce chapitre contient tous les résultats finaux relatifs aux sentiers de réponses des modèles estimés et aux tests de causalités effectués pour vérifier l'hypothèse d'anticipation fiscale. Dans tous les cas, quatre retards des variables ont été utilisés lors de l'estimation des modèles et des tests de causalité même si généralement le nombre de retards optimal était plutôt de deux ou trois. Pour ce qui est des FAVARs, le nombre de facteurs latents a été fixé à quatre puisqu'à ce chiffre la majorité de la variance du panel est expliquée. Les intervalles de confiance à un niveau de 10 % sont générés avec la méthode *bootstrap* en utilisant 3000 répétitions. Pour tenir compte de l'incertitude reliée à l'estimation des facteurs en plus de celles reliée à l'estimation d'un VAR, la méthode de Yamamoto (2012) est utilisée pour tous les FAVARs.

#### 4.1 SVAR

##### 4.1.1 SVAR en niveau

Dans leur article de 2001, Fatás et Mihov (2001) estiment leurs modèles sur la période allant du premier trimestre de 1960 jusqu'au dernier trimestre de 1996, alors la même période est également utilisée. La figure C.1 montre les sentiers de réponses des cinq variables de base. Les sentiers obtenus sont très semblables à ceux estimés par Fatás et Mihov (2001) ; le choc de dépenses est assez persistant, la production augmente suivant une forme en cloche, le déflateur diminue, les taxes nettes augmentent et le taux d'intérêt

réel augmente. Par contre la réponse n'est jamais significative contrairement à celle de Fatás et Mihov (2001) qui est significative après quelques trimestres<sup>1</sup>. Dans le cas des dépenses, la réponse maximale a lieu un peu plus tard que celle obtenue par Fatás et Mihov (2001) et elle est moins persistante.

La figure C.3 montre quant à elle les sentiers de réponses de la consommation et des sous-composantes de la consommation. Dans tous les cas les réponses à l'impact sont positives et significatives. Dans le cas de la consommation totale, le maximum de la réponse survient après quelques trimestres seulement alors que dans le cas de Fatás et Mihov (2001) le maximum est atteint après quatre ans. La forme du sentier de réponses de la consommation de biens non durables est assez différente, le leur ayant une forme en cloche tandis que celui estimé diminue rapidement pour ensuite suivre une forme en cloche. Les sentiers de réponses des autres mesures de consommation ont des formes similaires.

Les variables utilisées pour estimer l'effet d'un choc de dépenses gouvernementales sur le marché du travail ne sont pas les mêmes que celles utilisées par Fatás et Mihov, mais les conclusions sont tout de même assez semblables. On voit dans la figure C.5 que les heures travaillées, l'emploi et les salaires augmentent à la suite du choc. Toutefois, les réponses ne sont pas significatives à l'exception du salaire total du secteur gouvernemental qui augmente significativement et reste significative jusqu'à plus de vingt trimestres.

Maintenant que les résultats de Fatás et Mihov (2001) ont été reproduits assez fidèlement, on peut réestimer les modèles sur la période complète, c'est-à-dire du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2013. On voit avec la figure C.2 que globalement les sentiers de réponses sont assez semblables sauf pour les taxes nettes qui n'augmentent pas. La réponse de la production prend moins de trimestres pour perdre sa significativité que pour la plage temporelle précédente et dans ce cas-ci la réponse du taux d'intérêt devient temporairement significative après cinq trimestres alors qu'elle ne l'était jamais avec l'autre plage temporelle. Pour ce qui est des mesures de consommation

---

1. Il est important de préciser que Fatás et Mihov utilisent des intervalles de confiance à 68 %

et du marché du travail (figures C.4 et C.6), les sentiers de réponses sont très semblables à la différence que les réponses des mesures de consommation perdent plus rapidement leur significativité. Globalement ces résultats s'alignent bien aux résultats obtenus par Fatás et Mihov (2001), mais également par Blanchard et Perotti (2002) et d'autres auteurs s'étant intéressés à la question qui trouvent des hausses de la consommation et des salaires suite à un choc de dépenses gouvernementales.

La question est maintenant de savoir si les chocs identifiés sont anticipés ou non. Fatás et Mihov (2001) ont examiné la question en augmentant leurs SVARs de prévisions des dépenses gouvernementales pour ensuite vérifier si les sentiers de réponses changeaient ; en ajoutant les prévisions les auteurs forcent les chocs estimés à être orthogonaux aux prévisions. Ils ne trouvent pas de différences flagrantes, mais ils ne font que mentionner le résultats sans fournir les sentiers de réponses. Ici, au lieu d'augmenter les SVARs de prévisions, des tests de causalité au sens de Granger sont effectués sur les chocs de dépenses gouvernementales estimés pour tous les modèles. Une première spécification du test consiste à utiliser l'équation (2.22) avec  $X_{t-1}$  égal aux nouvelles de Ramey (2011). Les prévisions de croissance des dépenses gouvernementales remplacent les nouvelles de Ramey (2011) dans les deux spécifications suivantes<sup>2</sup>. Finalement,  $X_{t-1}$  est formé des huit facteurs latents présentés au chapitre 3. Les tableaux D.1 et D.2 contiennent les valeurs p de tous les tests effectués. On constate que les chocs de dépenses gouvernementales structurels sont tous anticipés, que ce soit pour la période d'estimation de Fatás et Mihov (2001) ou pour la période se terminant en 2013. On peut aussi noter que les valeurs p des tests en utilisant les facteurs ou bien les nouvelles de Ramey (2011) sont plus souvent supérieurs aux seuils de significativité conventionnels dans le cas de la période d'estimation de Fatás et Mihov (2001). Vu ces résultats il semble clair que

---

2. Pour cette version du test les quatre horizons de prévisions entre dans l'équation (2.22) sans retards :

$$\epsilon_t = \rho(L)\epsilon_{t-1} + B_1X_{1,t} + B_2X_{2,t} + B_3X_{3,t} + B_4X_{4,t} + u_t$$

où  $X_{h,t}$  est la prévision  $h$  périodes en avance de la croissance des dépenses au temps  $t$ .

les chocs structurels identifiés à l'aide d'un SVAR sont probablement anticipés par les agents économiques et que ces chocs ne devraient pas être utilisés pour estimer l'effet d'un choc de dépenses gouvernementales sur l'économie.

#### 4.1.2 SVAR en première différence

Pour vérifier qu'un FAVAR peut régler le problème d'anticipation il faut tout d'abord refaire l'exercice de la section précédente en utilisant des SVARs en première différence et déterminer si les chocs de dépenses gouvernementales identifiés sont également anticipés<sup>3</sup>.

Les figures C.7, C.8, C.9 présentent les sentiers de réponses estimés avec les SVARs stationnaires pour la période 1960-2013<sup>4</sup>. Comme pour la spécification en niveau, la production augmente suite au choc de dépenses gouvernementales, les taxes nettes ainsi que le déflateur ne répondent pas significativement au choc et, dans ce cas-ci, le taux d'intérêt ne répond pas significativement. Comme précédemment, la consommation répond positivement à un choc de dépenses, mais maintenant la réponse de la consommation de biens durables n'est plus significativement différente de zéro. Pour ce qui est des variables du marché de l'emploi, les réponses de l'emploi et des heures sont légèrement positives, mais jamais significativement différentes de zéro alors que celles du salaire horaire et du salaire du secteur gouvernemental sont significatives. Il est intéressant de constater que, comme pour la spécification en niveau, c'est dans le secteur gouvernemental que le choc a le plus d'effet et qu'il dure le plus longtemps.

En plus de tester si les chocs de dépenses gouvernementales sont anticipés ou non, on

---

3. Comme précisé au chapitre 2, l'utilisation d'un FAVAR nécessite un panel de variables stationnaires pour estimer les facteurs latents et les facteurs observés, et les deux groupes de facteurs doivent être stationnaires.

4. Les résultats pour la période 1960-1996 ne sont pas estimés puisque la période était uniquement utilisée pour la reproduction des résultats de Fatás et Mihov (2001). La période n'est également pas considérée pour les FAVARs.

peut également tester si le VAR en première différence contient assez d'information pour que l'ensemble des chocs identifiés soient fondamentaux ou non. Pour ce faire, le test de causalité multivarié décrit au chapitre 2 est ajouté aux tests utilisés pour la spécification en niveau. Le tableau D.3 contient les valeurs p des tests de causalité pour cette spécification. Comme pour la spécification en niveau, les chocs de dépenses identifiés sont causés au sens de Granger par les nouvelles de Ramey (2011), les prévisions et les facteurs. Les résultats des tests de causalité multivariés ne sont toutefois pas aussi clairs. On peut voir dans le tableau D.4 que dans cinq cas au moins, le premier facteur cause au sens de Granger les variables du VAR.

Les résultats des tests, que ce soit ceux de la spécification en niveau ou en première différence, rajoutent du poids à l'hypothèse d'anticipation fiscale des agents économiques présentée au chapitre 1 ; les SVARs ne semblent donc pas appropriés pour l'estimation de l'effet des chocs de dépenses gouvernementales puisque les agents économiques prévoient les chocs à l'avance et donc réagissent avant que le choc ait réellement lieu. La section suivante contient les résultats des différentes spécifications FAVARs présentés de façon similaire à ceux des SVARs ; analyse des sentiers de réponses et résultats des tests de causalité.

## 4.2 FAVAR

Les résultats des FAVARs sont très similaires entre-eux, les différences apparaissant principalement lorsqu'une variable est incluse en tant que facteur observé au lieu de la considérer à l'intérieur de  $X_t$ . Pour ce qui est des variables de base (figures C.10, C.13, C.16 et C.19), les dépenses gouvernementales –qui sont toujours incluses comme facteurs observés– ont des sentiers de réponses ayant la même forme que ceux du SVAR stationnaire ; effet significatif à l'impact pour rapidement devenir non significatif, mais le redevient après quatre périodes. Les sentiers de réponses de la production sont aussi très ressemblant entre-eux et avec celui du SVAR stationnaire, mais différent quant à la significativité des résultats ; l'effet à l'impact est toujours positif, mais la réponse est significative uniquement lorsque la production est utilisée comme facteur observé. Dans

ces cas les sentiers de réponses sont aussi beaucoup plus erratiques. Pour les trois autres variables de base, les réponses ne sont jamais significatives, mais on peut toutefois noter que la forme des sentiers de réponses estimés diffèrent également selon que les variables sont utilisées comme facteurs observés ou non.

Pour la consommation et ses composantes les sentiers de réponses varient beaucoup plus selon le modèle (voir figures C.11, C.14, C.17, C.20 et C.22). Les sentiers de réponses des modèles GF, GTF et GYTF ont des formes similaires ; la consommation totale et les sous-composantes –sauf les biens non durables– augmentent suivant le choc, mais l’effet n’est jamais significativement différent de zéro. Les résultats du modèle FM5 concordent parfois aux résultats des modèles précédents, mais c’est plus souvent le cas que les sentiers de réponses diffèrent. La réponse à l’impact de la consommation totale est à peu de chose près négative et celles de la consommation de biens et de consommation de biens durables est négative. Les réponses des deux autres sous-composantes, biens non durables et services, sont quant à elles assez semblables à celles des autres modèles. Pour tous les modèles précédents, les réponses ne sont jamais significativement différentes de zéro. Les sentiers de réponses du modèle FM5X ressemblent un peu plus à ceux du SVAR stationnaire ; dans ce cas-ci la consommation de biens non durables augmente également contrairement aux autres FAVARs.

En général, les sentiers de réponses des FAVARs pour les variables du marché du travail sont assez différents de ceux du SVAR stationnaire (figures C.12, C.15, C.18, C.21 et C.23), mais sont particulièrement similaires entre-eux pour un sous-groupe de FAVARs. Les sentiers de réponses des modèles GF, GTF, GYTF et, à un moindre degré, ceux du modèle FM5 ont les mêmes formes, mais ne concordent pas très bien avec les résultats du SVAR stationnaire. Dans le cas de l’emploi, le non-agricole augmente pour ces quatre modèles alors que l’emploi manufacturier diminue sauf pour le modèle FM5. Les heures travaillées du secteur privé et celles excluant le secteur agricole augmentent très légèrement dans le cas des modèles GF et GYTF, diminuent très légèrement avec le modèle GTF et augmentent dans le cas du modèle FM5. Les résultats du modèle FM5X pour ces variables sont aussi plutôt loin des résultats du SVAR stationnaire. L’emploi

non-agricole augmente alors que l'emploi manufacturier diminue et les heures travaillées augmentent à l'impact mais retournent rapidement en territoire négatif. Dans tous les cas précédents, les réponses ne sont jamais significativement différentes de zéro.

Comme pour les variables reliées au niveau d'emploi et d'heures travaillées, les résultats des FAVARs contrastent avec les résultats du SVAR stationnaire quant aux mesures de salaire tout en étant très similaires entre certains FAVARs. Les réponses des modèles GF, GTF et GYTF sont pratiquement les mêmes pour toutes les mesures de salaire ; les salaires du secteur privé, du secteur gouvernemental, le salaire horaire privé non-agricole et le salaire horaire privé augmentent tous à l'impact pour ensuite converger vers zéro. Les résultats du modèle FM5 sont semblables aux modèles précédents dans le cas du salaire du secteur gouvernemental et, dans une moindre mesure, pour le salaire du secteur privé. Les réponses des deux mesures de salaire horaire, quant à elles, sont bien différentes de celles des FAVARs précédents ; le salaire diminue à l'impact pour augmenter tranquillement sans que les réponses ne soient jamais significativement différentes de zéro. Les résultats du modèle FM5X ont des ressemblances avec les résultats des modèles GF, GTF et GYTF, mais également avec le modèle FM5. Dans l'ensemble, les réponses des mesures de salaire ne sont jamais significativement différentes de zéro sauf dans le cas du salaire du secteur gouvernemental où les réponses d'impact sont significatives dans le cas des modèles GTF, GYTF et FM5X. Ce dernier point est particulièrement intéressant puisque, peu importe le type de modèle estimé –SVAR en niveau, SVAR en première différence ou FAVAR–, l'effet des chocs de dépenses gouvernementales se fait particulièrement sentir dans le secteur gouvernemental où la rémunération totale augmente significativement contrairement à la rémunération du secteur privé qui n'augmente jamais significativement<sup>5</sup>.

Pour ce qui est de l'hypothèse d'anticipation fiscale, les résultats des tests de causalité

---

5. Le fait que l'estimation des facteurs introduit davantage d'incertitude et que celle-ci soit prise en compte lors du calcul des intervalles de confiance fait clairement en sorte d'agrandir les intervalles de confiance. Les intervalles de confiance auraient pu être estimés de la même façon qu'un SVAR standard, mais cela n'aurait pas été juste puisque les facteurs latents ne sont pas observés, mais bien estimés.

au sens de Granger ne permettent pas d'établir que les FAVARs permettent de régler le problème. On voit clairement dans les tableaux D.5, D.6, D.7, D.8 et D.9 que les chocs de dépenses gouvernementales identifiés sont encore causés au sens de Granger par les prévisions de croissance des dépenses gouvernementales et par les nouvelles de Ramey (2011), et ce, même en ajoutant jusqu'à huit facteurs.

### 4.3 Analyse de sensibilité

Les modèles estimés sur la période commençant en 1960 et se terminant en 2013 sont également estimés sur la sous-période débutant au premier trimestre de 1960 et se terminant au deuxième trimestre de 1979 ainsi que sur la sous-période débutant au troisième trimestre de l'année 1979 et se terminant au quatrième trimestre de 2013 pour explorer la sensibilité des résultats au choix de la période d'estimation<sup>6</sup>. L'estimation avec la sous-période post-1979 permet d'ajouter au panel quelques variables macroéconomiques supplémentaires –des taux de change et le compte courant– et donc d'avoir un panel macroéconomique légèrement différent de celui utilisé précédemment. On voit toutefois avec les figures B.1, B.2, B.3 et les tableaux B.3 et B.4 que la structure factorielle du panel post-1979 n'est pas très différente du panel d'origine.

Tout d'abord, les résultats des SVARs stationnaires changent légèrement selon la période d'estimation. Dans le cas des variables de base (voir page 88), la réponse de la production est plus forte pour la sous-période pré-1979 et, pour cette sous-période, les taxes nettes augmentent significativement à l'impact contrairement aux autres périodes. Pour ce qui est de la consommation (voir page 89), les sentiers de réponses sont très similaires, les différences ayant principalement trait à la significativité des réponses ainsi que la force des réponses à l'impact qui est beaucoup plus élevée pour la période complète dans le cas de la consommation de services. C'est pour les variables du marché du travail que les réponses diffèrent le plus (voir page 90). Pour la sous-période pré-1979, l'emploi augmente significativement à l'impact alors que les changements ne sont pas significatifs

---

6. Bouakez *et al.* (2010) trouvent des différences entre l'estimation pré-1979 et post-1979.



pour les deux autres périodes. La sous-période pré-1979 montre aussi une augmentation significative du salaire du secteur privé alors que les augmentations des autres périodes ne le sont pas. L'inverse se produit toutefois dans le cas du salaire horaire ; l'augmentation n'est pas significative pour la sous-période pré-1979, mais le sont pour les autres périodes.

Dans le cas des FAVARs (voir pages 91 à 99), les résultats changent pour certaines variables et pour certains modèles. La production augmente davantage pour la sous-période pré-1979 avec les modèles GF et GTF alors que la réponse de la production du modèle GYTF n'est pas plus forte, mais est plus persistante. Cette plus grande persistante est aussi présente chez les réponses des mesure de consommation et du marché du travail. Globalement les sentiers de réponses de la sous-période post-1979 ressemblent à ceux de la période complète. Les deux autres modèles –FM5 et FM5X– ont également été estimés sous les deux sous-périodes, mais en raison du grand nombre de variables incluses dans l'estimation (facteurs observés et facteurs latents) et du nombre limité d'observations disponibles les résultats n'étaient pas concluant ; les sentiers de réponses étaient extrêmement erratiques et les intervalles de confiance n'incluaient pas toujours l'ensemble du sentier de réponses associé.

Pour ce qui est des résultats des tests de causalité au sens de Granger, dans la majorité des cas les chocs de dépenses gouvernementales identifiés sont causés au sens de Granger par les prévisions de croissances des dépenses fédérales peu importe que les chocs identifiés le soient par la méthodologie SVAR ou FAVAR. On peut toutefois noter que pour la sous-période post-1979 les facteurs semblent capter de l'information sur la croissance des dépenses des états et des administrations locales puisque les valeurs p des FAVARs sont beaucoup plus élevés que celles du SVAR stationnaire pour cette sous-période. La sous-période pré-1979 semble aussi moins sujette au problème d'anticipation fiscale puisque les différents tests de causalité au sens de Granger pour cette sous-période donne parfois des valeurs p élevées et les tests des FAVARs semblent montrer que l'anticipation fiscale n'est plus présente lorsqu'on ajoute de l'information. Il faut par contre remarquer que les test de causalités sont limités pour cette sous-période puisque les prévisions de croissance des dépenses gouvernementales ne sont pas disponibles pour cette sous-période.



