

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

TRAVAIL PRATIQUE 2

PRÉSENTÉ À

ALAIN GUAY

DANS LE CADRE DU COURS

APPLICATION DE MODÈLE ÉCONOMIQUES

ECO 8086, GROUPE 40

VAUDESCAL GUILLAUME VAUG30119904

PHILIPPE TOUSIGNANT TOUP11049704

FRANCIS MAYER-CHARTRAND MAYF11099206

REMIS LE

16 DÉCEMBRE 2021

Table des matières :

1. Analysez les impacts d'un choc de politique monétaire sur l'économie américaine.	3
(a) Considérez les mêmes variables que CEE (1999, voir le texte de V. Ramey) avec le même schéma d'identification. Pour ce faire, vous devez mettre à jour les variables qui sont disponibles et d'écrites sur le site de V. Ramey. La fréquence des données est mensuelle.	3
(b) Effectuez l'estimation pour la période allant de 1965m1 à 2020m6 (si disponible). Commentez vos résultats.	3
(c) Considérez maintenant les sous-échantillons suivants : 1965m1-1982m12, 1983m1-2007m12 et 1983m1-2020m6. Comparez les résultats pour ces trois sous-échantillons.	7
(d) Utilisez maintenant le 'shadow federal fund rate' construit par Wu et Xia pour le sous-échantillon 1983m1-2020m6. Vous pouvez facilement trouver une mise à jour de cette série sur le web. Comparez avec les résultats précédents.	16
2. Analysez les impacts d'un choc de politiques budgétaire (G) et fiscale (T) sur l'économie américaine (Y) en utilisant la banque de données construites par Guay (2020). Les données sont en fréquence trimestrielle.	22
(a) Estimez un VAR en incluant les taxes, les dépenses budgétaire et l'output avec les variables en niveau (voir le papier de Blanchard et Perotti (2002)).	23
(b) Identifiez les chocs structurels à l'aide d'une décomposition de Cholesky sur la matrice de variance-covariance des résidus du VAR en ordonnant les variables selon les trois ordonnancements suivants : i) (G, T, Y), ii) (T, G, Y) et iii) (Y, G, T).	25
(c) Comparez les résultats des SVARs à la lumière des résultats dans Blanchard et Perotti (2002) (voir aussi Ramey, 2016) en commentant la plausibilité de chaque ordonnancement des SVARs pour l'identification des chocs structurels.	32
Bibliographie :	35

1. Analysez les impacts d'un choc de politique monétaire sur l'économie américaine.

(a) Considérez les mêmes variables que CEE (1999, voir le texte de V. Ramey) avec le même schéma d'identification. Pour ce faire, vous devez mettre à jour les variables qui sont disponibles et d'écrites sur le site de V. Ramey. La fréquence des données est mensuelle.

Les données brutes proviennent du site web de [V.A Ramey](#) (2021). L'échantillon téléchargé couvre la période de 1965 à 2015 mensuellement. Nous avons mis à jour ces variables jusqu'à 2020m6 en utilisant le site web de la [FRED](#) (2021). Les données sont transformées en logarithme à l'exception de ceux en taux. Certaines variables contenaient des valeurs manquantes donc nous avons rempli ces valeurs manquantes avec l'algorithme EM (Expected maximisation).

Figure 1 : Statistiques descriptives des données de V.A Ramey :

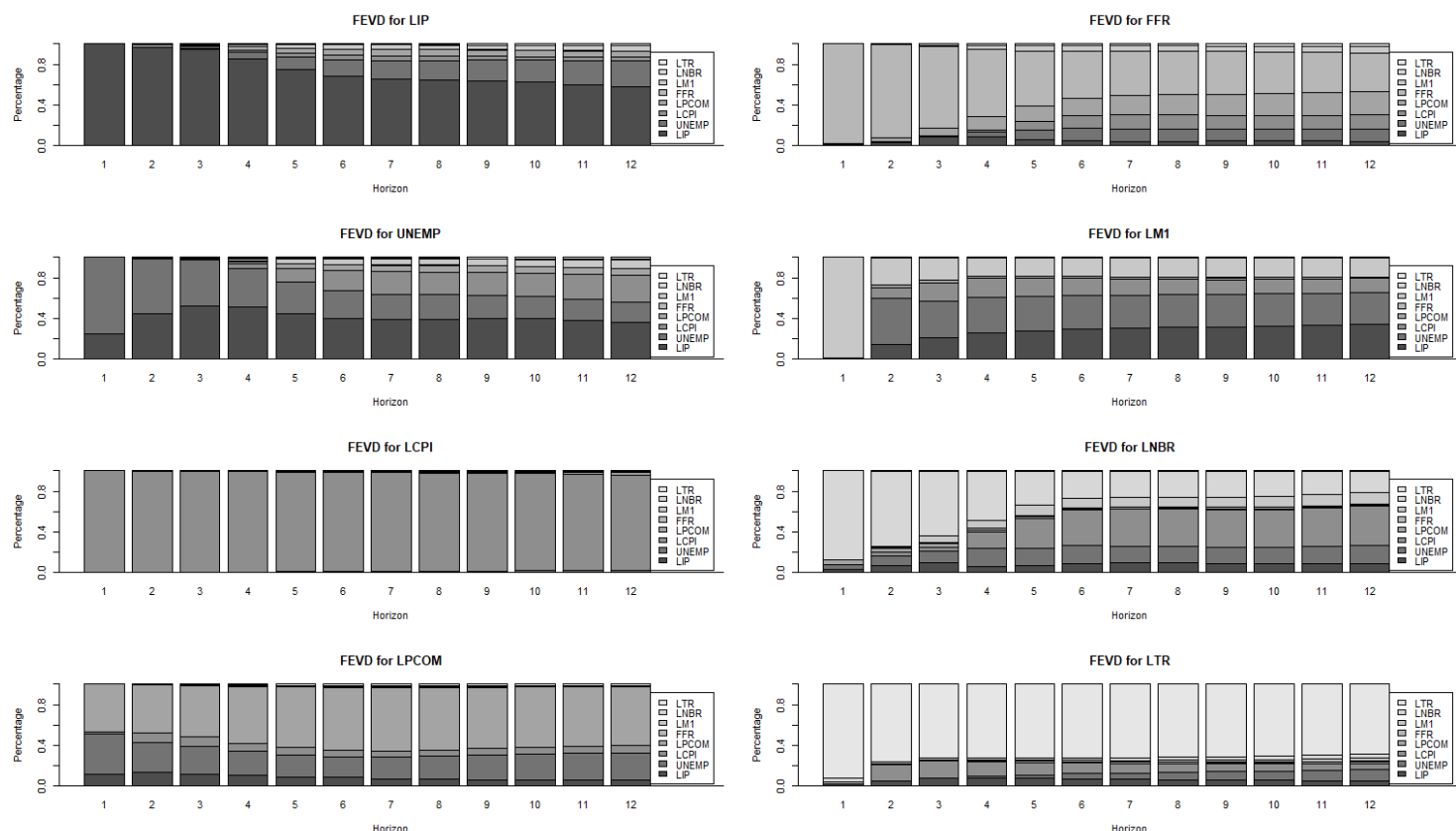
	LIP	UNEMP	LCPI	LPCOM	FFR	LM1	LTR	LNBR
count	666.000000	666.000000	666.000000	666.000000	666.000000	666.000000	666.000000	666.000000
mean	4.208846	6.010060	4.748731	5.522198	5.142689	6.677409	3.920168	3.940953
std	0.361864	1.737444	0.655011	0.424806	3.774857	0.916230	1.889967	1.297780
min	3.444417	3.400000	3.442979	4.558707	0.049000	5.079539	1.624327	2.435103
25%	3.913738	4.700000	4.213605	5.401596	1.982903	5.874577	2.931674	2.930526
50%	4.189440	5.700000	4.951591	5.561662	5.204839	6.903566	3.256749	3.699869
75%	4.567960	7.200000	5.308144	5.773510	7.089355	7.226300	3.565843	4.069979
max	4.681305	14.800000	5.556148	6.696431	19.099667	9.716182	8.074188	7.590865

(b) Effectuez l'estimation pour la période allant de 1965m1 à 2020m6 (si disponible). Commentez vos résultats.

Cet exercice tente de montrer la *Fed feed back loop*. C'est-à-dire, l'effet de la politique monétaire. Pour cela, nous identifions les chocs structurels avec une décomposition de

Cholesky comme dans l'article. L'ordre des variables est identique au tableau ci-dessus. Le nombre de retards de notre SVAR est 3 et a été choisi par AIC.