## CONCLUSION

Ce mémoire portait sur l'estimation de l'effet des chocs de dépenses gouvernementales sur certaines variables macroéconomiques ainsi que sur l'hypothèse d'anticipation fiscale. En plus d'estimer les chocs de façon conventionnelle, une méthodologie encore jamais utilisée dans le cadre de l'effet de la politique budgétaire a été utilisée sous différentes spécifications pour établir si les effets estimés diffèrent de ceux obtenus à l'aide de l'approche SVAR et si les chocs identifiés étaient anticipés par les agents économiques ou non.

Les résultats obtenus lors de l'estimation du SVAR en niveau s'approche de ceux trouvés par le passé en utilisant cette même méthodologie ; suite à un choc de dépenses gouvernementales temporaire, la production suit une forme en cloche, la consommation tend elle aussi à augmenter, tout comme l'emploi, les heures travaillées et le salaire. Lorsqu'on passe à l'effet des chocs de dépenses gouvernementales permanents, toujours en utilisant le SVAR, les sens des effets restent presque les mêmes, mais, dans bien des cas, les effets ne sont pas significativement différents de zéro. Par contre, les chocs de dépenses identifiés sont toujours causés au sens de Granger par au moins un indicateur prospectif ou bien par les facteurs estimés. Cette anticipation des agents économiques fait donc en sorte que les chocs qui ont été identifiés ne peuvent être utilisés pour estimer leurs effets sur l'économie puisque les agents ont pu ajuster leur comportement avant que le changement de dépenses ait lieu.

Les FAVARs confirment dans certains cas l'effet qu'on les chocs de dépenses sur l'économie. Dans tous les cas, la production augmente à l'impact et l'ampleur de l'effet ne varie pas selon que la production est incluse directement comme facteur observé ou non. Pour ce qui est de la consommation, l'effet d'impact est aussi positif, mais la consommation de biens non durables répond négativement dans tous les FAVARs sauf un, ce qui est

contraire aux résultats des SVARs. Dans le cas du marché du travail, la quantité de travail (emploi et heures travaillées) est affectée négativement dans la plupart des FAVARs alors que c'était l'inverse pour le SVAR, mais l'effet positif sur le salaire se fait toujours sentir. Malgré la prise en compte d'un plus large ensemble d'information, les chocs de dépenses identifiés ne sont toujours pas exempts du problème d'anticipation fiscale. Il semblerait donc que le panel de variables macroéconomiques ne contient pas suffisamment d'information concernant le futur pour s'aligner sur l'ensemble d'information des agents économiques.

Bien que l'application de la méthodologie FAVAR n'ait pas réglé le problème d'anticipation fiscale inhérent à l'évaluation des effets des chocs de dépenses gouvernementales, ce mémoire a tout de même détaillé les étapes à suivre pour l'estimation d'un FAVAR dans ce contexte pour que d'autres puissent continuer sur cette voie en utilisant adéquatement la méthodologie. La construction de panels incorporant un plus large éventail de variables prospectives pourrait être une avenue à considérer si l'on veut régler le problème d'anticipation fiscale en utilisant la méthodologie FAVAR.

## ANNEXE A

### DONNÉES

Le tableau A.1 contient un descriptif de toutes les variables utilisées pour la réalisation de ce mémoire. L'anglais est utilisé pour s'assurer d'une concordance parfaite entre l'information présentée et l'information provenant de la source<sup>1</sup>. Un astérisque est ajouté au numéro de la série si celle-ci n'est pas utilisée pour l'estimation des facteurs. Un astérisque à un mnémonique signifie que cette variable a été déflatée en utilisant le déflateur du PIB (GDPDEF) alors qu'un deuxième astérisque indique que la variable a également été divisée par la population (CNP160V). La division par la population concerne uniquement certaines variables d'intérêt. La deuxième colonne du tableau contient les codes de transformation utilisés pour la stationnarisation des variables ; 1 pour le niveau, 2 pour la première différence du niveau, 3 pour la deuxième différence, 4 pour le logarithme, 5 pour la première différence du logarithme et 6 pour la deuxième différence du logarithme. Un astérisque ajouté au code de transformation signifie que la variable a préalablement été divisée par le PIB.

---

1. Comme mentionné précédemment, les séries proviennent majoritairement de FRED sans que l'antenne régionale de la Fed à St-Louis en soit nécessairement la source d'origine. Les variables ne provenant pas de FRED sont identifiées dans le chapitre III.

Tableau A.1: Descriptif des données

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Revenu et production						
1	5	GDP**	Gross Domestic Product	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
2	5	PINCOME**	Personal Income	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
3	5	PRMNT001USQ661N*	Total Manufacturing Production for the United States	OCDE	Index 2010=1.00	Quarterly
4	5	USAPROINDQISMEI*	Production of Total Industry in United States	OCDE	Index 2010=100	Quarterly
5	1	CUMFN	Capacity Utilization : Manufacturing (NAICS)	FRB	Percent of Capacity	Quarterly
6	5	PIECTR	Real personal income excluding current transfer receipts	BEA	Billions of Chained 2009 Dollars	Quarterly
7	5	CQRMTSPL	Real Manufacturing and Trade Industries Sales	FEDSL	Millions of Chained 2009 Dollars	Quarterly
8	5	INDPRO	Industrial Production Index	FRB	Index 2007=100	Monthly
9	5	IPBUSEQ	Industrial Production : Business Equipment	FRB	Index 2007=100	Monthly
10	5	IPCONGD	Industrial Production : Consumer Goods	FRB	Index 2007=100	Monthly
11	5	IPDCONGD	Industrial Production : Durable Consumer Goods	FRB	Index 2007=100	Monthly
12	5	IPDMAT	Industrial Production : Durable Materials	FRB	Index 2007=100	Monthly
13	5	IPFINAL	Industrial Production : Final Products (Market Group)	FRB	Index 2007=100	Monthly
14	5	IPFPNSS	Industrial Production : Final Products and Non industrial Supplies	FRB	Index 2007=100	Monthly
15	5	IPFUELS	Industrial Production : Fuels	FRB	Index 2007=100	Monthly
16	5	IPMANSICS	Industrial Production : Manufacturing (SIC)	FRB	Index 2007=100	Monthly
17	5	IPMAT	Industrial Production : Materials	FRB	Index 2007=100	Monthly
18	5	IPNCONGD	Industrial Production : Nondurable Consumer Goods	FRB	Index 2007=100	Monthly
19	5	IPNMAT	Industrial Production : nondurable Materials	FRB	Index 2007=100	Monthly
20	1	NAPMPI	ISM Manufacturing : Production Index	ISM	Index	Monthly
21	1	CUMFNS	Capacity Utilization : Manufacturing (SIC)	FRB	Percent of Capacity	Monthly
22	1	TCU	Capacity Utilization : Total Industry	FRB	Percent of Capacity	Monthly
Consommation						
23	5	PCEC**	Personal Consumption Expenditures	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
24	5	DGDSRC1Q027SBEA**	Personal consumption expenditures : Goods	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
25	5	PCDG**	Personal Consumption Expenditures : Durable Goods	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
26	5	PCND**	Personal Consumption Expenditures : Nondurable Goods	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
27	5	PCESV**	Personal Consumption Expenditures : Services	BEA	Billions of Dollars	Quarterly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Investissement						
28	5	GPDI**	Gross Private Domestic Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
29	5	FPI**	Fixed Private Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
30	5	PNFI**	Private Nonresidential Fixed Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
31	5	PRFI**	Private Residential Fixed Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
32	5	W170RC1Q027SBEA**	Gross domestic investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
33	5	B009RC1Q027SBEA**	Private fixed investment : Nonresidential : Structures	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
34	5	B010RC1Q027SBEA**	Private fixed investment : Nonresidential : Equipment and software	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
35	5	B935RC1Q027SBEA**	Private fixed investment : Nonresidential : Computers and peripheral equipment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
36	5	E318RC1Q027SBEA**	Structures : Mining exploration, shafts, and wells	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
37	5	A679RA3Q086SBEA	Information processing equipment and software	BEA	Index 2005=100	Quarterly
38	5	A756RA3Q086SBEA	Real private fixed investment in new structures : Residential structures (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
39	5	A771RA3Q086SBEA	Real private fixed investment in new structures : Nonresidential structures (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
40	5	B011RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
41	5	B013RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential : Equipment (chain-typequantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
42	5	B139RA3Q086SBEA	Real auto output : Private fixed investment : New autos (chain-typequantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
43	5	B292RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential : Structures : Permanentsite : Multifamily (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
44	5	B680RA3Q086SBEA	Real private fixed investment, chained quantity index : Nonresidential :Equipment : Industrial equipment	BEA	Index 2009=100	Quarterly
45	5	B681RA3Q086SBEA	Real private fixed investment, chained quantity index : Nonresidential :Equipment : Transportation equipment	BEA	Index 2009=100	Quarterly
46	5	B862RA3Q086SBEA	Real private fixed investment, chained quantity index : Nonresidential :Equipment : Other equipment	BEA	Index 2009=100	Quarterly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Investissement						
47	5	B863RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential : Other structures (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
48	5	B937RA3Q086SBEA	Real private fixed investment, chained quantity index : Nonresidential : Information processing equipment : Other	BEA	Index 2009=100	Quarterly
49	5	B943RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential : Structures : Permanent site(chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
50	5	B944RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Residential : Structures : Permanentsite : Single family (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
51	5	C307RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Nonresidential : Structures : Manufacturing (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
52	5	W001RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Nonresidential : Structures : Commercialand health care (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
53	5	W003RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Nonresidential : Structures : Power andcommunication (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
54	5	W004RA3Q086SBEA	Real private fixed investment : Nonresidential : Other structures(chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly
55	5	W040RA3Q086SBEA	Real private fixed investment in new structures (chain-type quantity index)	BEA	Index 2009=100	Quarterly



#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Emploi et heure						
56	5	PRS85006013	Nonfarm Business Sector : Employment	BLS	Index 2009=100	Quarterly
57	5	PRS88003013	Nonfinancial Corporations Sector : Employment	BLS	Index 2009=100	Quarterly
58	5	CES1021000001	All Employees : Mining and Logging : Mining	BLS	Thousands of Persons	Monthly
59	5	CLF16OV	Civilian Labor Force	BLS	Thousands of Persons	Monthly
60	5	DMANEMP	All Employees : Durable goods	BLS	Thousands of Persons	Monthly
61	5	ICNSA	Initial Claims	ETA	Number	Weekly, Ending Saturday
62	5	MANEMP	All Employees : Manufacturing	BLS	Thousands of Persons	Monthly
63	1	NAPMEI	ISM Manufacturing : Employment Index	ISM	Index	Monthly
64	5	NDMANEMP	All Employees : Nondurable goods	BLS	Thousands of Persons	Monthly
65	5	PAYEMS	All Employees : Total nonfarm	BLS	Thousands of Persons	Monthly
66	5	SRVPRD	All Employees : Service-Providing Industries	BLS	Thousands of Persons	Monthly
67	5	UEMP15OV	Number of Civilians Unemployed for 15 Weeks & Over	BLS	Thousands of Persons	Monthly
68	5	UEMP15T26	Number of Civilians Unemployed for 15 to 26 Weeks	BLS	Thousands of Persons	Monthly
69	5	UEMP27OV	Number of Civilians Unemployed for 27 Weeks and Over	BLS	Thousands of Persons	Monthly
70	5	UEMP5TO14	Number of Civilians Unemployed for 5 to 14 Weeks	BLS	Thousands of Persons	Monthly
71	5	UEMPLT5	Number of Civilians Unemployed - Less Than 5 Weeks	BLS	Thousands of Persons	Monthly
72	5	UEMPMEAN	Average (Mean) Duration of Unemployment	BLS	Weeks	Monthly
73	1	UNRATE	Civilian Unemployment Rate	BLS	Percent	Monthly
74	5	USFIRE	All Employees : Financial Activities	BLS	Thousands of Persons	Monthly
75	5	USGOOD	All Employees : Goods-Producing Industries	BLS	Thousands of Persons	Monthly
76	5	USGOVT	All Employees : Government	BLS	Thousands of Persons	Monthly
77	5	USTPU	All Employees : Trade, Transportation & Utilities	BLS	Thousands of Persons	Monthly
78	5	USTRADE	All Employees : Retail Trade	BLS	Thousands of Persons	Monthly
79	5	USWTRADE	All Employees : Wholesale Trade	BLS	Thousands of Persons	Monthly
80	5	CE16OV	Civilian Employment	BLS	Thousands of Persons	Monthly
81	5	USCONS	All Employees : Construction	BLS	Thousands of Persons	Monthly
82	5	HOABS	Business Sector : Hours of All Persons	BLS	Index 2009=100	Quarterly
83	5	HOANBS	Nonfarm Business Sector : Hours of All Persons	BLS	Index 2009=100	Quarterly
84	1	PRS84006023	Business Sector : Average Weekly Hours	BLS	Index 2009=100	Quarterly
85	1	PRS85006023	Nonfarm Business Sector : Average Weekly Hours	BLS	Index 2009=100	Quarterly
86	1	AWHMAN	Average Weekly Hours of Production and Nonsupervisory Employees : Manufacturing	BLS	Hours	Monthly
87	1	AWOTMAN	Average Weekly Overtime Hours of Production and Nonsupervisory Employees : Manufacturing	BLS	Hours	Monthly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Mises en chantier						
88	4	HOUST	Housing Starts : Total : New Privately Owned Housing Units Started	USCB	Thousands of Units	Monthly
89	4	HOUSTMW	Housing Starts in Midwest Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
90	4	HOUSTNE	Housing Starts in Northeast Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
91	4	HOUSTS	Housing Starts in South Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
92	4	HOUSTW	Housing Starts in West Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
93	4	PERMIT	New Private Housing Units Authorized by Building Permits	USCB	Thousands of Units	Monthly
94	4	PERMITMW	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the Midwest Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
95	4	PERMITNE	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the Northeast Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
96	4	PERMITW	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the West Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
97	4	PERMITS	New Private Housing Units Authorized by Building Permits in the South Census Region	USCB	Thousands of Units	Monthly
Inventaires et ventes						
98	5	A373RC1Q027SBEA*	Private inventories : Nonfarm	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
99	5	B372RC1Q027SBEA*	Private inventories : Farm	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
100	5	A371RX1Q020SBEA	Real private inventories	BEA	Billions of Chained 2009 Dollars	Quarterly
101	1	NAPMII	ISM Manufacturing : Inventories Index	ISM	Index	Monthly
102	1	NAPMNOI	ISM Manufacturing : New Orders Index	ISM	Index	Monthly
103	1	NAPMSDI	ISM Manufacturing : Supplier Deliveries Index	ISM	Index	Monthly
104	1	NAPM	ISM : PMI Composite Index	ISM	Index	Monthly
105	5	CMRMTSPL	Real Manufacturing and Trade Industries Sales	FEDSL	Millions of Chained 2009 Dollars	Monthly
Compte courant et taux de change						
106	5	EXCAUS	Canada / U.S. Foreign Exchange Rate	FRB	Canadian Dollars to One U.S. Dollar	Monthly
107	5	EXJPUS	Japan / U.S. Foreign Exchange Rate	FRB	Japanese Yen to One U.S. Dollar	Monthly
108	5	EXSZUS	Switzerland / U.S. Foreign Exchange Rate	FRB	Swiss Francs to One U.S. Dollar	Monthly
109	5	EXUSUK	U.S. / U.K. Foreign Exchange Rate	FRB	U.S. Dollars to One British Pound	Monthly
110	5	DTWEXM	Trade Weighted U.S. Dollar Index : Major Currencies	FRB	Index March 1973=100	Daily
111	5	REALEX	Price-adjusted Major Currencies Dollar Index	FRB	Index March 1973=100	Monthly
112	2*	NETFI	Balance on Current Account, NIPA	BEA	Billions of Dollars	Quarterly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Taux d'intérêt						
113	1	AAA	Moodys Seasoned Aaa Corporate Bond Yield	FRB	Percent	Monthly
114	1	BAA	Moodys Seasoned Baa Corporate Bond Yield	FRB	Percent	Monthly
115	1	FEDFUNDS	Effective Federal Funds Rate	FRB	Percent	Monthly
116	1	GS1	1-Year Treasury Constant Maturity Rate	FRB	Percent	Monthly
117	1	GS10	10-Year Treasury Constant Maturity Rate	FRB	Percent	Monthly
118	1	GS5	5-Year Treasury Constant Maturity Rate	FRB	Percent	Monthly
119	1	TB3MS	3-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate	FRB	Percent	Monthly
120	1	TB6MS	6-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate	FRB	Percent	Monthly
121	1	AAA-S	AAA-FEDFUNDS spread	AC	Percent	Monthly
122	1	BAA-S	BAA-FEDFUNDS spread	AC	Percent	Monthly
123	1	GS1-S	1-Year Treasury Constant Maturity Rate-FEDFUNDS	AC	Percent	Monthly
124	1	GS10-S	10-Year Treasury Constant Maturity Rate-FEDFUNDS	AC	Percent	Monthly
125	1	GS5-S	5-Year Treasury Constant Maturity Rate-FEDFUNDS	AC	Percent	Monthly
126	1	TB3MS-S	3-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate-FEDFUNDS	AC	Percent	Monthly
127	1	TB6MS-S	6-Month Treasury Bill : Secondary Market Rate-FEDFUNDS	AC	Percent	Monthly
Agrégat monétaire						
128	5	AMBSL	St. Louis Adjusted Monetary Base	FEDSL	Billions of Dollars	Monthly
129	5	BUSLOANS	Commercial and Industrial Loans, All Commercial Banks	FRB	Billions of Dollars	Monthly
130	5	M1SL	M1 Money Stock	FRB	Billions of Dollars	Monthly
131	5	M2REAL	Real M2 Money Stock	FEDSL	Billions of 1982-83 Dollars	Monthly
132	5	M2SL	M2 Money Stock	FRB	Billions of Dollars	Monthly
133	5	TOTRESNS	Total Reserves of Depository Institutions	FRB	Billions of Dollars	Monthly
134	5	NONREVSL	Total Nonrevolving Credit Owned and Securitized, Outstanding	FRB	Billions of Dollars	Monthly, End of Period
135	5	REALLN	Real Estate Loans, All Commercial Banks	FRB	Billions of U.S. Dollars	Monthly
136	5	MZMSL	MZM Money Stock	FEDSL	Billions of Dollars	Monthly
137	5	DTCOLNVHFNM	Consumer Motor Vehicle Loans Owned by Finance Companies, Outstanding	FRB	Millions of Dollars	Monthly
138	5	DTCTHFNM	Total Consumer Loans and Leases Owned and Securitized by Finance Companies, Outstanding	FRB	Millions of Dollars	Monthly
139	5	INVEST	Securities in Bank Credit at All Commercial Banks	FRB	Billions of U.S. Dollars	Monthly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Indice de prix						
140	5	CPIAUCSL	Consumer Price Index for All Urban Consumers : All Items	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
141	5	CPIAPPSL	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Apparel	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
142	5	CPITRNSL	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Transportation	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
143	5	CPIMEDSL	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Medical Care	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
144	5	CUSR0000SAC	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Commodities	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
145	5	CUUR0000SAD	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Durables	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
146	5	CUSR0000SAS	Consumer Price Index for All Urban Consumers : Services	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
147	5	CPIULFSL	Consumer Price Index for All Urban Consumers : All Items Less Food	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
148	5	CUUR0000SA0L2	Consumer Price Index for All Urban Consumers : All items less shelter	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
149	5	CUSR0000SA0L5	Consumer Price Index for All Urban Consumers : All items less medicalcare	BLS	Index 1982-84=100	Monthly
150	5	PPICMM	Producer Price Index : Commodities : Metals and metal products : Primary nonferrous metals	BLS	Index 1982=100	Monthly
151	5	PPICRM	Producer Price Index : Crude Materials for Further Processing	BLS	Index 1982=100	Monthly
152	5	PPIFCG	Producer Price Index : Finished Consumer Goods	BLS	Index 1982=100	Monthly
153	5	PPIFGS	Producer Price Index : Finished Goods	BLS	Index 1982=100	Monthly
154	5	PPIHDC	Producer Price Index : Industrial Commodities	BLS	Index 1982=100	Monthly
155	1	NAPMPRI	ISM Manufacturing : Price	ISM	Index	Monthly
156	5	GDPDEF	Gross Domestic Product : Implicit Price Deflator	BEA	Index 2009=100	Quarterly
Salaire						
157	5	A132RC1Q027SBEA*	Compensation of employees : Wages and salaries : Private industries	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
158	5	B202RC1Q027SBEA*	Compensation of employees : Wages and salaries : Government	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
159	5	COMPNFB*	Nonfarm Business Sector : Compensation Per Hour	BLS	Index 2009=100	Quarterly
160	5	HCOMPBS*	Business Sector : Compensation Per Hour	BLS	Index 2009=100	Quarterly
161	5	W209RC1Q027SBEA*	Compensation of employees	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
162	5	CES0600000008*	Average Hourly Earnings of Production and Nonsupervisory Employees :Goods-Producing	BLS	Dollars per Hour	Monthly
163	5	CES2000000008*	Average Hourly Earnings of Production and Nonsupervisory Employees :Construction	BLS	Dollars per Hour	Monthly
164	5	CES3000000008*	Average Hourly Earnings of Production and Nonsupervisory Employees :Manufacturing	BLS	Dollars per Hour	Monthly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Gouvernement						
165	5	GCE**	Government Consumption Expenditures & Gross Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
166	5	FDEFX**	Federal Government : National Defense Consumption Expenditures & Gross Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
167	5	FNDEFX**	Federal Government : Nondefense Consumption Expenditures & Gross Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
168	5	SLCE**	State & Local Consumption Expenditures & Gross Investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
169	5	A782RC1Q027SBEA**	Gross government investment	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
170*	5	A084RC1Q027SBEA**	Government current transfer payments	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
171*	5	A180RC1Q027SBEA**	Government current expenditures : Interest payments	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
172*	5	W059RC1Q027SBEA**	Government income receipts on assets : Interest and miscellaneous receipts	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
173*	5	W060RC1Q027SBEA**	Government current transfer receipts	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
174	5	W066RC1Q027SBEA**	Government total receipts	BEA	Billions of Dollars	Quarterly
Prévision						
175*	1	DRFEDGOV3	Forecast of Real Federal Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 1 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
176*	1	DRFEDGOV4	Forecast of Real Federal Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 2 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
177*	1	DRFEDGOV5	Forecast of Real Federal Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 3 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
178*	1	DRFEDGOV6	Forecast of Real Federal Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 4 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
179*	1	DRSLGOV3	Forecast of Real State and Local Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 1 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
180*	1	DRSLGOV4	Forecast of Real State and Local Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 2 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
181*	1	DRSLGOV5	Forecast of Real State and Local Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 3 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly
182*	1	DRSLGOV6	Forecast of Real State and Local Government Consumption Expenditures & Gross Investment, 4 quarter ahead	FEDPH	Percent	Quarterly