Figure 2 : Décomposition de la variance pour la période 1965m1 à 2020m6 :

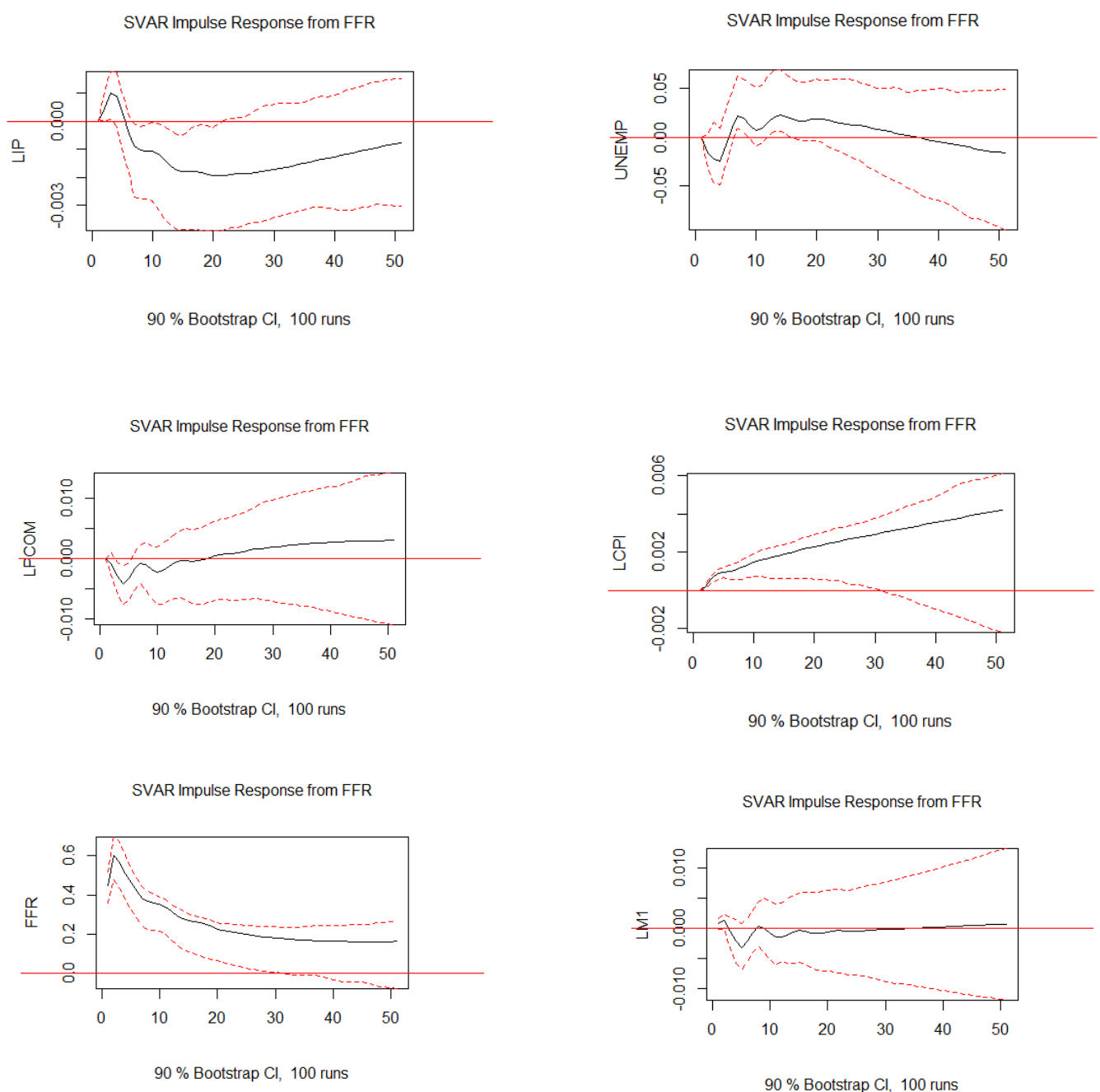


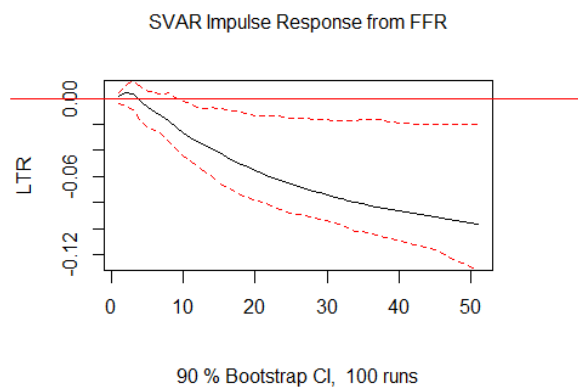
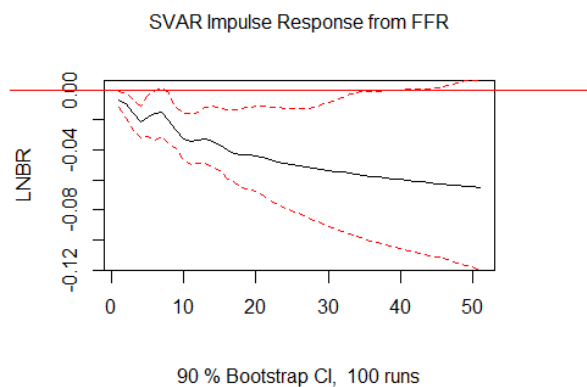
Notes : *LIP : Index de production industrielle ; UNEMP : Taux de chômage ; LPCOM : Index des prix des commodités ; LCPI : Indice de prix à la consommation ; FFR : Taux effectif de la FED ; LM1 : Base monétaire ; LNBR : Réserve non-empruntée ; LTR : Réserve totale.*

Les graphiques ci-dessus offrent beaucoup d'informations pertinentes sur la décomposition de la variance. Premièrement, on remarque que la variable *LCPI* est presque entièrement expliquée par elle-même, et ce, à tous les horizons. Deuxièmement, le taux de chômage *UNEMP* a une décomposition intéressante. À l'horizon 1, la décomposition de la variance est entièrement expliquée par la production industrielle (24,9%) et la variable elle-même (75,1%). Le graphique se stabilise vers l'horizon 6 où les prix à la consommation *LCPI*, la

production industrielle *LIP* et le chômage *UNEMP* forment 86,85% de la variance de l'erreur de prévision. Ces résultats sont constants avec la littérature économique, il y a un lien clair entre la production industrielle et le chômage. Naturellement, bien que la production industrielle soit cyclique et le chômage contracyclique, ces deux variables sont fortement corrélées négativement pour des raisons évidentes. Troisièmement, la décomposition de la variance de la production industrielle est dominée par la variable elle-même à tout horizon. Cette part décroît lorsque *h* augmente et celle attribuée au chômage croît, mais la décomposition de la variance issue de la variable elle-même ne chute jamais sous 57,6%. Bien entendu, un grand nombre de faits stylisés supplémentaires sont représentés dans le graphique ci-dessus.

Figure 3 : Estimation et fonction de réponse pour la période 1965m1 à 2020m6 :





Notes : *LIP* : Index de production industrielle ; *UNEMP* : Taux de chômage ; *LPCOM* : Index des prix des commodités ; *LCPI* : Indice de prix à la consommation ; *FFR* : Taux effectif de la FED; *LMI* : Base monétaire ; *LNBR* : Réserve non-empruntée ; *LTR* : Réserve totale.

Les fonctions de réponses ci-dessus nous montrent la réaction à travers 50 périodes (en mois) de nos variables d'intérêts après un choc monétaire. Dans un premier temps nous décrirons l'évolution de certaines variables jugées pertinentes (*LIP*, *UNEMP* et *LCPI*). Puis, dans un deuxième temps, nous détaillerons les intuitions économiques sous-jacentes.

On peut noter pour la fonction de réponse de *LIP*, lors des 5 premiers mois, le choc monétaire fait augmenter la variable *LIP*. Puis, on observe que *LIP* diminue du 6e au 20e mois en passant sous son niveau initial (période 0) pour augmenter légèrement du 21e au 50e mois en restant sous son niveau initial. D'un point de vue économique, la réaction à long terme est constante avec la théorie économique. Un choc de politique monétaire aurait certainement un effet négatif sur la production industrielle.

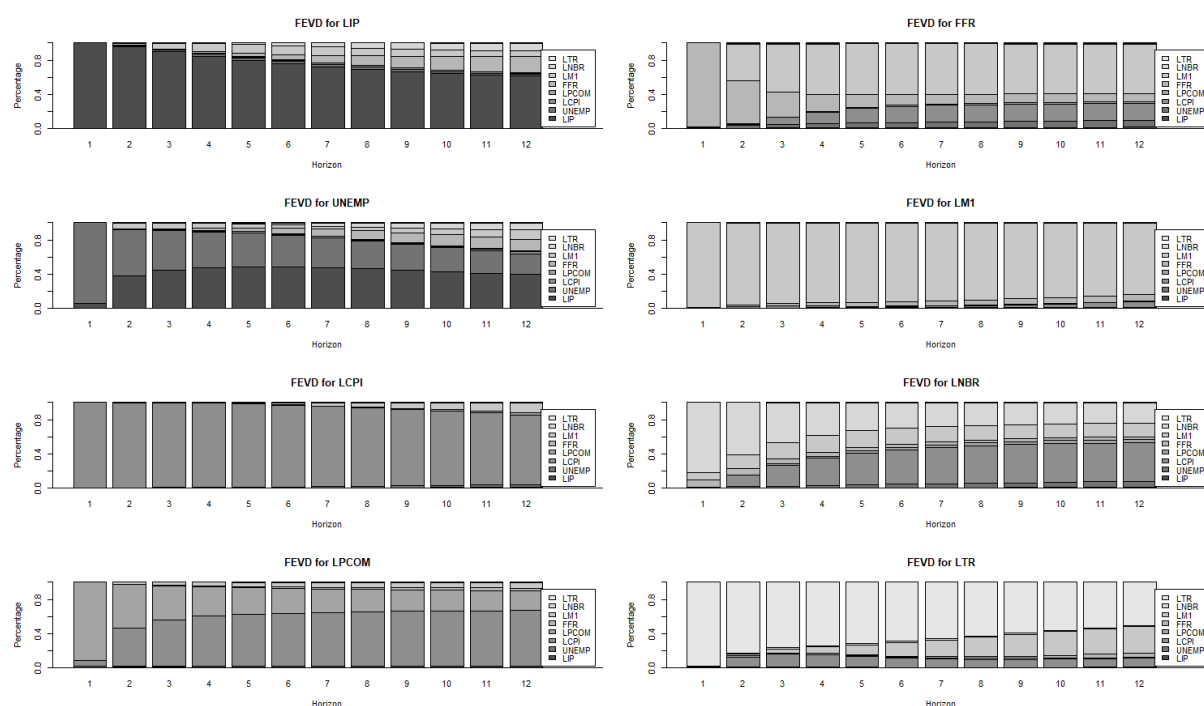
D'autre part, on peut constater pour la fonction de réponse *UNEMP*, qu'elle diminue les quatre premiers mois en réponse au choc monétaire. Puis, augmente du 5e mois au 15e mois, en passant au-dessus de son niveau initial au 8e mois. Enfin, la variable *UNEMP* diminue légèrement du 21e au 50e mois en passant au-dessous de son niveau initial au 36e mois.

En dernier lieu, on peut relever pour la fonction de réponse *LCPI*, que la variable *LCPI* augmente de manière constante au-dessus de son niveau initial après le choc monétaire. D'un point de vue économique, ce résultat ne semble pas être constant avec la littérature. Un choc

positif du *FFR* devrait en théorie ralentir l'économie et ne pas contribuer à une hausse des prix.

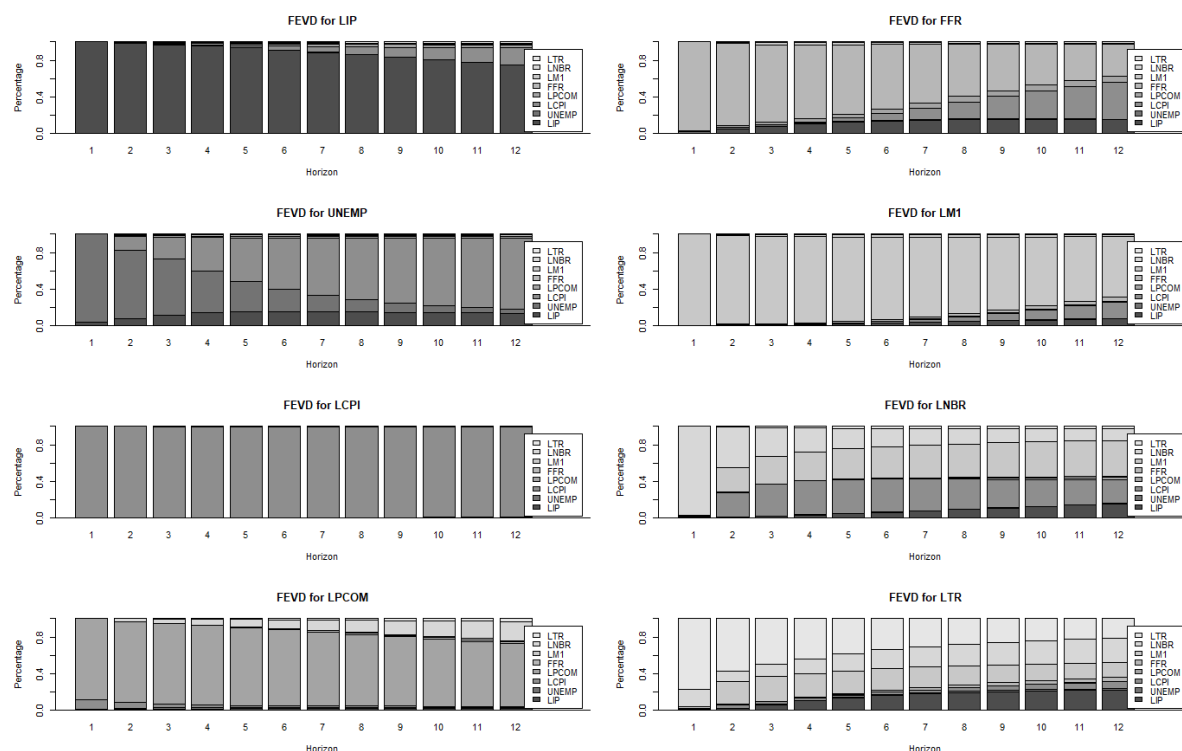
(c) Considérez maintenant les sous-échantillons suivants : 1965m1-1982m12, 1983m1-2007m12 et 1983m1-2020m6. Comparez les résultats pour ces trois sous-échantillons.

Figure 4 : Décomposition de la variance du sous-échantillon 1965m1-1982m12 :



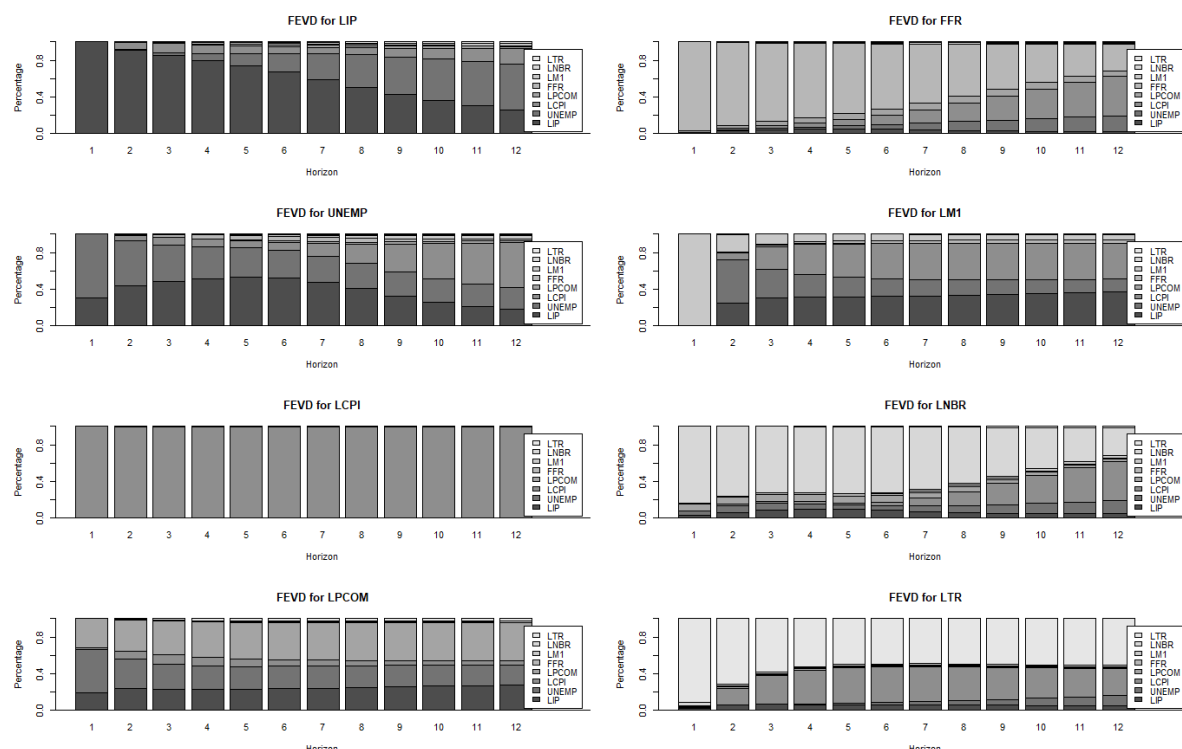
Notes : *LIP* : Index de production industrielle ; *UNEMP* : Taux de chômage ; *LPCOM* : Index des prix des commodités ; *LCPI* : Indice de prix à la consommation ; *FFR* : Taux effectif de la FED; *LM1* : Base monétaire ; *LNBR* : Réserve non-empruntée ; *LTR* : Réserve totale.