#	Code	Mnémonique	Nom	Source	Unité de mesure	Fréquence
Autres						
183	5	CNP16OV	Civilian Noninstitutional Population	BLS	Thousands of Persons	Monthly
184	5	POP	Total Population : All Ages including Armed Forces Overseas	USCB	Thousands	Monthly
185	5	SP500	S&P 500 Stock Price Index	S&P	Index	Daily
186	1	UMCSENT	University of Michigan : Consumer Sentiment	TR/UM	Index 1st Quarter 1966=100	Quarterly
187*	1	RAMEY	Defense News Shocks	RAMEY	Percent	Quarterly

Tableau A.2: Sources

Sources	
BEA	U.S. Department of Commerce : Bureau of Economic Analysis
BLS	U.S. Department of Labor : Bureau of Labor Statistics
FEDSL	Federal Reserve Bank of St. Louis
FRB	Board of Governors of the Federal Reserve System
ISM	Institute for Supply Management
OCDE	Organisation for Economic Co-operation and Development
ETA	US. Employment and Training Administration
USCB	U.S. Department of Commerce : Census Bureau
FEDPH	Federal Reserve Bank of Philadelphia
S&P	S&P Dow Jones Indices LLC
TR/UM	Thomson Reuters/University of Michigan
RAMEY	Site web de Valery Ramey
AC	Calcul de l'auteur

## ANNEXE B

### INFORMATION SUR LES FACTEURS

Cette annexe contient des tableaux supplémentaires reliés à l'estimation des facteurs ainsi que les tableaux et figures de l'estimation des facteurs pour la période commençant au troisième trimestre 1979 et se terminant au dernier trimestre de 2013.

Tableau B.1: 5  $R^2$  marginaux les plus élevés par facteur

$F_1$	$F_2$	$F_3$	$F_4$	$F_5$
USGOOD 0,8913	CPIAUCSL 0,7945	BAA 0,4076	PRS84006023 0,3303	PRS85006023 0,2085
PRS88003013 0,8755	CUSR0000SA0L5 0,7845	AAA 0,3816	PRS85006023 0,3233	PRS84006023 0,2032
PAYEMS 0,8688	CPIULFSL 0,7255	GS10 0,3279	HOUSTNE 0,3192	PCND 0,2004
PRS85006013 0,8387	CUSR0000SAS 0,7066	UNRATE 0,3274	B202RC1Q027SBEA 0,3048	USGOVT 0,1587
MANEMP 0,8376	FEDFUNDS 0,6978	B944RA3Q086SBEA 0,3273	CPITRNSL 0,2879	AMBSL 0,1564
$F_6$	$F_7$	$F_8$	$F_9$	$F_{10}$
HOUSTS 0,2160	M2SL 0,1916	HCOMPBS 0,2279	A771RA3Q086SBEA 0,2654	M1SL 0,1480
HOUSTW 0,2131	M1SL 0,1560	COMPNFB 0,2160	A782RC1Q027SBEA 0,2182	HOUSTW 0,1163
HOUST 0,1924	AWOTMAN 0,1529	GCE 0,1685	B009RC1Q027SBEA 0,2126	HOUSTMW 0,1155
CES3000000008 0,1413	COMPNFB 0,1266	CES0600000008 0,1102	CES1021000001 0,1684	UNRATE 0,1069
USCONS 0,1397	HCOMPBS 0,1258	A782RC1Q027SBEA 0,1074	GCE 0,1621	GCE 0,1039

Chaque code au-dessus d'un  $R^2$  marginal est le mnémonique de la variable associée.



Tableau B.2: Résultats du test d'Onatski (2006)

		$H_0$														
k		0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14
	1	0,121														
	2	0,218	0,33													
	3	0,292	0,563	0,316												
	4	0,174	0,14	0,102	0,057											
	5	0,205	0,174	0,14	0,102	0,789										
	6	0,237	0,205	0,174	0,14	0,829	0,511									
	7	0,263	0,237	0,205	0,174	0,947	0,829	0,787								
$H_1$	8	0,067	0,061	0,054	0,046	0,039	0,031	0,022	0,013							
	9	0,075	0,067	0,061	0,054	0,046	0,039	0,031	0,022	0,953						
	10	0,081	0,075	0,067	0,061	0,054	0,046	0,039	0,031	0,963	0,694					
	11	0,088	0,081	0,075	0,067	0,061	0,054	0,046	0,039	0,165	0,121	0,067				
	12	0,095	0,088	0,081	0,075	0,067	0,061	0,054	0,046	0,205	0,165	0,121	0,878			
	13	0,101	0,095	0,088	0,081	0,075	0,067	0,061	0,054	0,24	0,205	0,165	0,249	0,138		
	14	0,107	0,101	0,095	0,088	0,081	0,075	0,067	0,061	0,276	0,24	0,205	0,332	0,249	0,867	
	15	0,114	0,107	0,101	0,095	0,088	0,081	0,075	0,067	0,306	0,276	0,24	0,404	0,332	0,594	0,336

Chaque élément du tableau est une valeur p du nombre de facteurs de l'hypothèse nulle (colonne) contre le nombre de facteurs de l'hypothèse alternative (ligne).

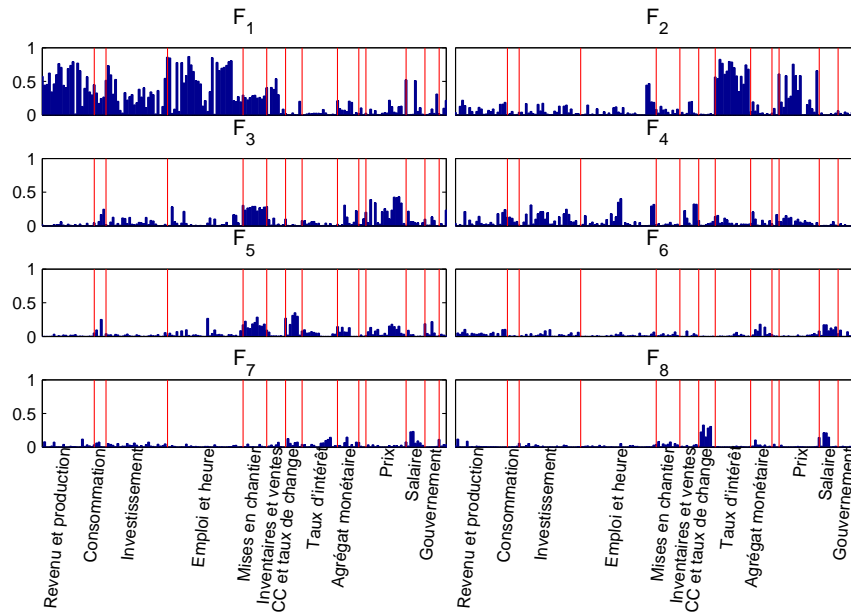


Figure B.1:  $R^2$  marginaux des variables du panel par catégorie – 1979T3-2013T4

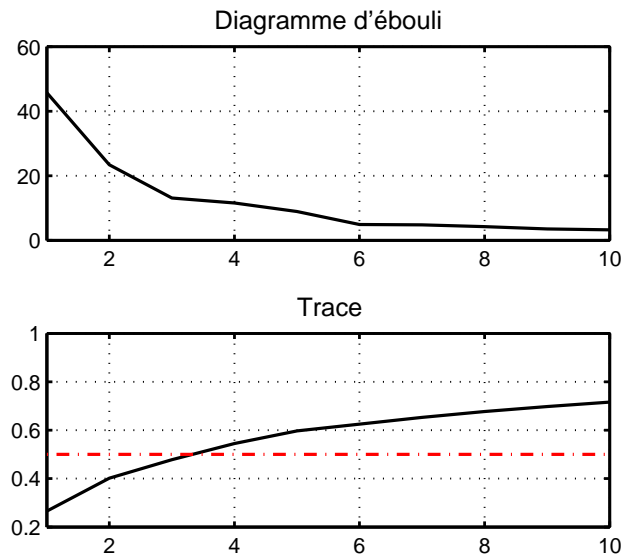


Figure B.2: Diagramme d'éboulis et trace – 1979T3-2013T4

Tableau B.3: Résultats des tests du nombre de facteurs – 1979T3-2013T4

	Bai et Ng (2002)	Alessi et al. (2009)	Onatski (2006)	Onatski (2010)	Hallin et Liska (2007)
Nombre optimal de facteurs	12	5	6	5	7

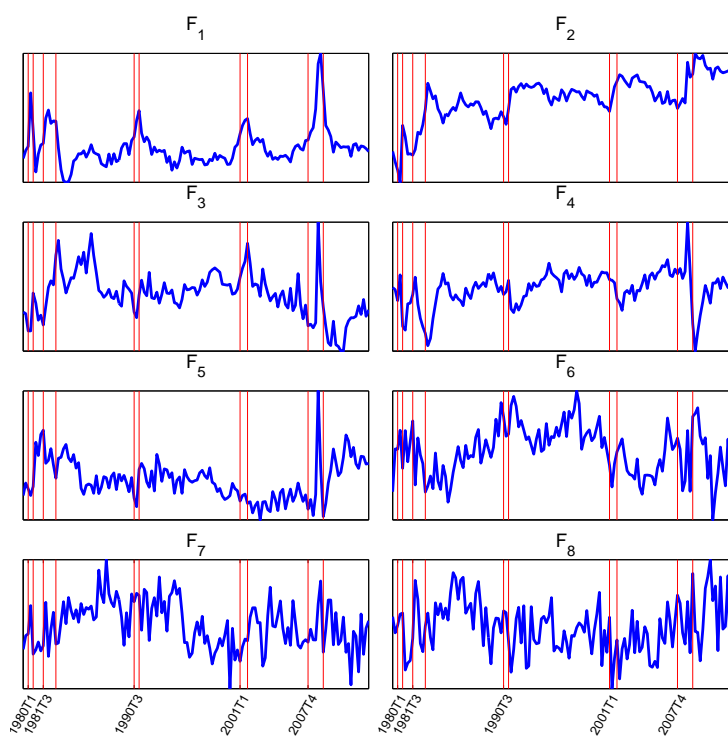


Figure B.3: Facteurs estimés – 1979T3-2013T4

Tableau B.4: Résultats du test d'Onatski (2006) 1979T3-2013T4

		$H_0$														
k	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	
	1	0,207														
	2	0,186	0,103													
	3	0,25	0,186	0,646												
	4	0,307	0,25	0,494	0,276											
	5	0,357	0,307	0,634	0,494	0,68										
	6	0,031	0,026	0,022	0,017	0,013	0,008									
	7	0,035	0,031	0,026	0,022	0,017	0,013	0,558								
$H_1$	8	0,039	0,035	0,031	0,026	0,022	0,017	0,874	0,977							
	9	0,043	0,039	0,035	0,031	0,026	0,022	0,616	0,478	0,266						
	10	0,047	0,043	0,039	0,035	0,031	0,026	0,711	0,616	0,478	0,795					
	11	0,051	0,047	0,043	0,039	0,035	0,031	0,226	0,192	0,154	0,113	0,063				
	12	0,055	0,051	0,047	0,043	0,039	0,035	0,26	0,226	0,192	0,154	0,113	0,869			
	13	0,058	0,055	0,051	0,047	0,043	0,039	0,288	0,26	0,226	0,192	0,154	0,91	0,603		
	14	0,062	0,058	0,055	0,051	0,047	0,043	0,317	0,288	0,26	0,226	0,192	0,77	0,619	0,351	
	15	0,066	0,062	0,058	0,055	0,051	0,047	0,345	0,317	0,288	0,26	0,226	0,562	0,475	0,361	0,199

Chaque élément du tableau est une valeur p du nombre de facteurs de l'hypothèse nulle (colonne) contre le nombre de facteurs de l'hypothèse alternative (ligne).

## ANNEXE C

### SENTIERS DE RÉPONSES

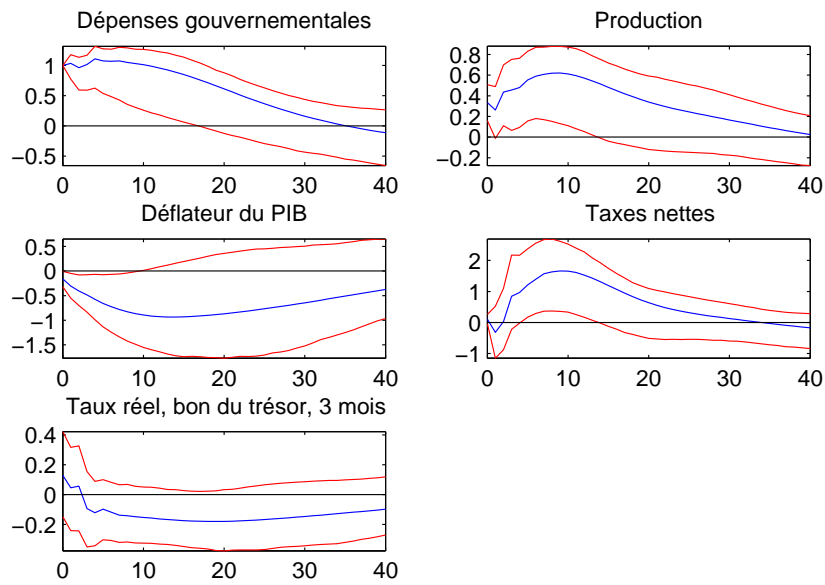


Figure C.1: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – 1960T1-1996T4

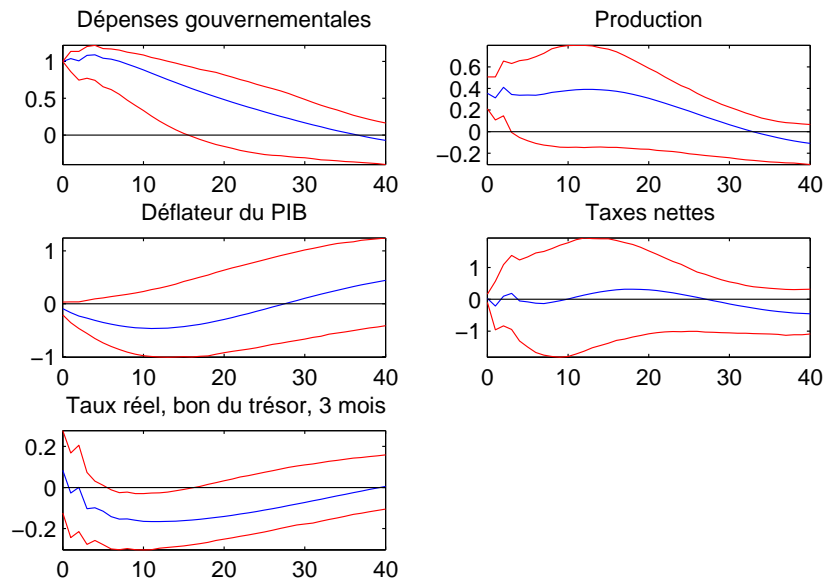


Figure C.2: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – 1960T1-2013T4

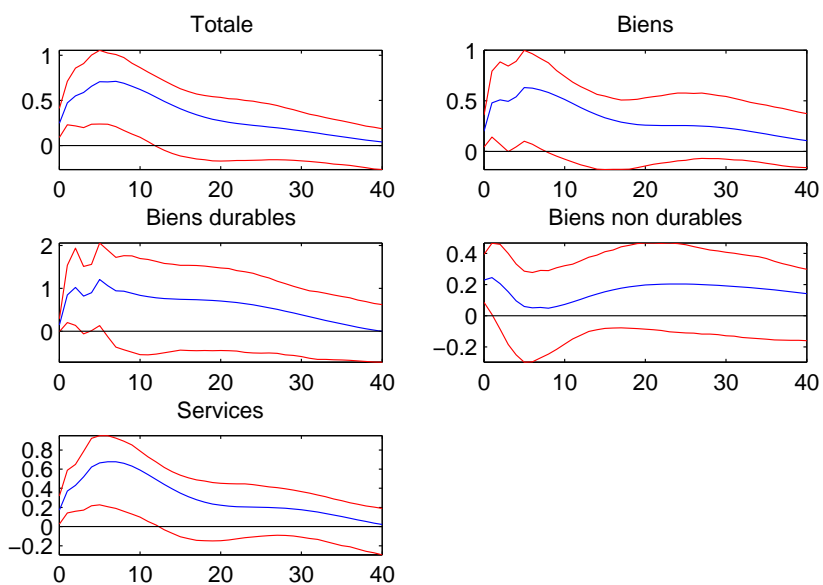


Figure C.3: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Consommation et ses composantes – 1960T1-1996T4

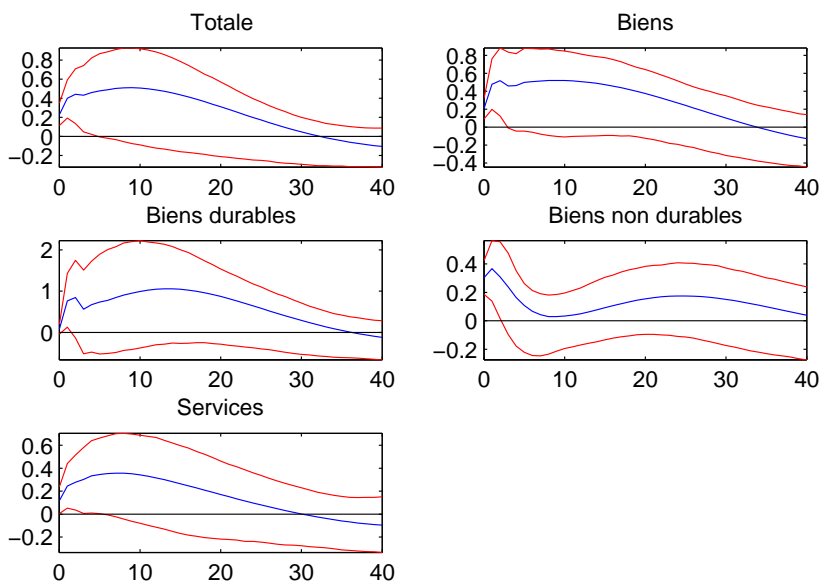


Figure C.4: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

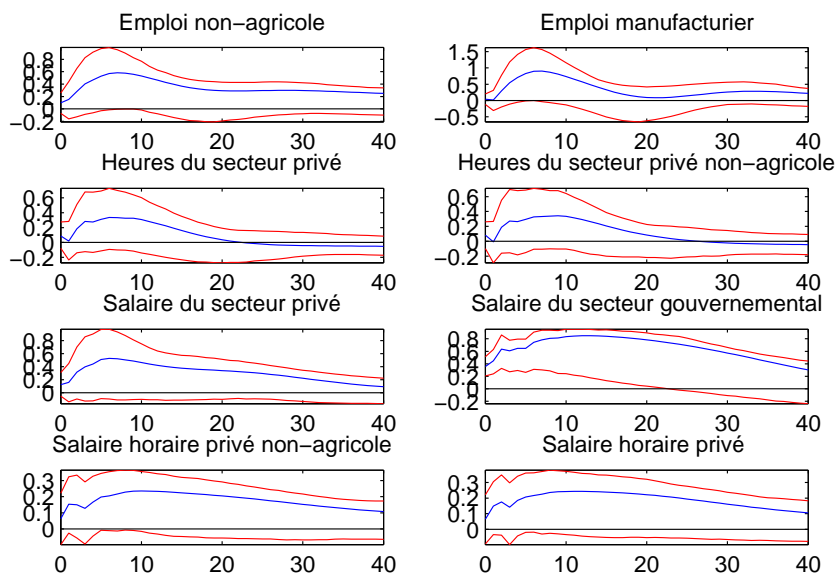


Figure C.5: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Marché du travail – 1960T1-1996T4

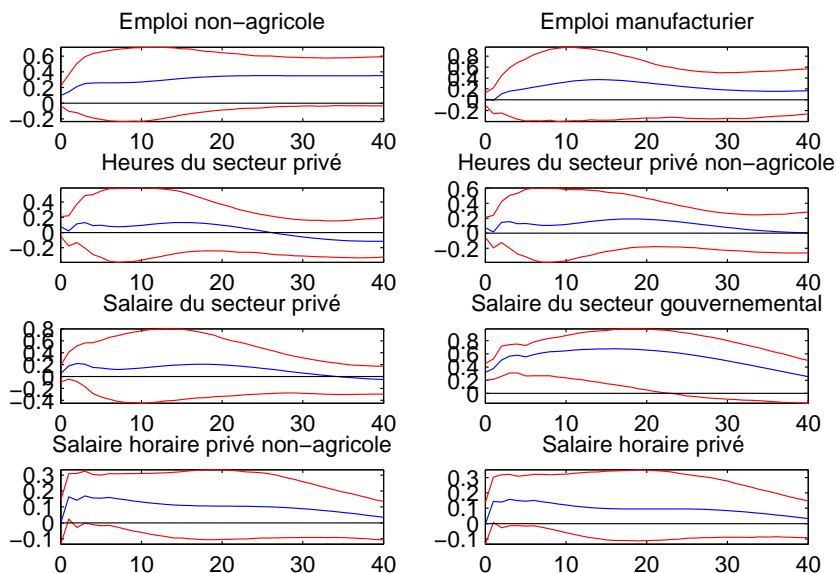


Figure C.6: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Niveau – Marché du travail – 1960T1-2013T4