Figure 5 : Décomposition de la variance du sous-échantillon 1983m1-2007m12.



Notes : *LIP : Index de production industrielle ; UNEMP : Taux de chômage ; LPCOM : Index des prix des commodités ; LCPI : Indice de prix à la consommation ; FFR : Taux effectif de la FED; LM1 : Base monétaire ; LNBR : Réserve non-empruntée ; LTR : Réserve totale.*

Figure 6 : Décomposition de la variance du sous-échantillon 1983m1-2020m6.



Notes : *LIP* : Index de production industrielle ; *UNEMP* : Taux de chômage ; *LPCOM* : Index des prix des commodités ; *LCPI* : Indice de prix à la consommation ; *FFR* : Taux effectif de la FED; *LMI* : Base monétaire ; *LNBR* : Réserve non-empruntée ; *LTR* : Réserve totale.

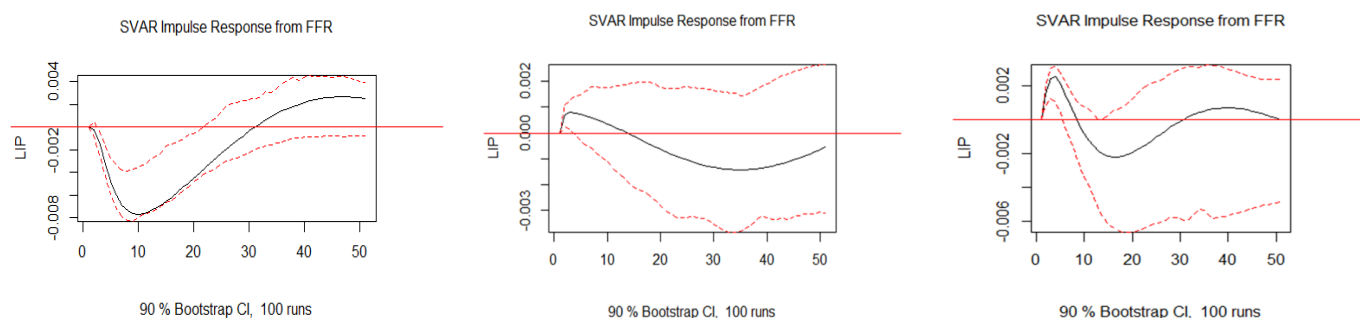
Dans cette section, nous comparons trois décompositions de la variance où chacune d'entre elles est issue d'échantillons différents. Nous allons discuter des résultats du *LIP* et du *LMI* pour chaque échantillon et ensuite les comparer. Pour notre échantillon qui débute en 1965m1 jusqu'à 1982m12, à l'horizon un, le *LIP* explique par lui-même 100% de sa variation. Après un an, il explique par lui-même 61,1% de sa variation, le *FFR* explique 19% de la variation du *LIP*, le *LNBR* en explique 9,1% et le *LMI* en explique 6,8%. Pour la décomposition de la variance du *LMI*, elle explique par elle-même 99,5% de sa variation au premier mois. Après un an, elle explique 84% de sa variation par elle-même et le *FFR* en explique 7,3%.

Si nous regardons l'échantillon qui débute en 1983m1 qui se termine en 2007m12, le *LIP* explique 100% de sa variation par elle-même. Après 12 mois, elle explique 74,8% de sa variation par elle-même et le *LCPI* en explique 18,1%. Si nous observons la décomposition

pour *LMI*, au premier mois, elle explique par elle-même 99,9% de sa variation. Après un an, elle explique 65,8% de sa variation par elle-même, et le *LCPI* explique 20% de sa variation. Finalement, pour l'échantillon qui débute en 1983m1 et qui se termine en 2020m6, le *LIP* explique 100% de sa variation au premier mois. À l'horizon 12, le *LIP* explique 25,4% de sa variation, le taux de chômage en explique 50,8% et le *LCPI* en explique 16,7%. Pour la décomposition du *LMI*, elle explique par elle-même 99,8% de sa variation au premier horizon, mais chute aussitôt à 19,3% au deuxième horizon. Après un an, elle explique seulement 6,5% de sa propre variation, le *LIP* en explique 36,9% et le *LCPI* en explique 42%.

Cela dit, on peut conclure que les décompositions de la variance pour chaque échantillon sont statistiquement différentes. En effet, si nous comparons seulement le *LIP* entre ces trois échantillons, à l'exception de l'horizon un, les résultats sont très différents, et les variables qui expliquent la variation du *LIP* changent également. Il y a un grand nombre de raisons qui pourraient expliquer ces différences. D'une part, le changement de régime de la FED pourrait en être une. En ce sens, un changement d'objectif et de comportement de l'institution monétaire pourrait modifier la relation entre les variables. D'autre part, différents changements économiques structurels au fil du temps pourraient également être en cause. Finalement, ces périodes contiennent des cycles économiques bien distincts. Par exemple, le dernier échantillon ajoute deux récessions majeures à l'échantillon 1983-2007. Tous ces facteurs créent des échantillons inhéremment différents, et par le fait même, des décompositions de variance différentes.

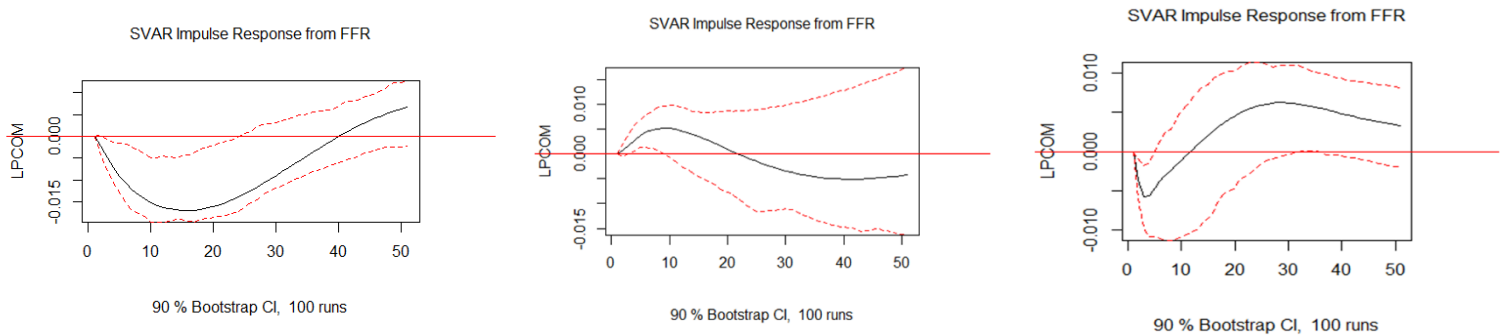
Figure 7 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LIP* suite à un choc monétaire :



Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *LIP* : Index de production industrielle.

On peut noter que les 3 fonctions de réponses de la variable *LIP* à des périodes différentes suite à un choc monétaire, réagissent de manière relativement distincte. En effet, dans les 10 premiers mois pour la période 1965m1-1982m12 la variable *LIP* diminue en passant au-dessus de son seuil initial alors que pour les périodes 1983m1-2007m12 et 1983m1-2020m6, la variable *LIP* augmente, restant au dessus de son seuil initial. Puis, pour la période 1965m1-1982m12 la variable *LIP* augmente du 11e au 50e mois en repassant au-dessus de son seuil initial contrairement aux deux autres périodes qui réagissent différemment. Ces divergences peuvent être expliquées par les causes mentionnées dans le paragraphe précédent.