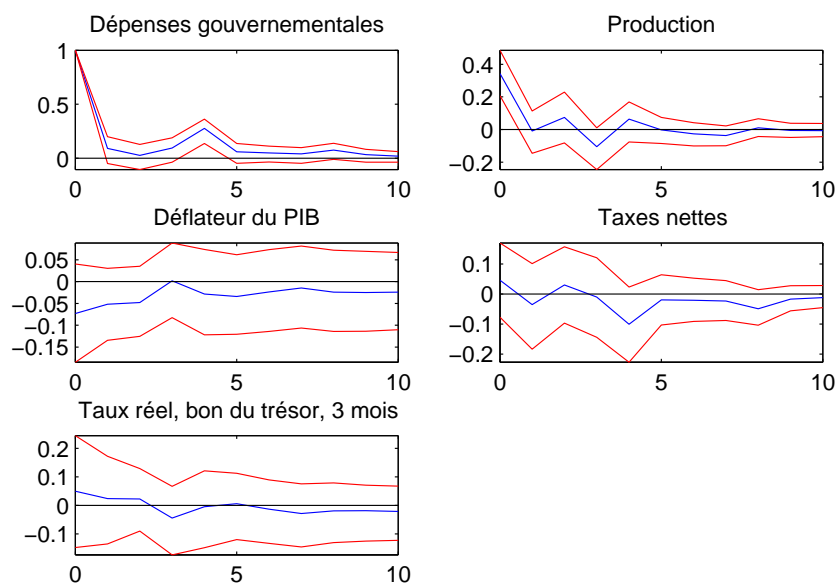


Figure C.7: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1960T1-2013T4

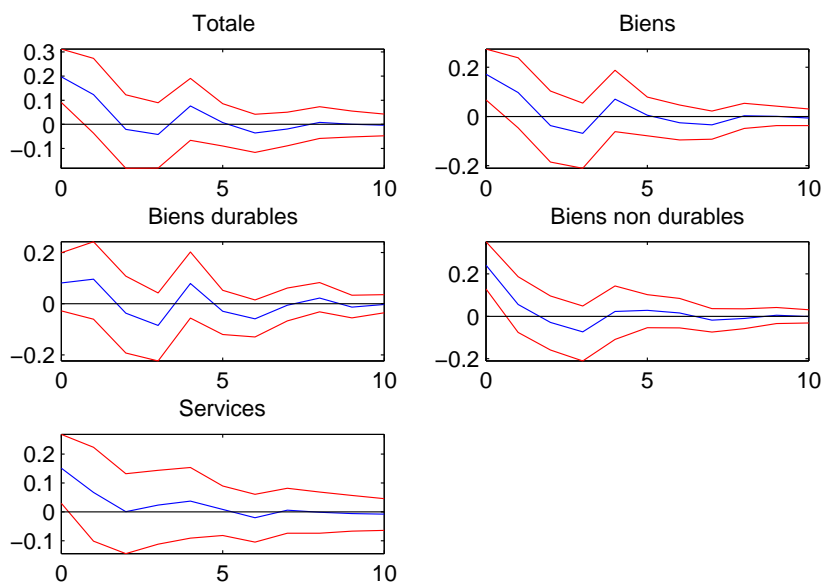


Figure C.8: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

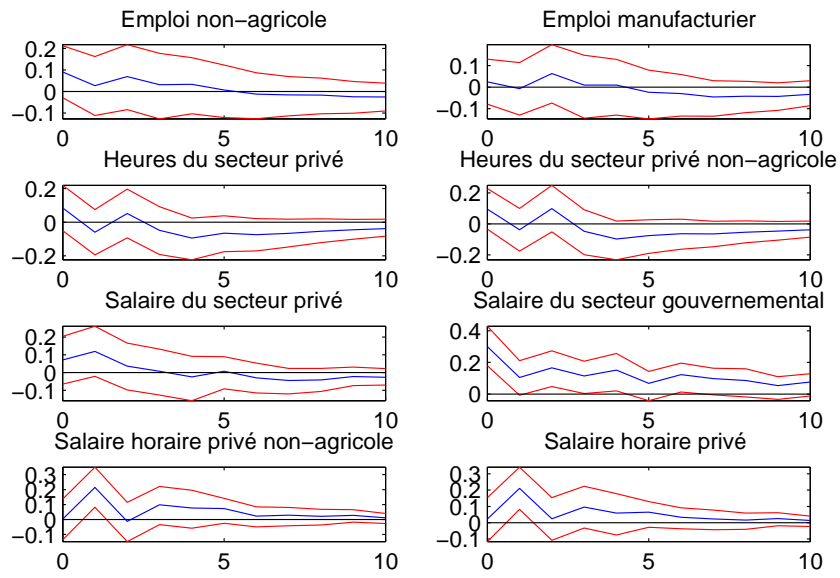


Figure C.9: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1960T1-2013T4

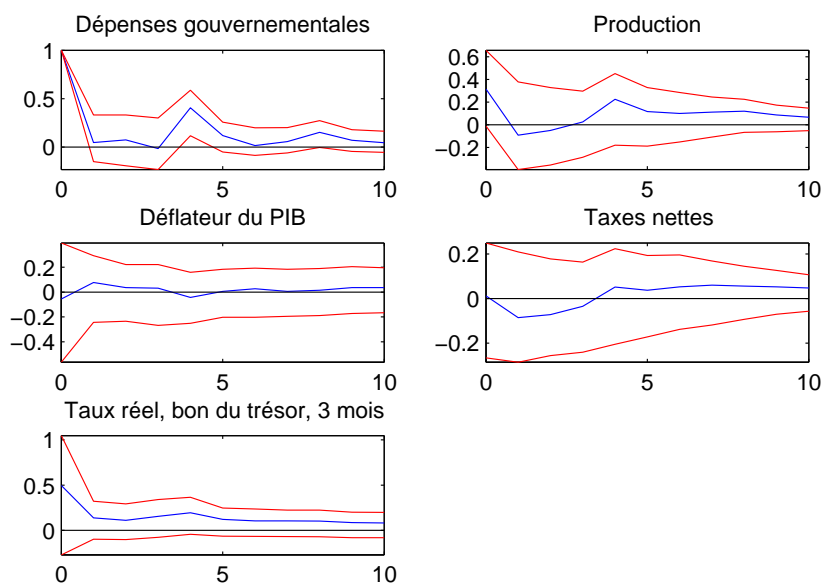


Figure C.10: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1960T1-2013T4

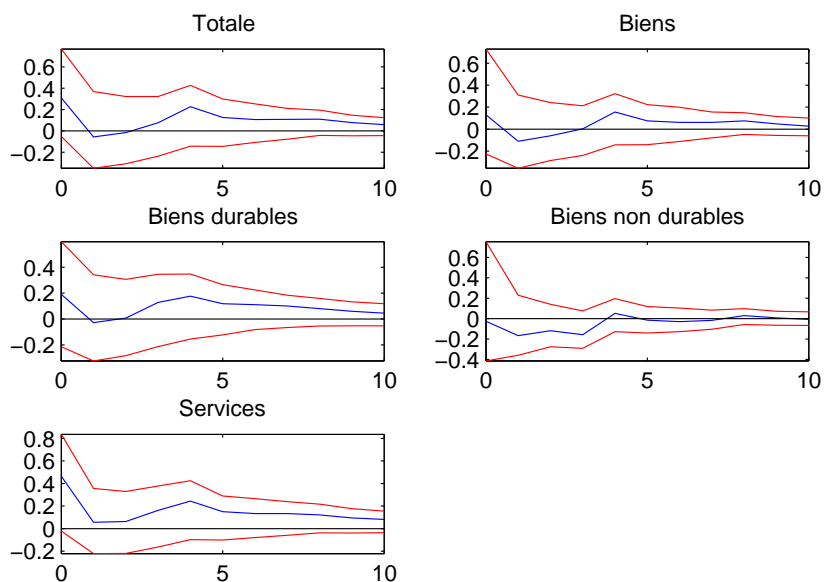


Figure C.11: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

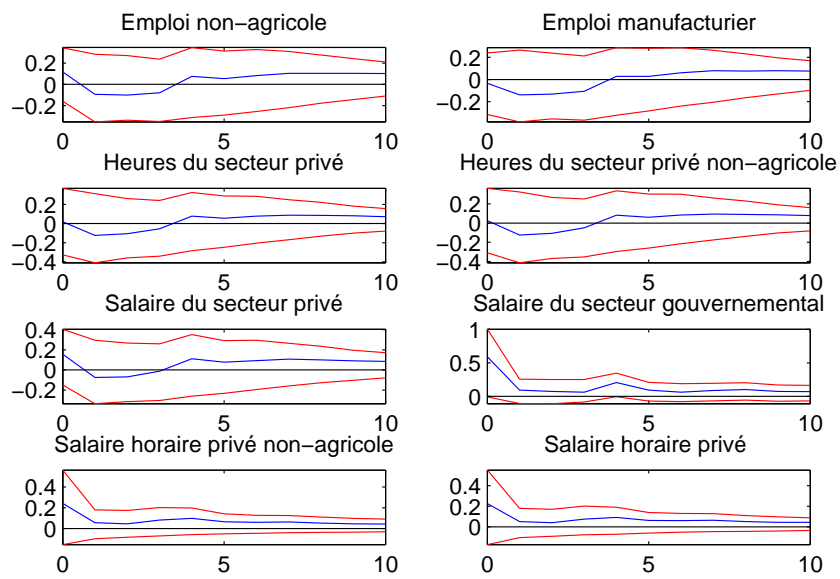


Figure C.12: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1960T1-2013T4

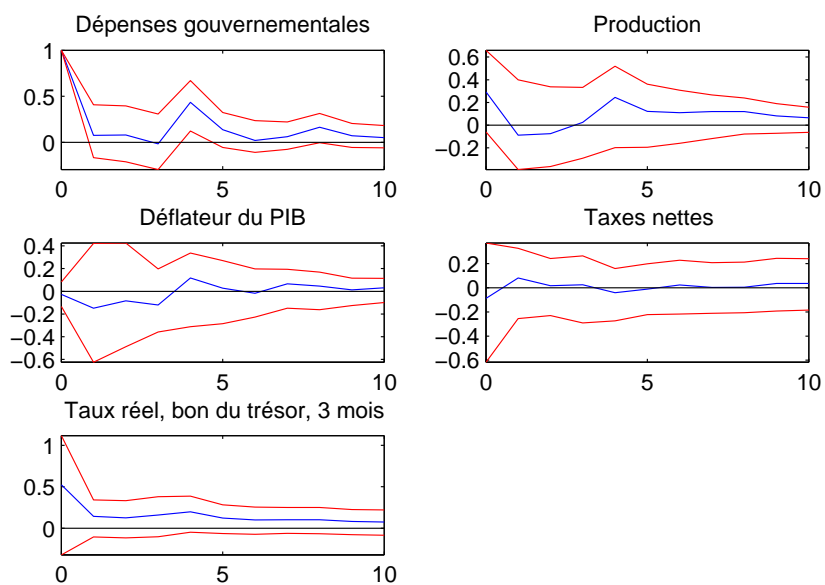


Figure C.13: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1960T1-2013T4

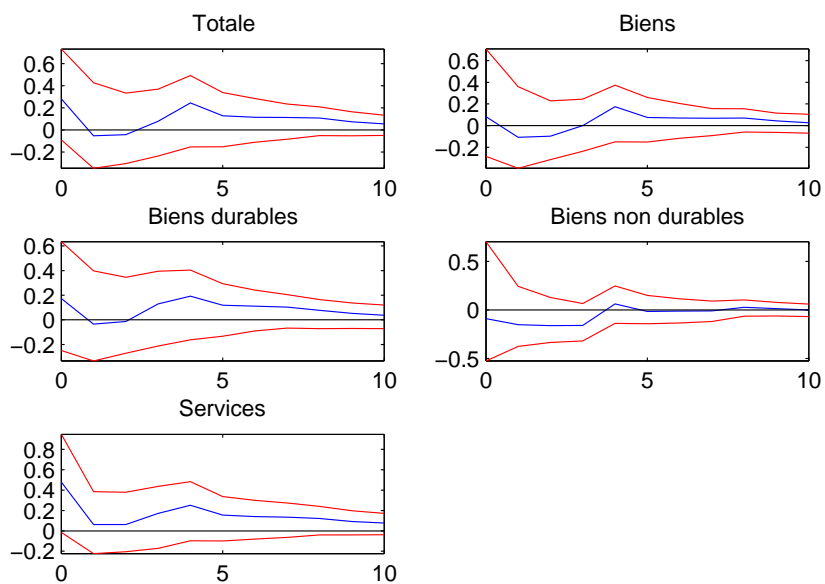


Figure C.14: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

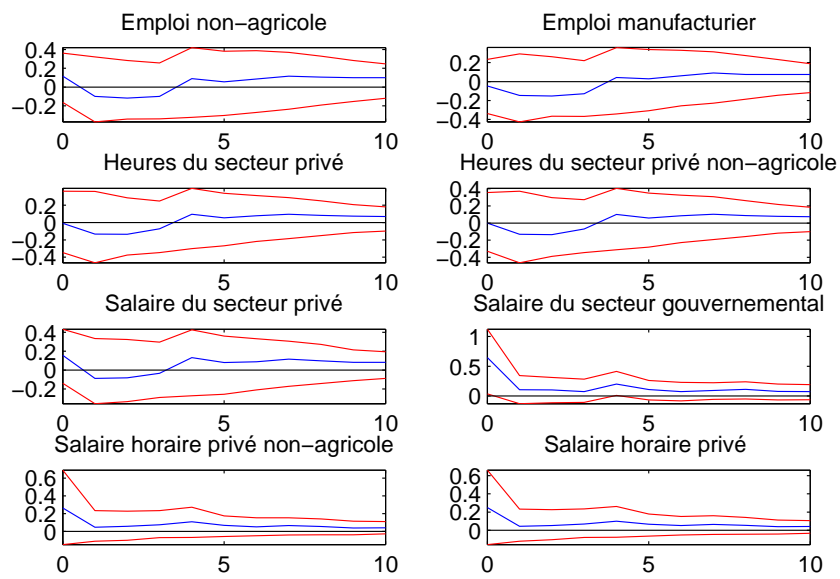


Figure C.15: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1960T1-2013T4

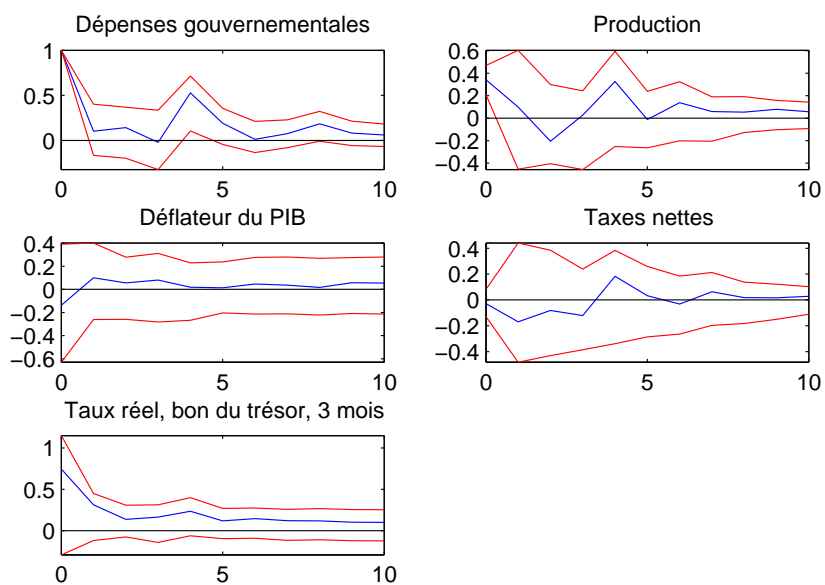


Figure C.16: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1960T1-2013T4

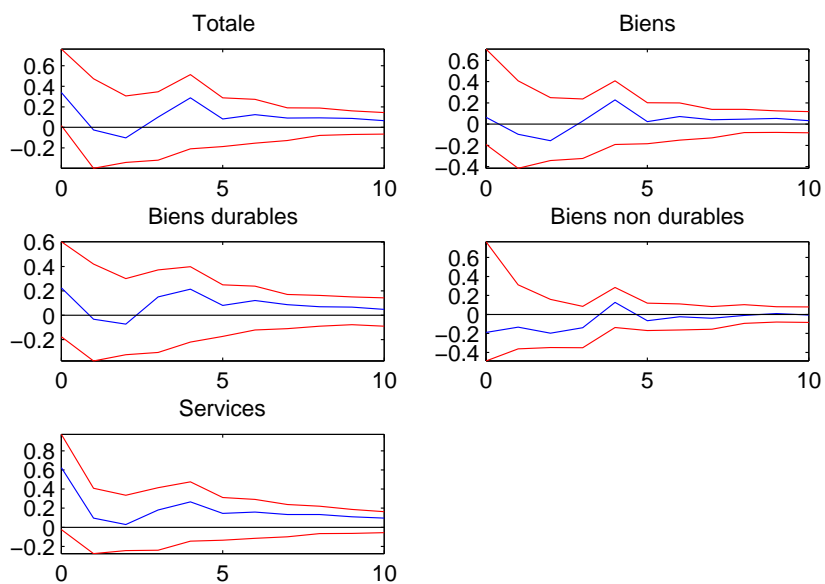


Figure C.17: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

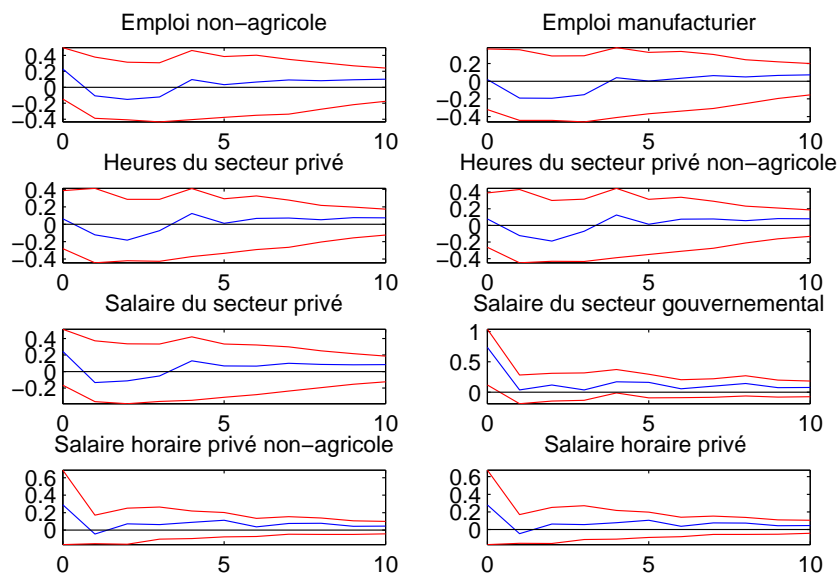


Figure C.18: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1960T1-2013T4



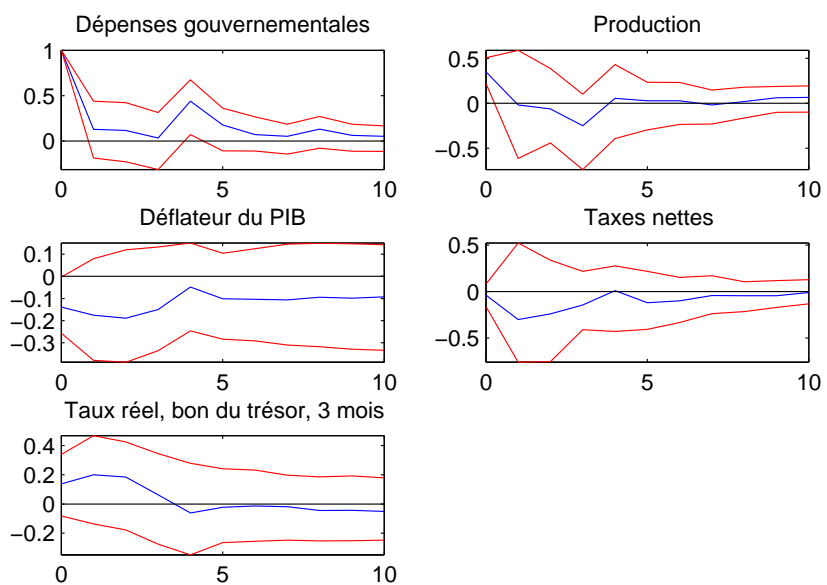


Figure C.19: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – 1960T1-2013T4

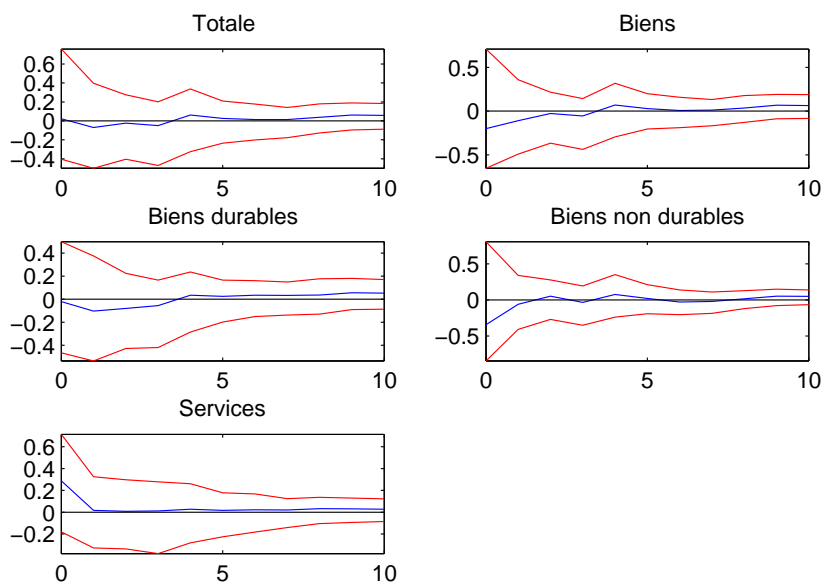


Figure C.20: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

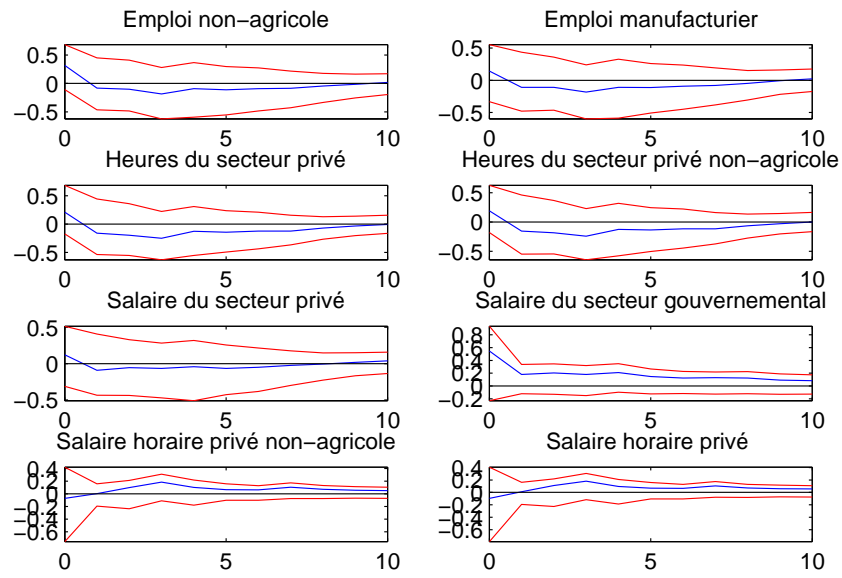


Figure C.21: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5 – Marché du travail – 1960T1-2013T4

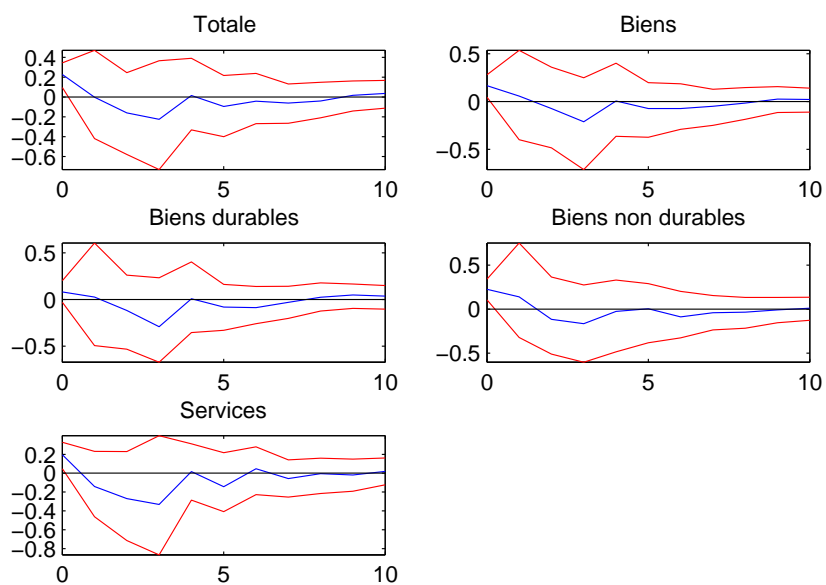


Figure C.22: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5X – Consommation et ses composantes – 1960T1-2013T4

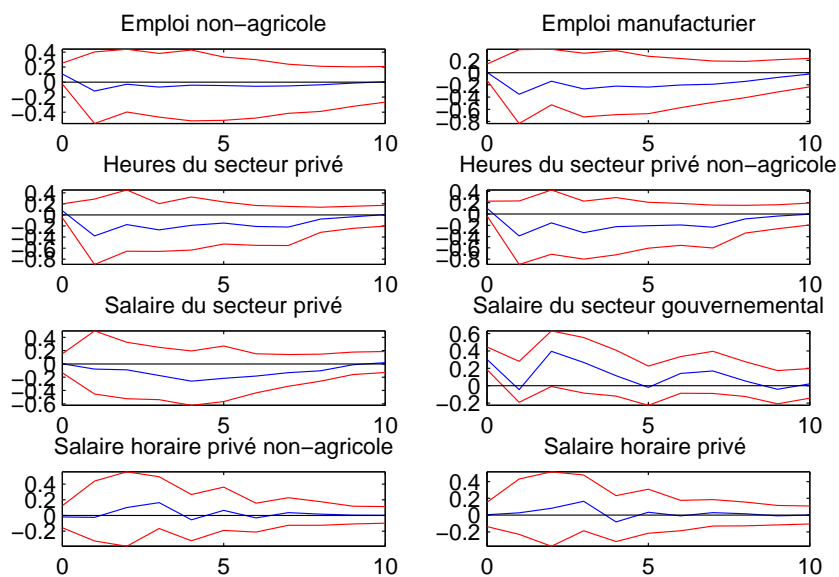


Figure C.23: Sentiers de réponses ( $\alpha = 10\%$ ) – FM5X – Marché du travail – 1960T1-2013T4



## ANNEXE D

### RÉSULTATS DES TESTS DE CAUSALITÉ

Tableau D.1: Résultats des tests de causalité – SVARs en niveau – 1960T1-1996T4

		5 variables			5 + Consommation				5 + Marché du travail							
		PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS		
Ramey	B(L)	0,30	0,37	0,36	0,49	0,20	0,24	0,16	0,17	0,40	0,34	0,30	0,38	0,38	0,54	
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	
Facteur	1	0,22	0,20	0,19	0,21	0,22	0,18	0,56	0,32	0,07	0,06	0,23	0,20	0,08	0,08	
	2	0,31	0,36	0,36	0,42	0,39	0,36	0,27	0,25	0,03	0,08	0,44	0,53	0,22	0,12	
	3	0,15	0,14	0,14	0,15	0,15	0,14	0,30	0,19	0,05	0,07	0,09	0,11	0,05	0,04	
	4	0,30	0,32	0,34	0,33	0,32	0,38	0,52	0,45	0,21	0,18	0,42	0,44	0,19	0,14	
	5	0,03	0,04	0,05	0,07	0,06	0,02	0,12	0,17	0,02	0,04	0,10	0,12	0,13	0,05	
	6	0,16	0,23	0,19	0,28	0,22	0,29	0,11	0,15	0,15	0,23	0,25	0,19	0,25	0,11	
	7	0,02	0,02	0,01	0,01	0,03	0,03	0,01	0,03	0,03	0,05	0,00	0,00	0,00	0,00	
	8	0,01	0,01	0,01	0,03	0,01	0,02	0,03	0,01	0,03	0,03	0,02	0,02	0,02	0,06	0,10
	Tous	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales, SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels et la section Facteurs à l'utilisation des facteurs estimés.

Tableau D.2: Résultats des tests de causalité – SVARs en niveau – 1960T1-2013T4

		5 variables		5 + Consommation					5 + Marché du travail						
			PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS
Ramey	B(L)	0,10	0,15	0,12	0,10	0,14	0,07	0,05	0,14	0,14	0,13	0,09	0,07	0,20	0,24
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Facteur	1	0,05	0,03	0,11	0,10	0,07	0,10	0,44	0,11	0,02	0,02	0,04	0,10	0,02	0,02
	2	0,14	0,15	0,19	0,15	0,11	0,11	0,31	0,18	0,03	0,06	0,09	0,09	0,07	0,05
	3	0,07	0,05	0,10	0,11	0,08	0,10	0,20	0,09	0,01	0,02	0,04	0,10	0,03	0,02
	4	0,13	0,16	0,22	0,15	0,05	0,08	0,11	0,08	0,09	0,13	0,10	0,07	0,05	0,03
	5	0,03	0,07	0,08	0,09	0,01	0,03	0,01	0,01	0,04	0,05	0,03	0,02	0,05	0,06
	6	0,41	0,22	0,21	0,37	0,49	0,37	0,54	0,44	0,15	0,29	0,35	0,55	0,32	0,22
	7	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00	0,02	0,00	0,01	0,04	0,03	0,01	0,01	0,02	0,03
	8	0,20	0,13	0,06	0,08	0,20	0,14	0,39	0,24	0,38	0,28	0,49	0,20	0,20	0,11
	Tous	0,01	0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,02	0,01	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01	0,01

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales, SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels et la section Facteurs à l'utilisation des facteurs estimés.

Tableau D.3: Résultats des tests de causalité – SVARs stationnaires – 1960T1-2013T4

		5 variables		5 + Consommation					5 + Marché du travail						
			PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS
Ramey	B(L)	0,03	0,05	0,04	0,05	0,03	0,02	0,02	0,02	0,04	0,03	0,03	0,02	0,06	0,08
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Facteur	1	0,08	0,07	0,08	0,09	0,07	0,06	0,64	0,48	0,16	0,18	0,09	0,10	0,05	0,04
	2	0,17	0,17	0,16	0,18	0,08	0,16	0,38	0,32	0,16	0,19	0,16	0,10	0,10	0,08
	3	0,05	0,06	0,04	0,07	0,03	0,06	0,21	0,16	0,10	0,10	0,04	0,06	0,03	0,04
	4	0,10	0,16	0,25	0,10	0,05	0,05	0,19	0,14	0,11	0,12	0,07	0,10	0,06	0,04
	5	0,01	0,08	0,06	0,04	0,00	0,02	0,01	0,01	0,03	0,03	0,01	0,01	0,01	0,02
	6	0,33	0,10	0,19	0,24	0,32	0,19	0,41	0,21	0,21	0,32	0,43	0,26	0,35	0,27
	7	0,01	0,04	0,02	0,02	0,01	0,05	0,00	0,00	0,03	0,02	0,01	0,02	0,02	0,02
	8	0,17	0,08	0,08	0,14	0,16	0,13	0,13	0,12	0,29	0,24	0,18	0,11	0,37	0,27
Tous	0,00	0,01	0,01	0,01	0,00	0,01	0,02	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01	0,01	

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales, SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels et la section Facteurs à l'utilisation des facteurs estimés.



Tableau D.4: Résultats des tests de causalité multivariés – SVAR stationnaires – 1960T1-2013T4

$H_1$	$H_0$					$H_0$					$H_0$				
	0	1	2	3	5	0	1	2	3	4	0	1	2	3	4
	FM5					5 + PCEC					5 + DGDS				
1	0,56					0,99					1,00				
2	0,83	0,99				1,00	1,00				1,00	1,00			
3	0,98	1,00	1,00			1,00	1,00	0,99			1,00	1,00	0,98		
4	0,99	1,00	0,95	0,08		1,00	1,00	0,82	0,02		1,00	0,99	0,58	0,06	
5	1,00	1,00	0,97	0,30	0,16	1,00	1,00	0,92	0,13	0,09	1,00	0,99	0,78	0,30	0,26
	5 + PCDG					5 + PCND					5 + PCESV				
1	0,62					0,98					0,05				
2	0,70	0,98				0,24	0,19				0,91	1,00			
3	0,87	0,99	0,99			0,59	0,69	0,99			0,98	1,00	1,00		
4	0,91	0,98	0,79	0,09		0,59	0,40	0,64	0,02		1,00	1,00	1,00	0,78	
5	0,99	0,99	0,89	0,31	0,21	0,76	0,52	0,65	0,08	0,15	1,00	1,00	0,99	0,54	0,01
	5 + PAYEMS					5 + MANEMP					5 + HOABS				
1	0,69					0,11					0,63				
2	1,00	1,00				0,91	0,99				0,94	1,00			
3	1,00	1,00	1,00			0,98	0,99	0,99			0,99	1,00	0,98		
4	1,00	1,00	0,85	0,06		0,98	1,00	0,91	0,42		0,90	0,98	0,48	0,01	
5	1,00	1,00	0,89	0,21	0,09	0,98	1,00	0,92	0,49	0,07	0,99	0,99	0,73	0,09	0,21
	5 + HOANBS					5 + A132RC1					5 + B202RC1				
1	0,90					0,00					0,06				
2	0,94	0,99				0,00	0,95				0,68	1,00			
3	0,98	1,00	1,00			0,34	1,00	1,00			0,99	1,00	1,00		
4	0,96	0,98	0,76	0,05		0,65	1,00	0,97	0,12		0,98	1,00	0,99	0,12	
5	1,00	1,00	0,94	0,41	0,45	0,87	1,00	0,99	0,34	0,11	0,98	1,00	0,96	0,17	0,12
	5 + COMPNFB					5 + HCOMPBS									
1	0,00					0,02									
2	0,35	1,00				0,56	1,00								
3	0,66	0,99	0,99			0,85	1,00	0,99							
4	0,73	0,99	0,73	0,04		0,74	0,98	0,54	0,01						
5	0,65	0,97	0,54	0,03	0,02	0,75	0,97	0,45	0,01	0,02					

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de causalité multivarié testant  $H_0$  : 0,1,2,3,4 facteurs contre  $H_1$  : 1,2,3,4,5 facteurs

Tableau D.5: Résultats des tests de causalité – GF – 1960T1-2013T4

		Nombre de facteurs							
		1	2	3	4	5	6	7	8
Ramey	B(L)	0,07	0,08	0,09	0,12	0,08	0,09	0,15	0,13
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Tableau D.6: Résultats des tests de causalité – GTF – 1960T1-2013T4

		Nombre de facteurs							
		1	2	3	4	5	6	7	8
Ramey	B(L)	0,10	0,10	0,11	0,14	0,08	0,09	0,16	0,15
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

Tableau D.7: Résultats des tests de causalité – GYTF – 1960T1-2013T4

		Nombre de facteurs							
		1	2	3	4	5	6	7	8
Ramey	B(L)	0,13	0,11	0,10	0,07	0,07	0,11	0,18	0,17
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Tableau D.8: Résultats des tests de causalité – FM5 – 1960T1-2013T4

		Nombre de facteurs							
		1	2	3	4	5	6	7	8
Ramey	B(L)	0,04	0,05	0,05	0,04	0,05	0,04	0,05	0,07
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

Tableau D.9: Résultats des tests de causalité – FM5X – 1960T1-2013T4

		5 + Consommation					5 + Marché du travail							
		PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS
Ramey	B(L)	0,04	0,04	0,06	0,01	0,02	0,03	0,04	0,10	0,07	0,03	0,04	0,07	0,11
SPF-fed	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

## ANNEXE E

### ANALYSE DE SENSIBILITÉ

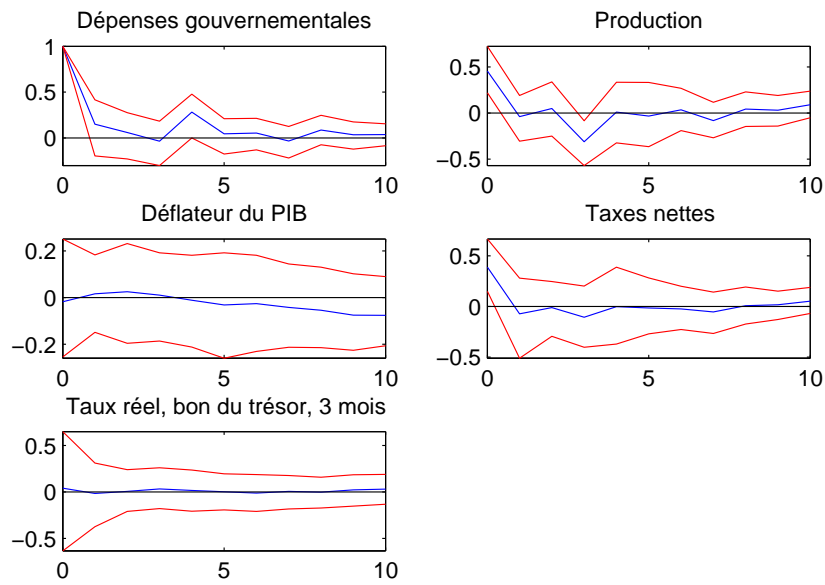


Figure E.1: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1960T1-1979T3

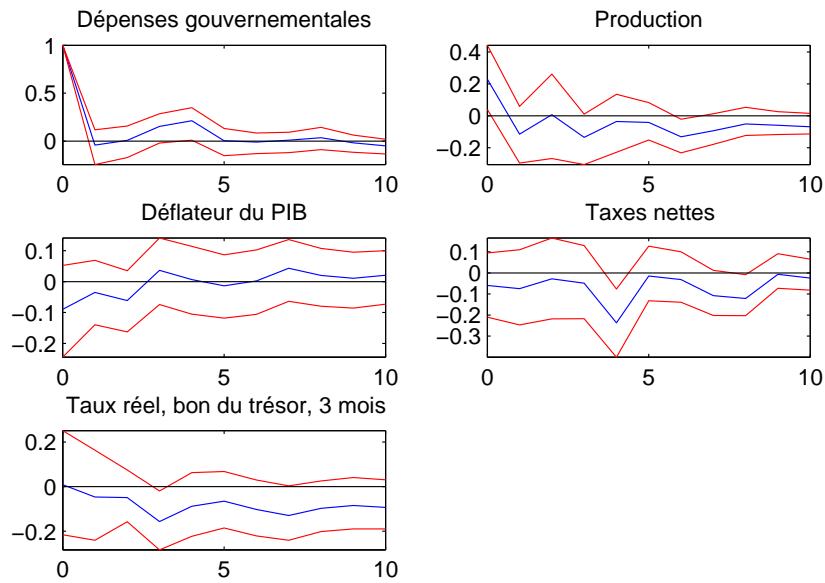


Figure E.2: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – 1979T4-2013T4

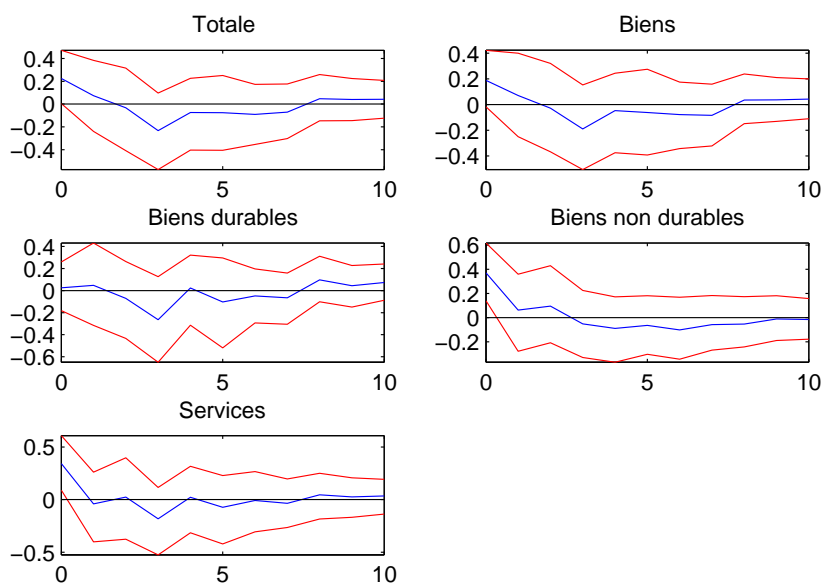


Figure E.3: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses composantes – 1960T1-1979T3

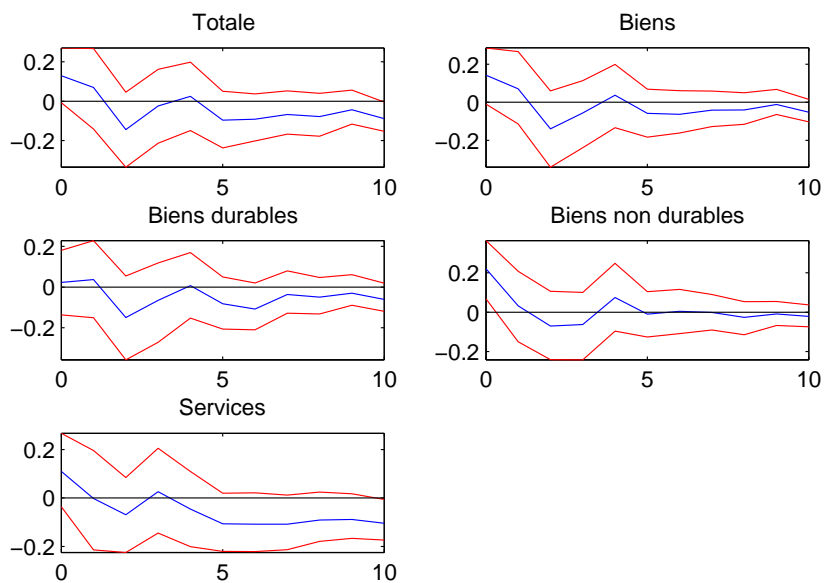


Figure E.4: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Consommation et ses composantes – 1979T4-2013T4

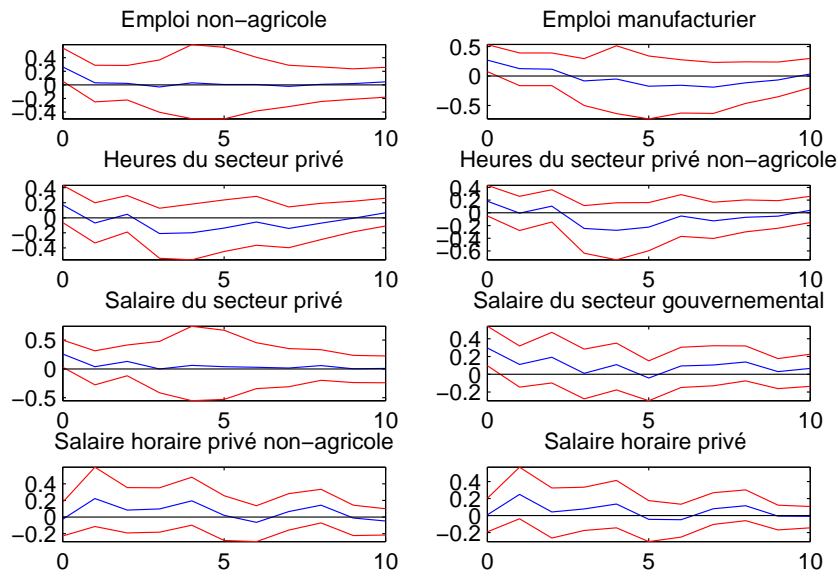


Figure E.5: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1960T1-1979T3

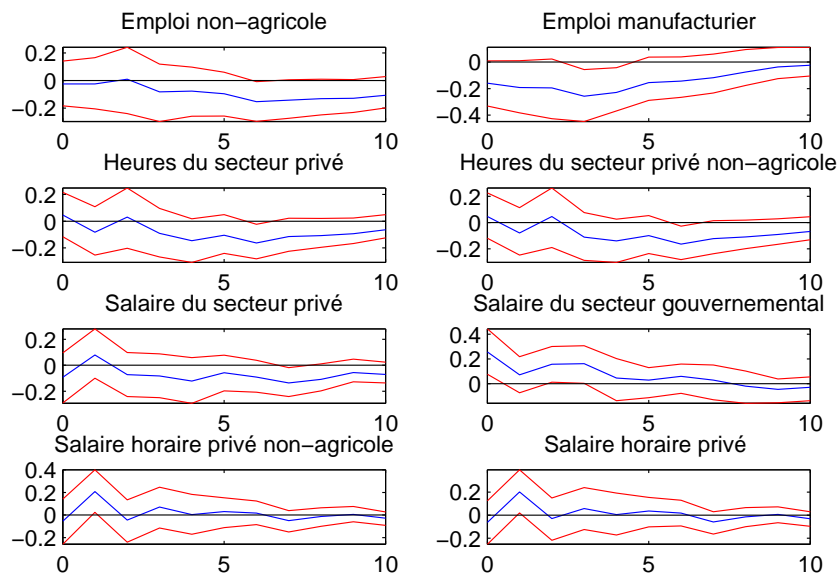


Figure E.6: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – Stationnaire – Marché du travail – 1979T4-2013T4



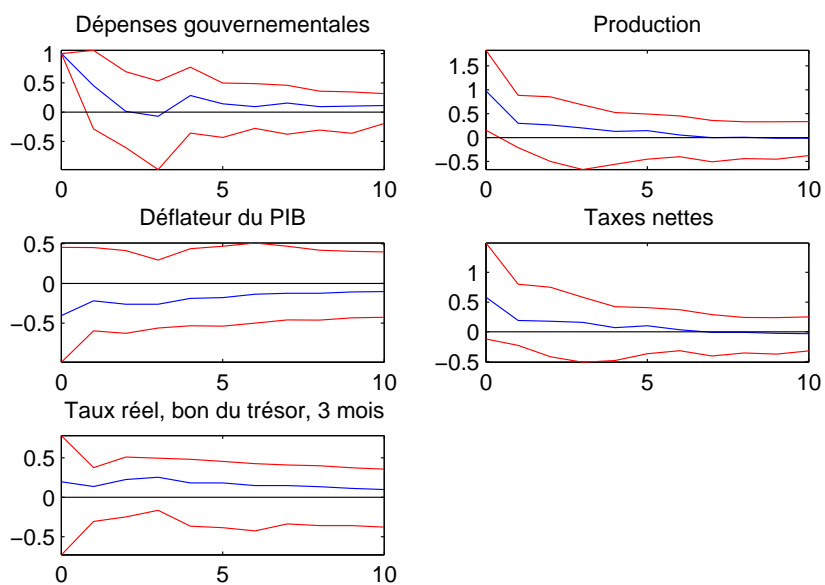


Figure E.7: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1960T1-1979T3

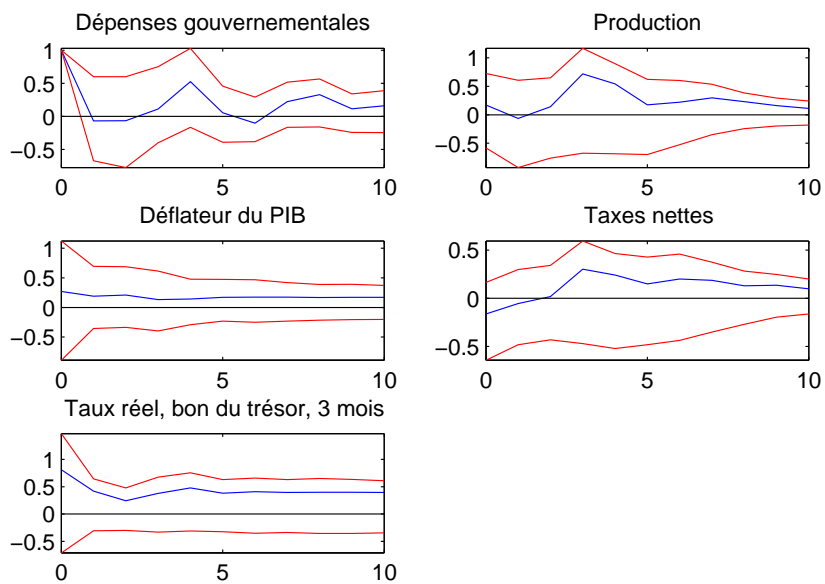


Figure E.8: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – 1979T4-2013T4

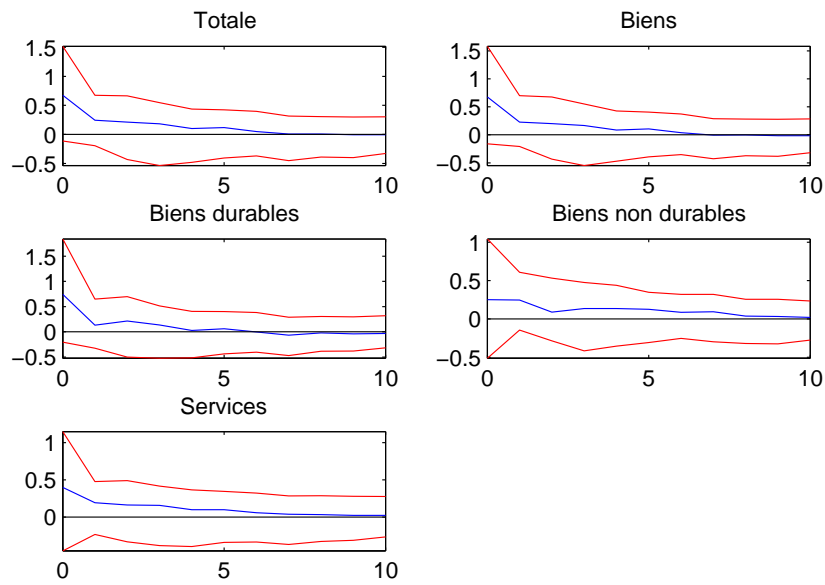


Figure E.9: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1960T1-1979T3

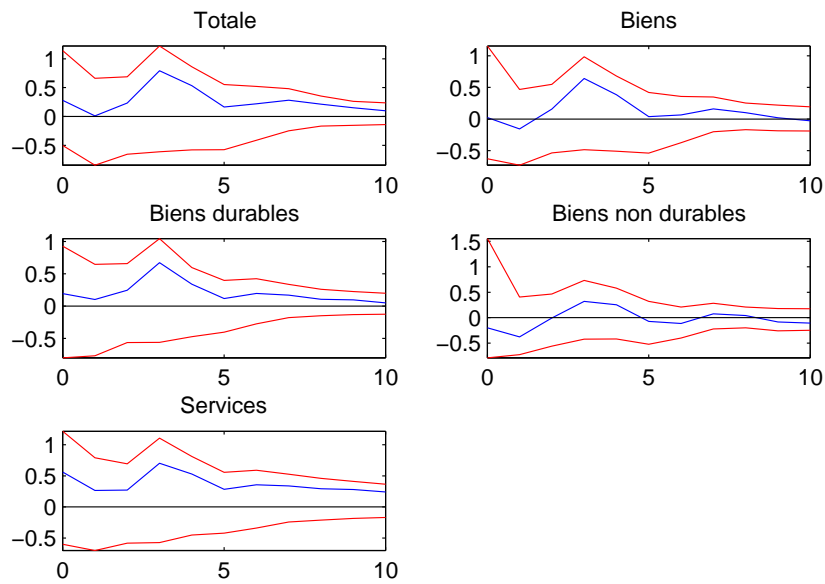


Figure E.10: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Consommation et ses composantes – 1979T4-2013T4