Figure 8 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LPCOM* suite à un choc monétaire :

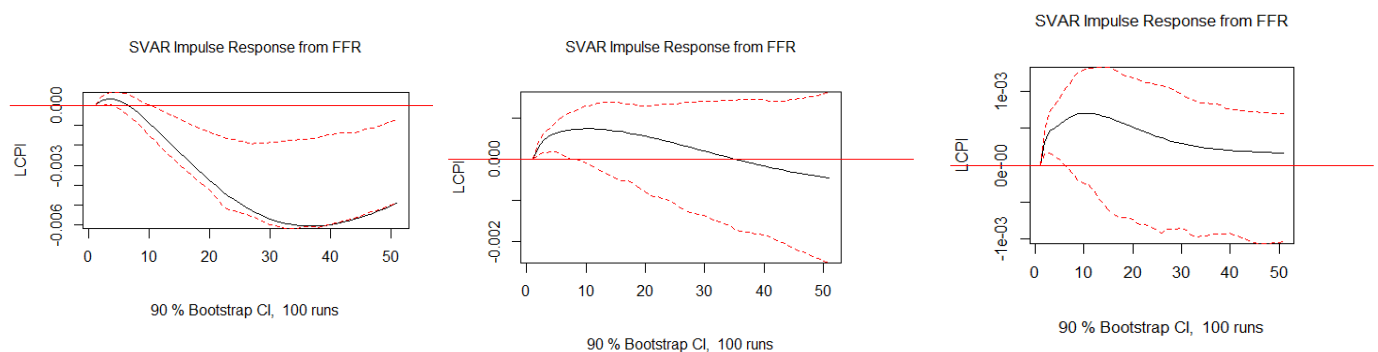


Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *LPCOM* : Index des commodités.

On peut constater que les 3 fonctions de réponses de la variable *LPCOM* suite à un choc monétaire réagissent de manières différentes. En ce sens, les fonctions de réponses de *LPCOM* diminuent de 1965m1-1982m12 jusqu'au 15e mois et de 1983m1-2020m6 jusqu'au 3e mois, pour par la suite entamer une augmentation en dépassant le niveau de la période initiale avec des vitesses différentes. Ce qui est en contraste avec la fonction de réponse de la période 1983m1-2007m12, qui augmente jusqu'au 10e mois pour ensuite diminuer jusqu'à la dernière période.

Figure 9 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LCPI* suite à un choc monétaire

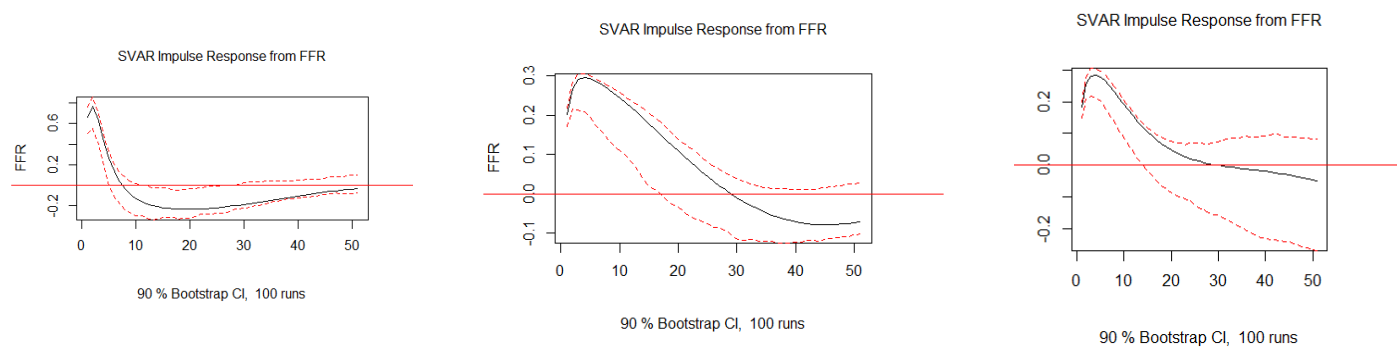
:



Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *LCPI* : Consumer price index.

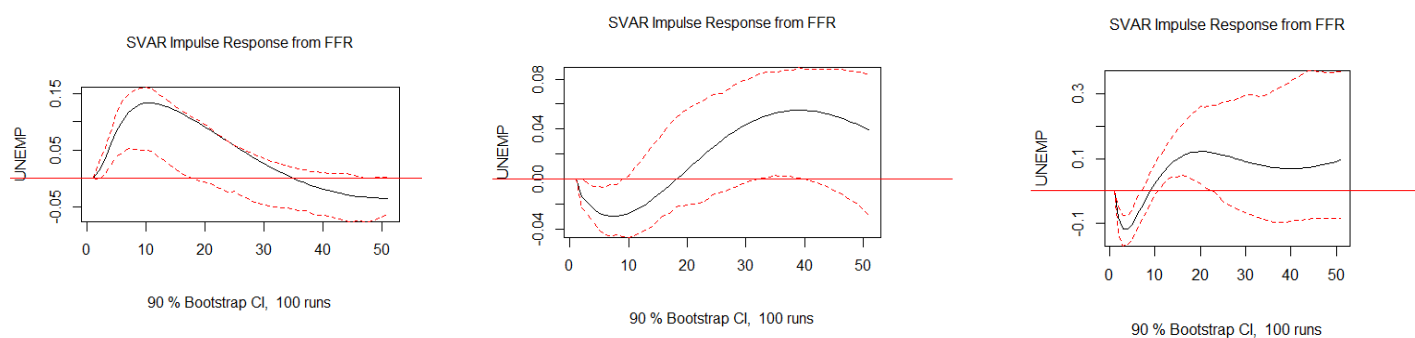
On peut observer que les fonctions de réponses des périodes de 1983m1-2007m12 et 1983m1-2020m6 pour la variable *LCPI* en réponse d'un choc monétaire, sont assez similaires contrairement à la période de 1965m1-1982m12. En effet, les fonctions de réponse pour la variable *LCPI* de 1983m1-2007m12 et 1983m1-2020m6 augmentent au dessus du niveau de la période initiale approximativement jusqu'au 10e mois pour par la suite diminuer jusqu'à la dernière période en convergeant approximativement vers 0. À l'opposé de la période 1965m1-1982m12 où la fonction de réponse de *LCPI* diminue quasiment de manière instantané jusqu'au 38e mois pour ensuite débiter une augmentation.

Figure 10 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *FFR* suite à un choc monétaire :



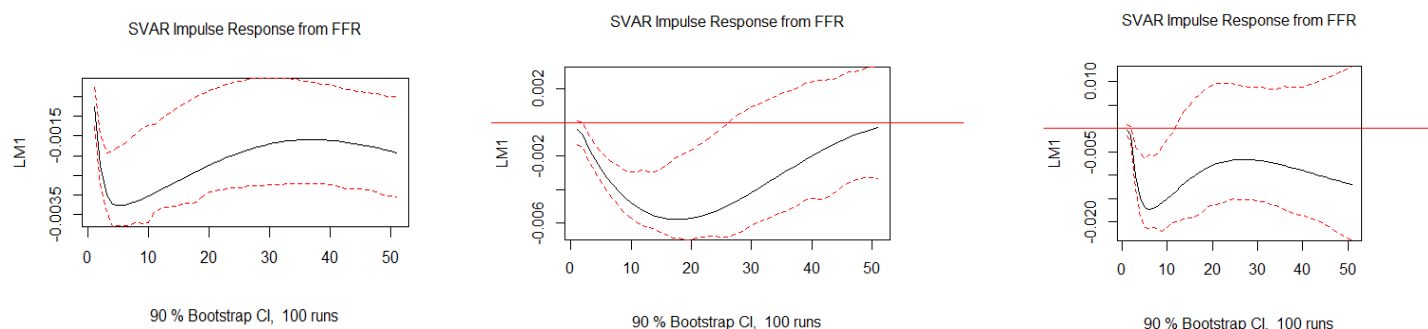
Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *FFR* : Federal fund rate.

Figure 11 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *UNEMP* suite à un choc monétaire :



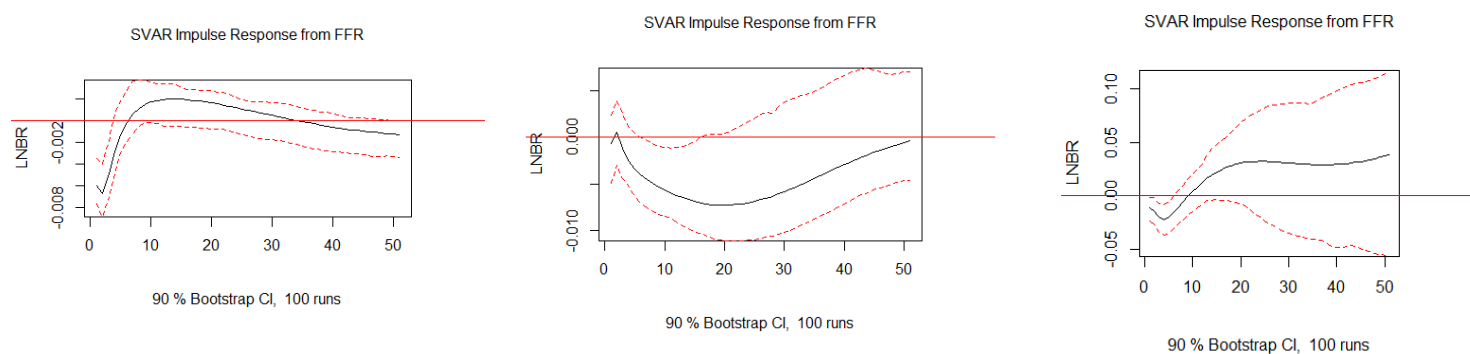
Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *UNEMP* : Unemployment.