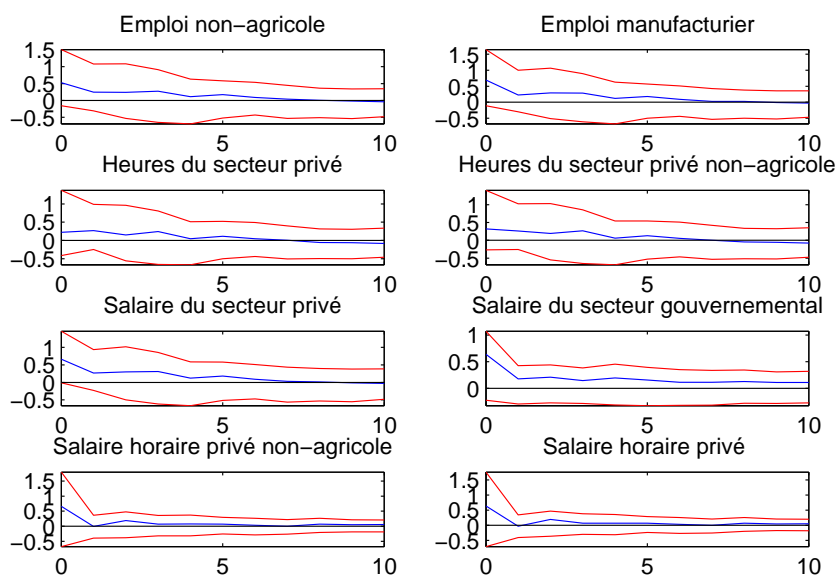


Figure E.11: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1960T1-1979T3

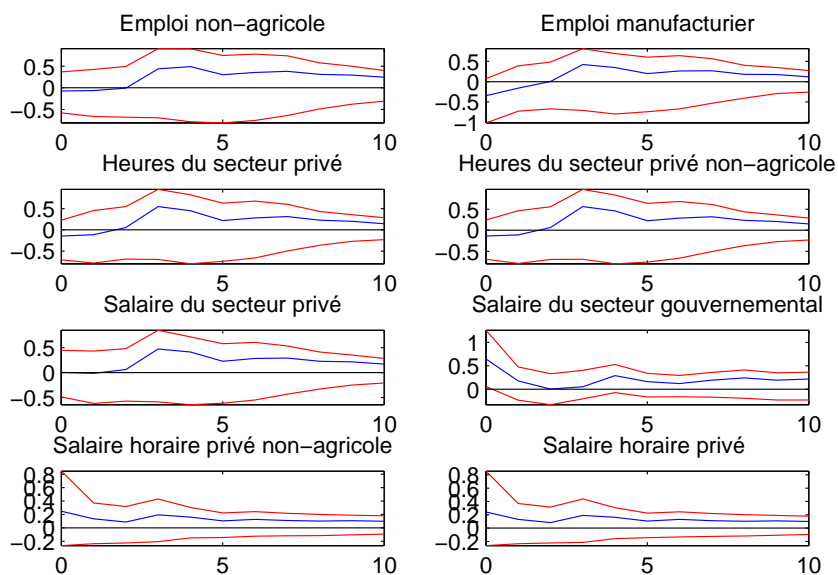
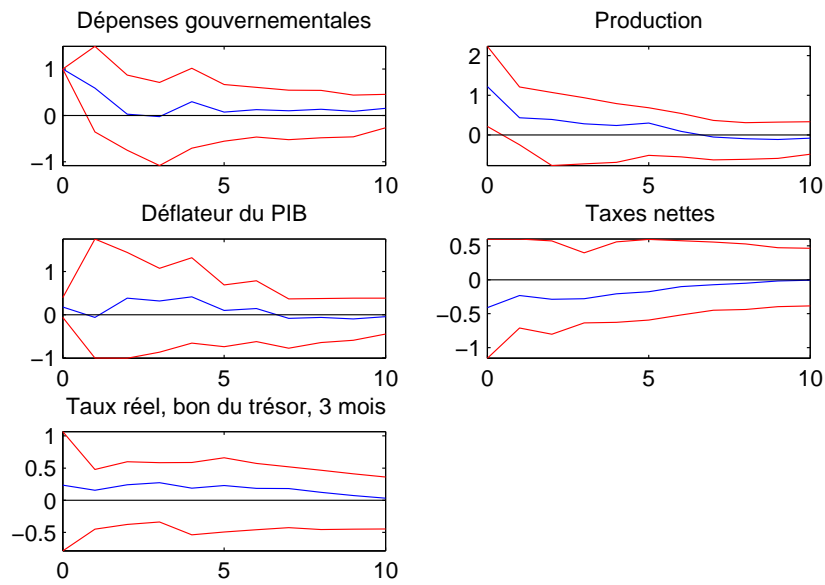
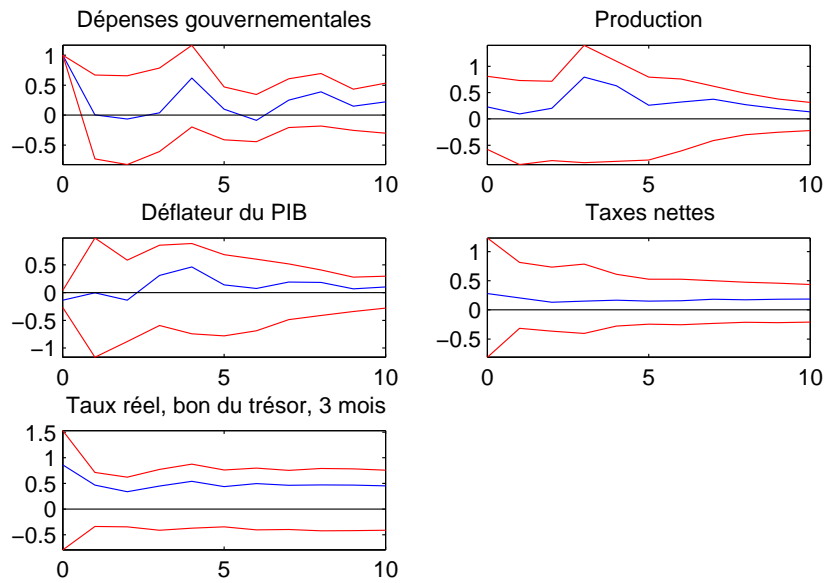


Figure E.12: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GF – Marché du travail – 1979T4-2013T4

Figure E.13: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1960T1-1979T3Figure E.14: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – 1979T4-2013T4

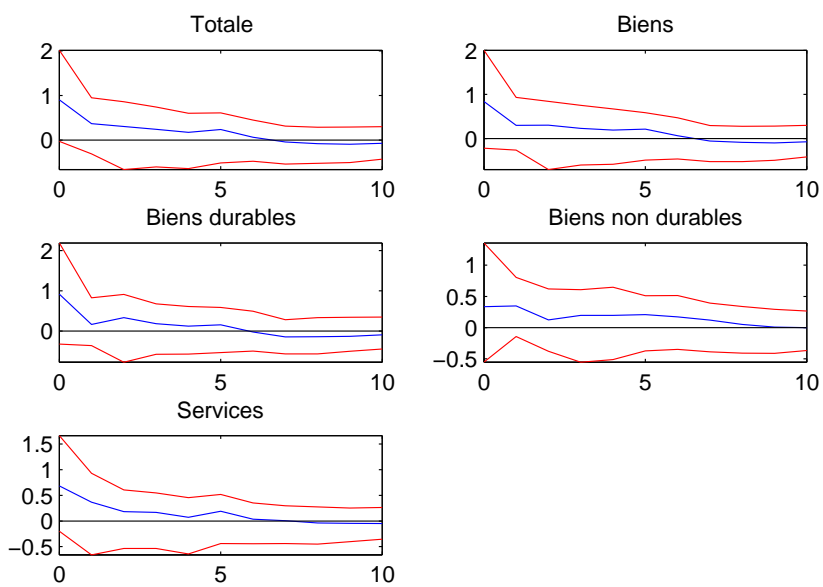


Figure E.15: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes  
– 1960T1-1979T3

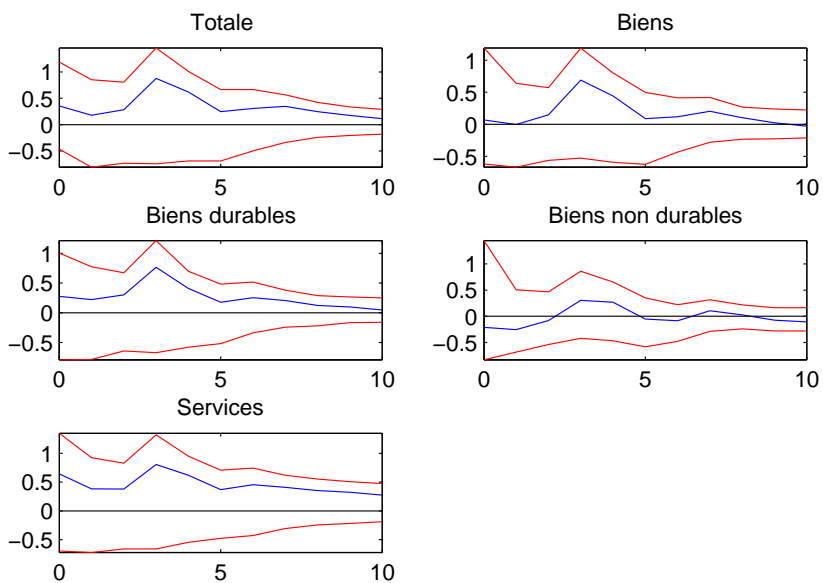


Figure E.16: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Consommation et ses composantes  
– 1979T4-2013T4

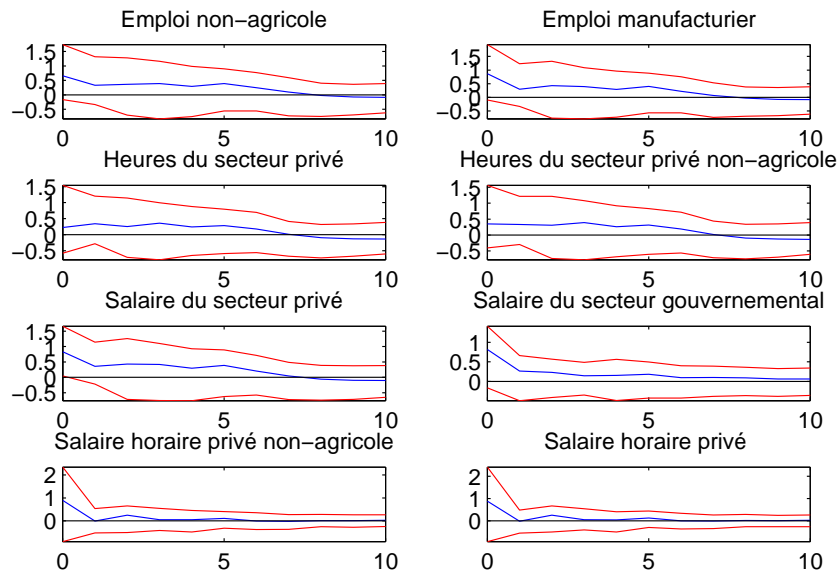


Figure E.17: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1960T1-1979T3

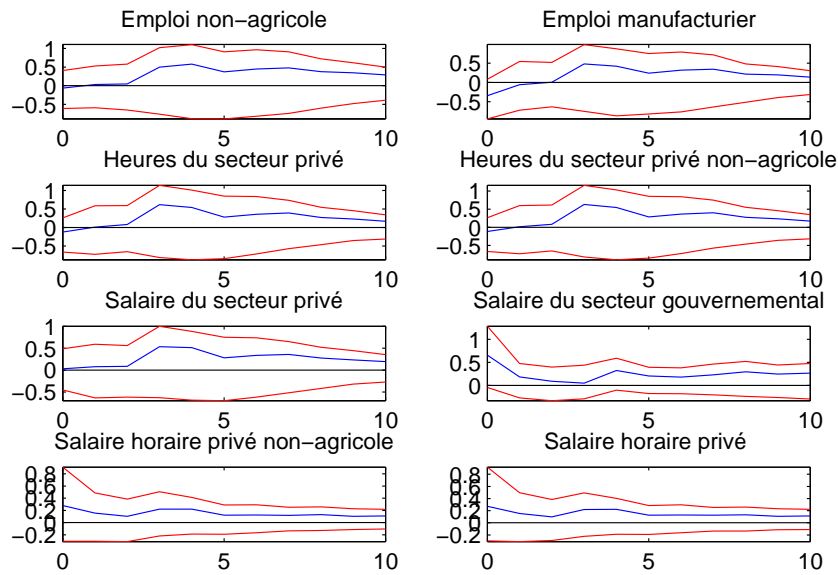


Figure E.18: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GTF – Marché du travail – 1979T4-2013T4

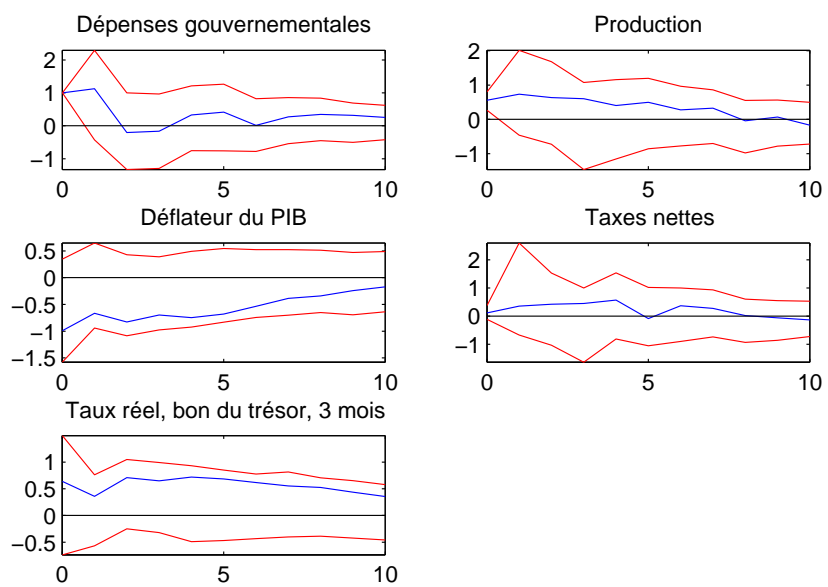


Figure E.19: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1960T1-1979T3

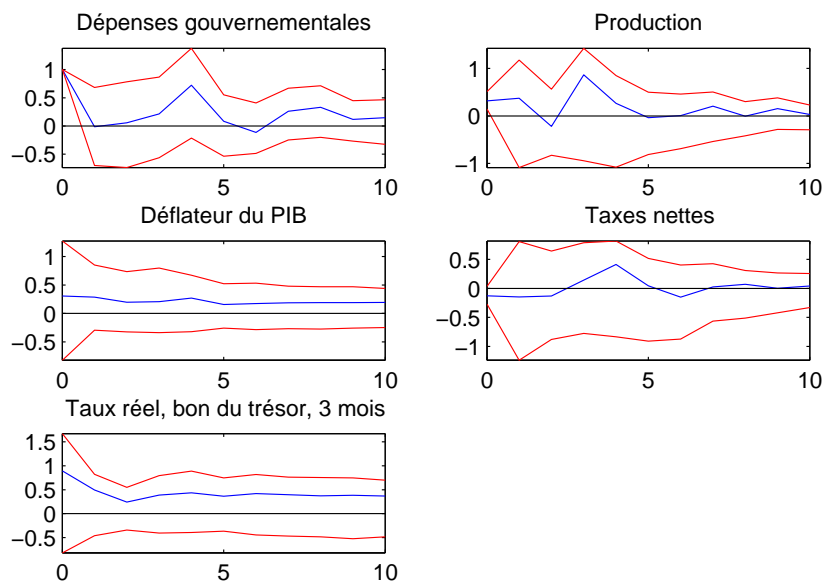


Figure E.20: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – 1979T4-2013T4

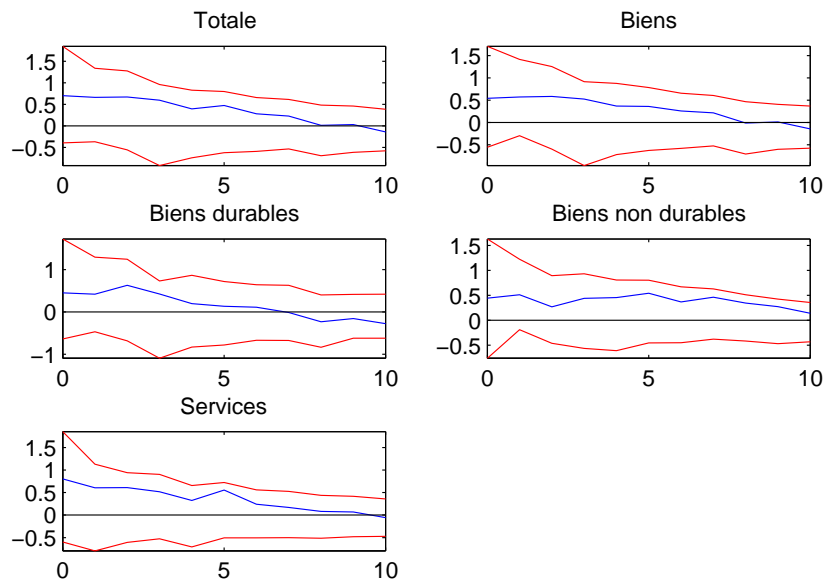


Figure E.21: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes  
– 1960T1-1979T3