Figure 12 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LIP* suite à un choc monétaire



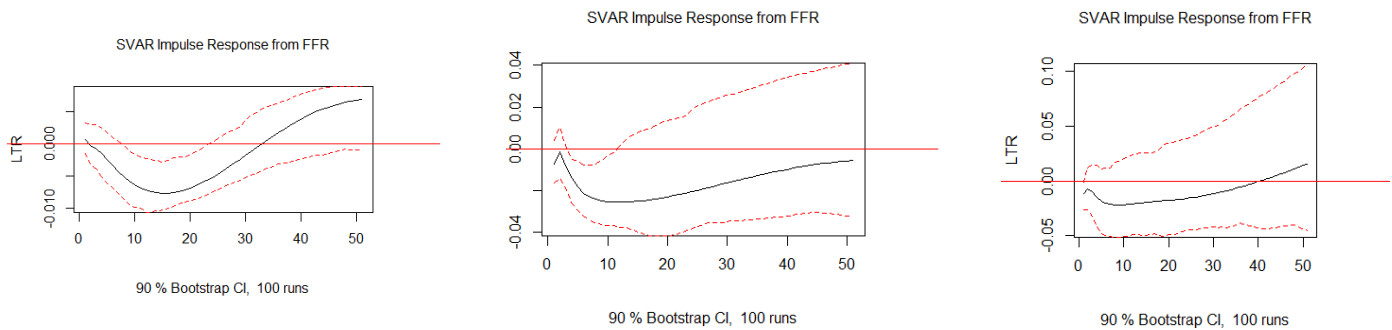
Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-82m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. LM1 : base monétaire.

Figure 13 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LNBR* suite à un choc monétaire :



Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. LNBR : Non borrowed reserve.

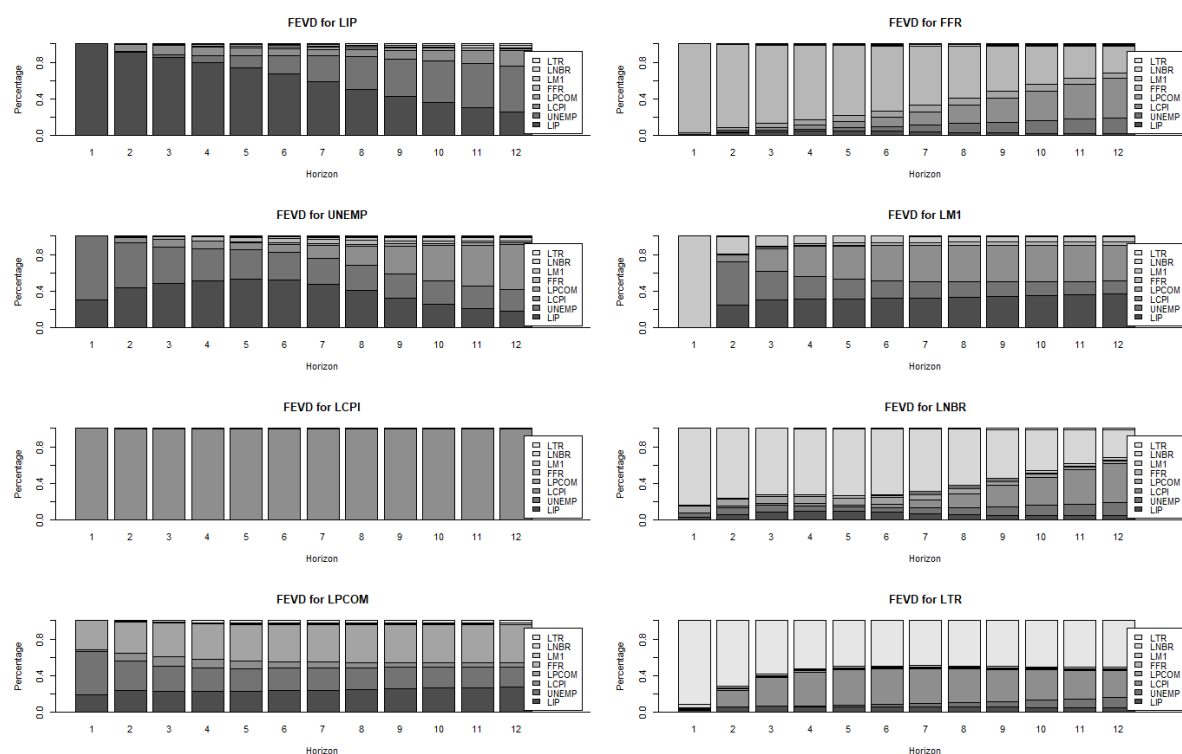
Figure 14 : Estimations et fonctions de réponses de la variable *LIP* suite à un choc monétaire:



Notes : Identification graphique à gauche de 1965m1-1982m12, graphique du milieu de 1983m1-2007m12 et graphique à droite 1983m1-2020m6. *LTR* : réserve totale.

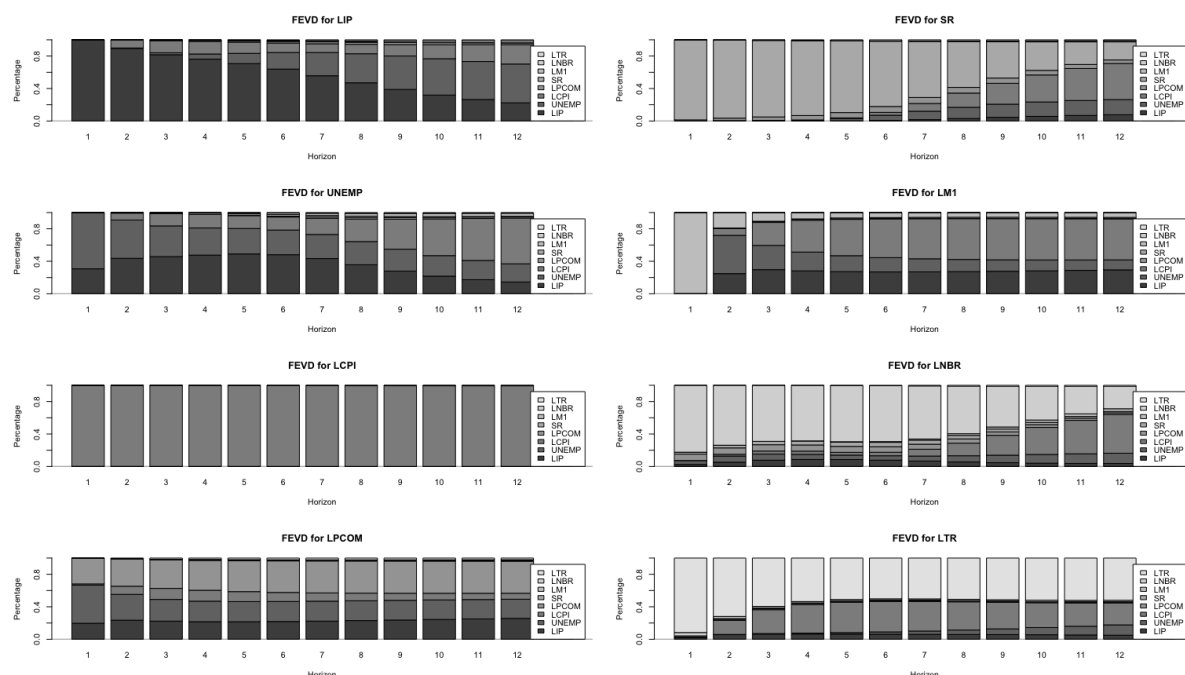
(d) Utilisez maintenant le ‘shadow federal fund rate’ construit par Wu et Xia pour le sous-échantillon 1983m1-2020m6. Vous pouvez facilement trouver une mise à jour de cette série sur le web. Comparez avec les résultats précédents.