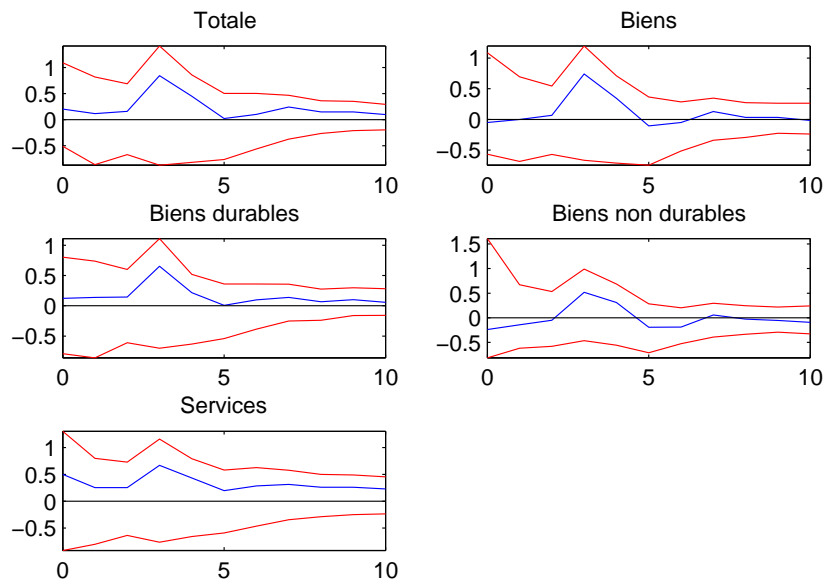


Figure E.22: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Consommation et ses composantes  
– 1979T4-2013T4



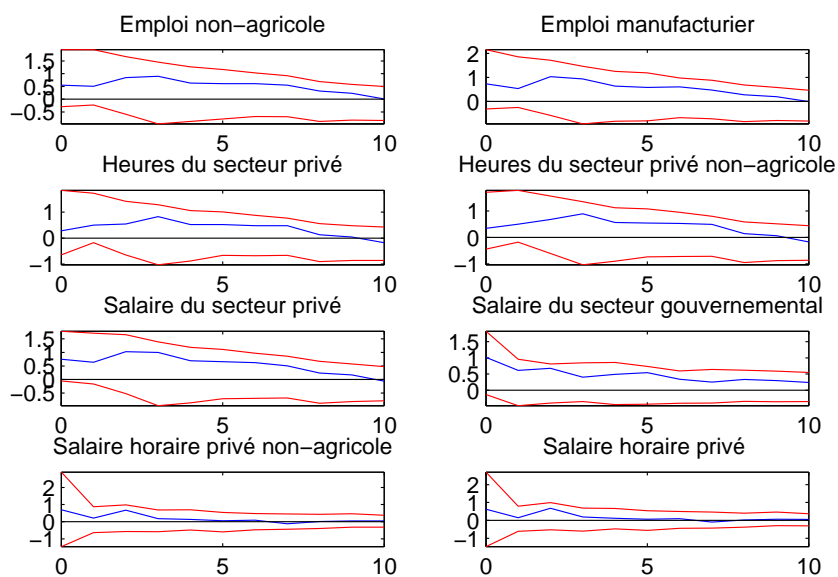


Figure E.23: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1960T1-1979T3

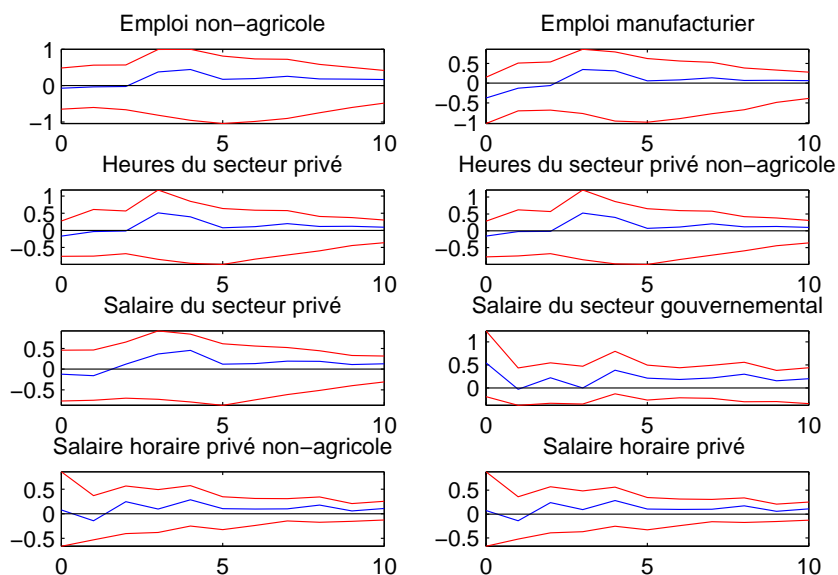


Figure E.24: Sentiers de réponse ( $\alpha = 10\%$ ) – GYTF – Marché du travail – 1979T4-2013T4

Tableau E.1: Résultats des tests de causalité – SVAR stationnaires

		5 variables	5 + Consommation					5 + Marché du travail							
			PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS
1960-1979															
Ramey	B(L)	0,16	0,39	0,34	0,32	0,08	0,23	0,18	0,24	0,35	0,18	0,15	0,15	0,17	0,33
	1	0,11	0,10	0,11	0,18	0,10	0,06	0,39	0,39	0,29	0,34	0,30	0,10	0,12	0,13
	2	0,33	0,34	0,38	0,57	0,31	0,26	0,36	0,85	0,49	0,63	0,55	0,32	0,13	0,10
	3	0,12	0,15	0,21	0,26	0,13	0,12	0,18	0,13	0,19	0,17	0,07	0,12	0,15	0,10
	4	0,05	0,09	0,08	0,15	0,15	0,18	0,06	0,22	0,05	0,04	0,05	0,04	0,04	0,03
Facteur	5	0,04	0,05	0,04	0,05	0,09	0,01	0,00	0,01	0,15	0,08	0,03	0,05	0,20	0,16
	6	0,08	0,03	0,04	0,07	0,09	0,04	0,01	0,05	0,11	0,08	0,04	0,07	0,20	0,20
	Tous	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,03	0,01	0,00	0,00	0,00	0,01
1979-2013															
Ramey	B(L)	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_1$	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-sl	$F_3$	0,02	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,08	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,02	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	1	0,11	0,21	0,15	0,14	0,14	0,07	0,57	0,15	0,63	0,48	0,19	0,10	0,09	0,09
	2	0,07	0,10	0,10	0,08	0,05	0,09	0,08	0,08	0,09	0,07	0,10	0,05	0,07	0,08
	3	0,08	0,10	0,15	0,10	0,09	0,08	0,08	0,37	0,10	0,09	0,11	0,14	0,08	0,08
	4	0,08	0,12	0,07	0,06	0,08	0,09	0,25	0,21	0,10	0,11	0,07	0,10	0,07	0,06
Facteur	5	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,03	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	6	0,09	0,06	0,08	0,06	0,12	0,07	0,03	0,03	0,06	0,06	0,08	0,05	0,09	0,09
	Tous	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

Tableau E.2: Résultats des tests de causalité – GF, GTF et GYTF

1960-1979																
		GF					GTF					GYTF				
		Nombre de facteurs					Nombre de facteurs					Nombre de facteurs				
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Ramey	B(L)	0,16	0,19	0,20	0,21	0,30	0,19	0,17	0,28	0,25	0,27	0,31	0,30	0,26	0,18	0,15
1979-2013																
		GF					GTF					GYTF				
		Nombre de facteurs					Nombre de facteurs					Nombre de facteurs				
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Ramey	B(L)	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,02
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_1$	0,02	0,01	0,25	0,26	0,37	0,05	0,03	0,37	0,37	0,50	0,02	0,08	0,27	0,27	0,44
	$F_2$	0,02	0,01	0,14	0,14	0,20	0,04	0,03	0,18	0,18	0,23	0,03	0,07	0,20	0,19	0,38
SPF-sl	$F_3$	0,04	0,02	0,11	0,13	0,18	0,07	0,04	0,14	0,16	0,19	0,06	0,13	0,14	0,15	0,31
	$F_4$	0,12	0,10	0,11	0,14	0,13	0,10	0,10	0,10	0,12	0,11	0,12	0,14	0,15	0,11	0,10
	F	0,01	0,01	0,19	0,22	0,13	0,01	0,01	0,19	0,20	0,12	0,01	0,02	0,18	0,16	0,08

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

Tableau E.3: Résultats des tests de causalité – FM5

		Nombre de facteurs				
		1	2	3	4	5
		1960-1979				
Ramey	B(L)	0,16	0,29	0,36	0,27	0,10
		1979-2013				
Ramey	B(L)	0,01	0,00	0,01	0,01	0,02
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_1$	0,15	0,30	0,30	0,52	0,27
	$F_2$	0,13	0,19	0,19	0,42	0,28
SPF-sl	$F_3$	0,12	0,11	0,11	0,23	0,20
	$F_4$	0,19	0,12	0,12	0,06	0,08
	F	0,07	0,19	0,21	0,08	0,09

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.

Tableau E.4: Résultats des tests de causalité – FM5X

		5 + Consommation						5 + Marché du travail						
		PCEC	DGDS	PCDG	PCND	PCESV	PAYEMS	MANEMP	HOABS	HOANBS	A132RC1	B202RC1	COMPNFB	HCOMPBS
								1960-1979						
Ramey	B(L)	0,55	0,38	0,21	0,25	0,45	0,28	0,30	0,25	0,26	0,22	0,13	0,16	0,27
								1979-2013						
Ramey	B(L)	0,01	0,02	0,01	0,01	0,01	0,06	0,06	0,03	0,02	0,01	0,00	0,01	0,01
	$F_1$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_2$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
SPF-fed	$F_3$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_4$	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	F	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	$F_1$	0,40	0,40	0,60	0,22	0,45	0,24	0,23	0,22	0,27	0,40	0,57	0,38	0,38
	$F_2$	0,35	0,40	0,65	0,19	0,44	0,32	0,27	0,20	0,28	0,31	0,40	0,39	0,40
SPF-sl	$F_3$	0,16	0,20	0,37	0,09	0,20	0,15	0,16	0,06	0,09	0,21	0,18	0,31	0,31
	$F_4$	0,05	0,06	0,07	0,05	0,06	0,05	0,06	0,02	0,03	0,09	0,04	0,14	0,15
	F	0,14	0,12	0,11	0,08	0,10	0,06	0,11	0,06	0,07	0,16	0,06	0,20	0,23

Chaque élément du tableau est une valeur p du test de la significativité des coefficients individuels ou de la significativité conjointe. La section Ramey réfère à l'utilisation de la variable de Ramey, la section SPF-fed à l'utilisation des prévisions de croissance des dépenses fédérales et SPF-sl aux prévisions des dépenses des autres paliers décisionnels.



## BIBLIOGRAPHIE

- Alessi, L., Barigozzi, M. et Capasso, M. (2009). A robust criterion for determining the number of factors in approximate factor models. *ECORES Working papers, no. 2009/9*. Récupéré de [http://www.ecore.be/DPs/dp\\\_1258533449.pdf](http://www.ecore.be/DPs/dp\_1258533449.pdf)
- Bai, J. et Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70(1), 191–221. Récupéré de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/1468-0262.00273/abstract>
- Bernanke, B. S., Boivin, J. et Elias, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy : a factor-augmented vector autoregressive (FAVAR) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, (Février), 387–422. Récupéré de <http://qje.oxfordjournals.org/content/120/1/387.short>
- Blanchard, O. et Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4), 1329–1368. Récupéré de <http://qje.oxfordjournals.org/content/117/4/1329.short>
- Boivin, J., Giannoni, M. P. et Stevanovic, D. (2010). Monetary transmission in a small open economy : More data, fewer puzzles
- Bouakez, H., Chihi, F. et Normandin, M. (2010). Measuring the effects of fiscal policy. *Cahier de recherche/Working Paper*. Récupéré de <http://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.297.4094&rep=rep1&type=pdf>
- Bouakez, H., Chihi, F. et Normandin, M. (2014). Fiscal policy and external adjustment : New evidence. *Journal of International Money and Finance*, 40, 1–20. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jimonfin.2013.08.019>

- Burnside, C., Eichenbaum, M. et Fisher, J. D. (2004). Fiscal shocks and their consequences. *Journal of Economic Theory*, 115(1), 89–117. [http://dx.doi.org/10.1016/S0022-0531\(03\)00252-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0022-0531(03)00252-7)
- Congressional Budget Office (2014). *Estimated impact of the American Recovery and Reinvestment Act on employment and economic output in 2013*. Rapport technique Février, Congressional Budget Office
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. et Fisher, J. D. (1999). Understanding the effects of a shock to government purchases. *Review of Economic Dynamics*, 2(1), 166–206. <http://dx.doi.org/10.1006/redy.1998.0036>
- Enders, Z., Müller, G. J. et Scholl, A. (2011). How do fiscal and technology shocks affect real exchange rates? *Journal of International Economics*, 83(1), 53–69. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.08.005>
- Fatás, A. et Mihov, I. (2001). The Effects of Fiscal Policy on Consumption and Employment : Theory and Evidence. *CEPR Discussion Papers*, no. 2760. Récupéré de <http://www.insead.edu/facultyresearch/faculty/personal/imihov/documents/FPandConsumptionAug2001.pdf><http://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/2760.html>
- Forni, M. et Gambetti, L. (2010). Fiscal Foresight and the Effects of Government Spending. *CEPR Discussion Papers*, no. 7840. Récupéré de <http://digital.csic.es/handle/10261/35410><http://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/7840.html>
- Forni, M. et Gambetti, L. (2014). Sufficient information in structural VARs. *Journal of Monetary Economics*, 66, 124–136. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.04.005>
- Fragetta, M. et Gasteiger, E. (2014). Fiscal Foresight, Limited Information and the Effects of Government Spending Shocks. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 76(5). <http://dx.doi.org/10.1111/obes.12036>



- Fragetta, M. et Melina, G. (2011). The effects of fiscal policy shocks in SVAR models : a graphical modelling approach. *Scottish journal of political economy*, 58(4), 537–566. Récupéré de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1467-9485.2011.00558.x/full>
- Gelper, S. et Croux, C. (2007). Multivariate out-of-sample tests for Granger causality. *Computational Statistics & Data Analysis*, 51(7), 3319–3329. <http://dx.doi.org/10.1016/j.csda.2006.09.021>
- Hallin, M. et Liška, R. (2007). Determining the number of factors in the general dynamic factor model. *Journal of the American Statistical Association*, 102(478), 603–617. <http://dx.doi.org/10.1198/016214506000001275>
- Leeper, E., Walker, T. et Yang, S. (2008). Fiscal foresight : analytics and econometrics. *NBER working paper series, no. 14028*. Récupéré de <http://www.nber.org/papers/w14028>
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* (1 éd.). Berlin : Springer-Verlag Berlin Heidelberg. Récupéré de <http://books.google.com/books?hl=en&lr=&id=muorJ6FHIiEC&oi=fnd&pg=PA1&dq=New+Introduction+to+Multiple+Time+Series+Analysis&ots=YV1cMp4ucy&sig=VF5GaBKaWcbq0qcperMhok3MQ1A>
- Lütkepohl, H. (2012). Fundamental problems with nonfundamental shocks. Récupéré de <http://www.econstor.eu/handle/10419/61317>
- Mao Takongmo, C. O. et Stevanovic, D. (2014). Selection of the number of factors in presence of structural instability : a Monte Carlo study. Récupéré de [http://www.stevanovic.uqam.ca/MS\\\_SelectingNumberFactors.pdf](http://www.stevanovic.uqam.ca/MS\_SelectingNumberFactors.pdf)
- McCracken, M. W. et Ng, S. (2014). FRED-MD : A monthly database for macroeconomic research. Récupéré de <http://www.columbia.edu/~sn2294/papers/freddata.pdf>
- Monacelli, T. et Perotti, R. (2008). Fiscal policy, wealth effects, and markups. Récupéré de <http://www.nber.org/papers/w14584>

- Monacelli, T. et Perotti, R. (2010). Fiscal policy, the real exchange rate and traded goods. *The Economic Journal*, 120, 437–461. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-0297.2010.02362.x>.
- Monacelli, T., Perotti, R. et Trigari, A. (2010). Unemployment fiscal multipliers. *Journal of Monetary Economics*, 57(5), 531–553. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jmoneco.2010.05.009>
- Mountford, A. et Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks? *Journal of applied econometrics*, 24(6), 960–992. <http://dx.doi.org/10.1002/jae>. Récupéré de <http://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1002/jae.1079/full>
- National Bureau of Economic Research (2014). U.S. business cycle expansions and contractions. Récupéré de <http://www.nber.org/cycles.html>
- Onatski, A. (2006). A test for the number of factors in an approximate factor model. Récupéré de <http://mx1.atl-res.com/macro/papers/Onatski1.pdf>
- Onatski, A. (2010). Determining the number of factors from empirical distribution of eigenvalues. *The Review of Economics and Statistics*, 92(Novembre), 1004–1016. Récupéré de [http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST\\_a\\_00043](http://www.mitpressjournals.org/doi/abs/10.1162/REST_a_00043)
- Pappa, E. (2009). The effects of fiscal shocks on employment and the real wage. *International Economic Review*, 50(1), 217–244. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1468-2354.2008.00528.x>
- Perotti, R. (2002). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. *European Central Bank working paper series*, (168). Récupéré de <ftp://ftp.igier.uni-bocconi.it/wp/2004/276.pdf>
- Perotti, R. (2007). In search of the transmission mechanism of fiscal policy. *NBER working paper series*, no. 13143. Récupéré de <http://www.nber.org/papers/w13143>
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks : it's all in the timing.

- The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1–50. <http://dx.doi.org/10.1093/qje/qjq008>
- Ramey, V. A. (2014). Defense news shocks, 1889-2013 : Estimates based on news sources. Récupéré de [http://econweb.ucsd.edu/~vramey/research/Defense\\\_News\\\_Narrative.pdf](http://econweb.ucsd.edu/~vramey/research/Defense\_News\_Narrative.pdf)
- Ramey, V. A. et Shapiro, M. D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, 145–194. [http://dx.doi.org/10.1016/S0167-2231\(98\)00020-7](http://dx.doi.org/10.1016/S0167-2231(98)00020-7)
- Rouilleau-Pasdeloup, J. (2011). *The Dynamic Effects of Fiscal Policy : A FAVAR Approach*. (Mémoire de maîtrise). Université Paris 1. Récupéré de <http://dumas.ccsd.cnrs.fr/dumas-00650820/document>
- Stock, J. H. et Watson, M. W. (2002). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, 97(460), 1167–1179. <http://dx.doi.org/10.1198/016214502388618960>
- Tenhofen, J. et Wolff, G. B. (2007). Does anticipation of government spending matter? Evidence from an expectation augmented VAR. *Deutsche Bundesbank discussion paper series 1 : Economic studies*, (14/2007). Récupéré de <http://www.econstor.eu/handle/10419/19690>
- Yamamoto, Y. (2012). Bootstrap inference for impulse response functions in factor-augmented vector autoregressions. *Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series*, (April). Récupéré de <http://gcoe.ier.hit-u.ac.jp/research/discussion/2008/pdf/gd12-249.pdf>