Figure 15 : Décomposition de la variance avec l'échantillon utilisant le *FFR* 1983m1-2020m6



Notes : *LIP* : Index de production industrielle ; *UNEMP* : Taux de chômage ; *LPCOM* : Index des prix des commodités ; *LCPI* : Indice de prix à la consommation ; *FFR* : Taux effectif de la FED ; *LM1* : Base monétaire ; *LNBR* : Réserve non-empruntée ; *LTR* : Réserve totale.

Figure 16 : Décomposition de variance en remplaçant *FFR* par le *Shadow rate* 1983m1-2020m6 :



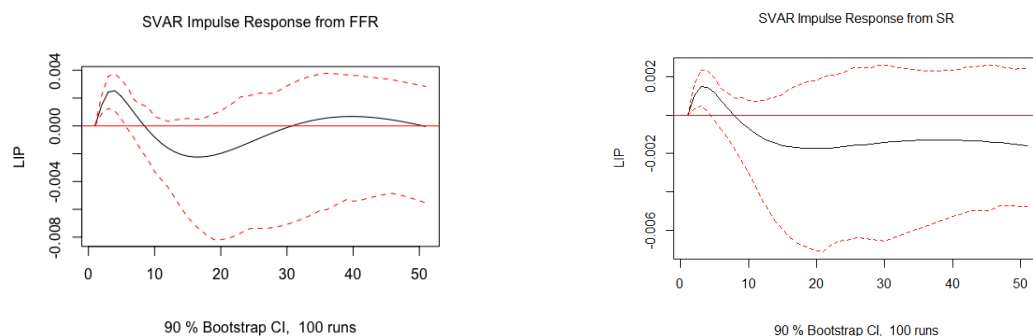
Notes : *LIP* : Index de production industrielle ; *UNEMP* : Taux de chômage ; *LPCOM* : Index des prix des commodités ; *LCPI* : Indice de prix à la consommation ; *SR* : Shadow rate ; *LM1* : Base monétaire ; *LNBR* : Réserve non-empruntée ; *LTR* : Réserve totale.

Premièrement, il est primordial de comprendre le *Shadow Federal Fund Rate*. En effet, cette série, construite par Wu and Xia (2016), a été créée avec l'idée que le taux d'intérêt nominal ne peut pas descendre sous zéro. Cela dit, le "*Shadow Rate*" est simplement le taux effectif, mais ce dernier a l'habileté de descendre sous zéro. Cela permet de mieux modéliser la politique monétaire lorsque le taux effectif atteint le plancher. Nous avons trouvé cette dernière sur le site web de la [Federal Reserve Bank of Atlanta](#) (2021). Cependant, le *Shadow Rate* débute en 1990, donc nous avons simplement attaché la série du *Federal Fund Rate* pour combler les données manquantes de 1960m1 à 1989m12.

En observant les figures 15 et 16, on remarque que les différences sont infimes. En effet, regardons la variable *LIP* pour commencer. Comme mentionné dans la sous-question c), le *LIP* explique par lui-même, 100% de sa variance au premier mois, 90,9% au deuxième mois et ainsi de suite jusqu'à 25,4% après un an. Après 12 mois, le taux de chômage explique

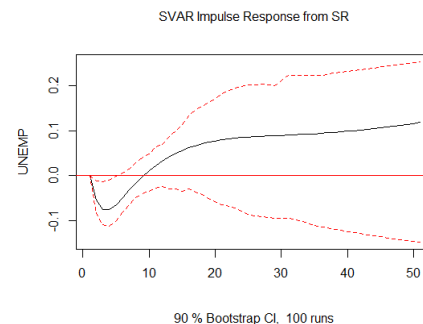
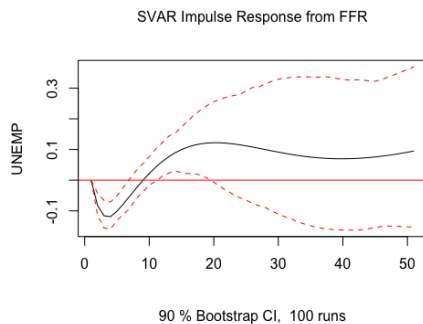
50,8% de la variation du *LIP* et le *CPI* en explique 16,7%. Quand nous remplaçons le *FFR* par le *SR*, au premier mois, il explique 100% de sa variation par lui-même, 89,4% au deuxième mois et 22,4% après un an. Pour ce qui est du taux de chômage et du *LCPI*, ceux-ci expliquent respectivement 47,8% et 23,9% de la variation du *LIP* après un an. Pour la décomposition de la variance du taux de chômage, au premier mois, elle explique par elle-même 70% de sa variation et le *LIP* en explique 30,1%. Au 12e mois, elle explique par elle-même seulement 23,7% de sa variation et 17,4% pour le *LIP*. Encore une fois, lorsque nous changeons *FFR* par *SR*, au premier mois elle explique par elle-même 69,3% de sa variation et le *LIP* en explique 30,7%. Après un an, elle explique 22,4% de sa variation par elle-même et le *LIP* en explique 14,4%. Si nous regardons la décomposition de la variance du *LCPI*, encore une fois, celle-ci explique par elle-même 99% de sa variance tout au long des 12 horizons. Nous observons les mêmes résultats quand nous changeons *FFR* par *SR*. En somme, quand nous comparons les résultats du “*Shadow Federal Fund Rate*” avec les résultats précédents quant à la décomposition de la variance, nos résultats sont très similaires. Cela n’est pas surprenant, car nos deux séries sont identiques à partir du début de notre échantillon jusqu’à 1990. De plus, nos deux séries sont co-intégrées, donc ce serait étonnant d’obtenir des résultats très distincts.

Figure 17 : Estimations et fonctions de réponses du *Shadow rate* et du sous échantillon 1983m1-2020m6 :

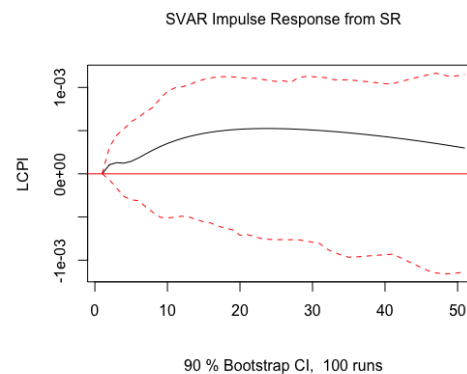
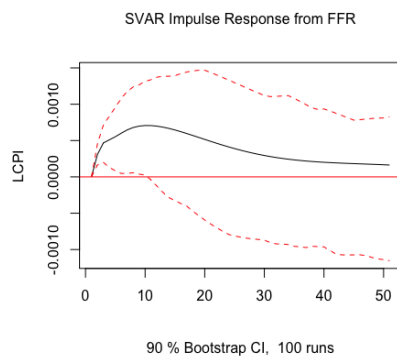


Pour comparer nos deux fonctions de réponses suite à un choc de politique monétaire, on peut voir que le *LIP* répond à ce choc de façon similaire. Si nous observons le graphique avec le

FFR, le *LIP* augmente au-dessus du niveau jusqu'à l'horizon 6 pour ensuite diminuer jusqu'à l'horizon 17 et converge vers 0 pour le reste de son horizon. Pour ce qui est du graphique avec *SR*, la seule différence se retrouve à partir de l'horizon 17 où elle ne converge pas vers 0, mais plutôt se stabilise au-dessous du niveau jusqu'à la fin de son horizon.

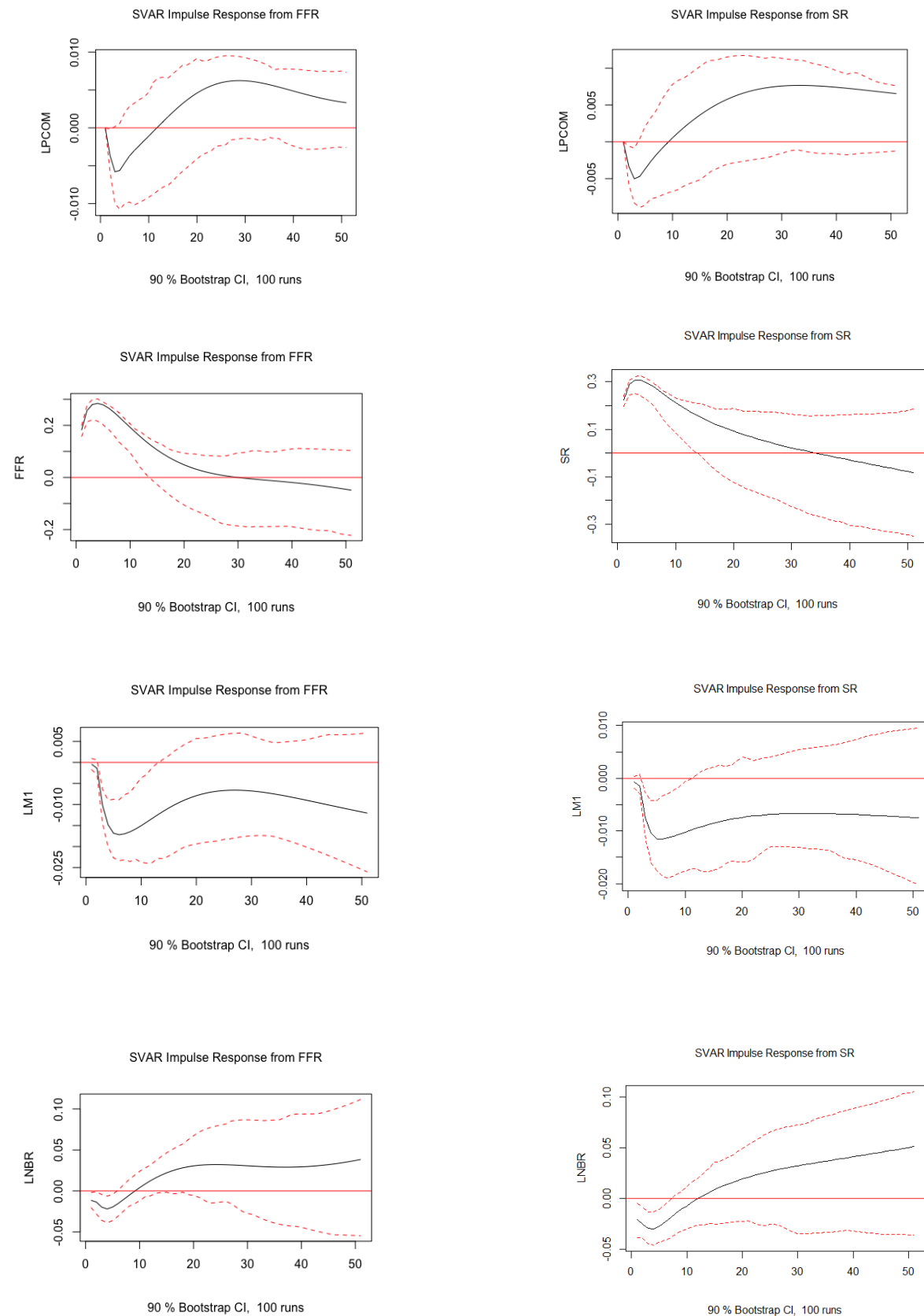


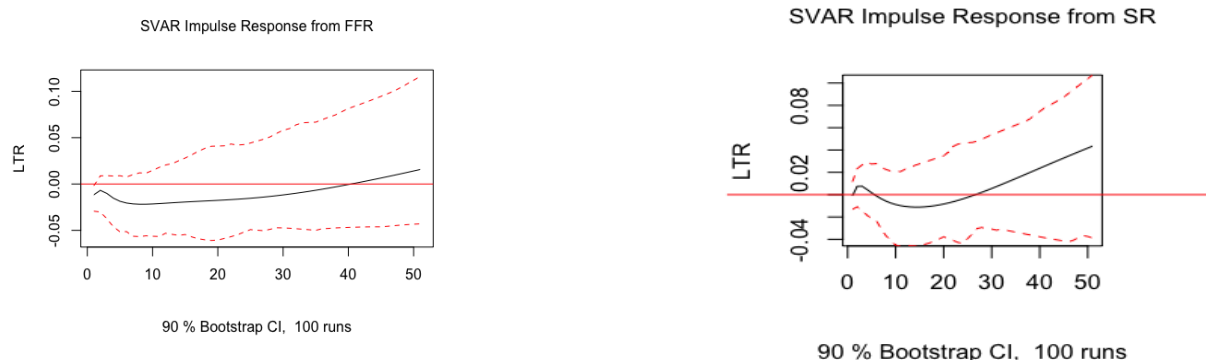
Pour ce qui est de la réponse du taux de chômage suite au choc de la politique monétaire, encore une fois, nos deux fonctions de réponse réagissent de façon similaire. En effet, pour le graphique avec *FFR*, suite à ce choc, le taux de chômage diminue au-dessous du niveau jusqu'à l'horizon 4 et ensuite monte au-dessus du niveau à partir de l'horizon de l'horizon 10 et se stabilise au-dessus du niveau à l'horizon 18. On retrouve la même explication pour le graphique avec le *SR*.



Maintenant, pour ce qui est de la réponse de l'inflation suite au choc de la politique monétaire, encore une fois, on retrouve des résultats similaires. Dans le graphique avec le *FFR*, l'inflation augmente au-dessus du niveau pour ensuite venir converger vers le niveau à la fin de son horizon. L'inflation atteint son maximum à l'horizon 10. Du côté du graphique avec le *SR*, nous avons le même résultat. Cependant, l'inflation atteint son maximum à

l'horizon 20. De plus, on peut noter que l'inflation semble réagir plus rapidement à ce choc monétaire dans l'échantillon avec le *FFR*.





Notes : Graphiques sous échantillon 1983m1-2020m6 à gauche et Shadow rate à droite. LIP : Index de production industrielle ; UNEMP : Taux de chômage ; LPCOM : Index des prix des commodités ; LCPI : Indice de prix à la consommation ; FFR : Taux effectif de la FED ; LMI : Base monétaire ; LNBR : Réserve non-empruntée ; LTR : Réserve totale.

2. Analysez les impacts d'un choc de politiques budgétaire (G) et fiscale (T) sur l'économie américaine (Y) en utilisant la banque de données construites par Guay (2020). Les données sont en fréquence trimestrielle.

Les données proviennent de Guay (2020). Elles ont été transformées tel que le fichier de transformation prévoit.

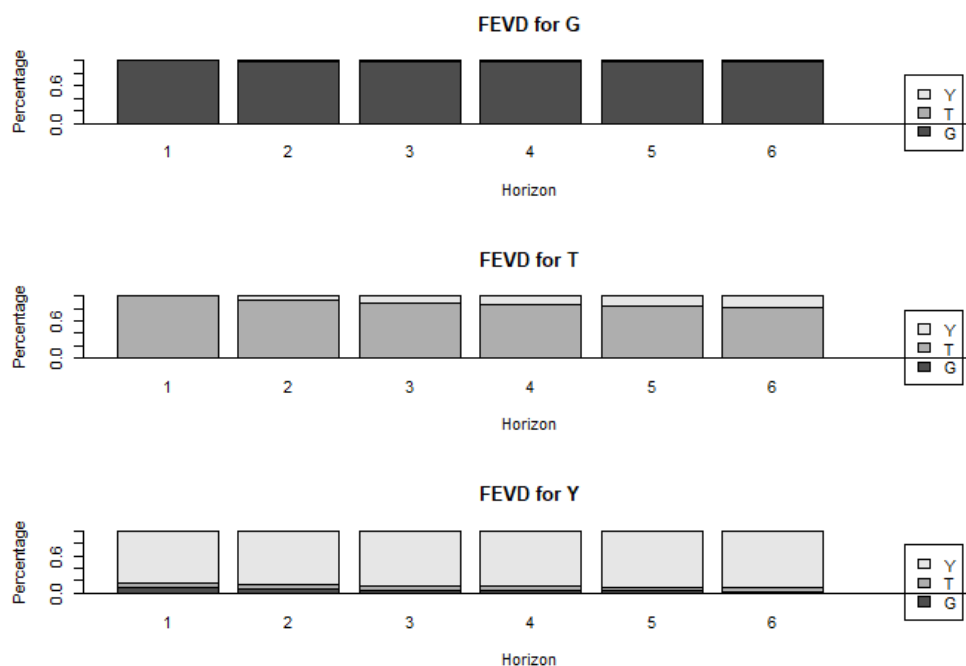
Figure 18 : Statistiques descriptives des données de A. Guay :

	L _g	L _t	L _y
count	223.000000	223.000000	223.000000
mean	8.787399	8.307503	10.388917
std	0.294965	0.245473	0.323829
min	8.134096	7.767081	9.738015
25%	8.573386	8.131301	10.130741
50%	8.833869	8.256856	10.435231
75%	9.044703	8.483196	10.707179
max	9.249452	8.858681	10.840051

(a) Estimez un VAR en incluant les taxes, les dépenses budgétaire et l'output avec les variables en niveau (voir le papier de Blanchard et Perotti (2002)).

Les données utilisées pour estimer le VAR sont issues de Guay (2020). La fréquence des données est trimestrielle. Le nombre de retards (3) a été choisi par AIC.

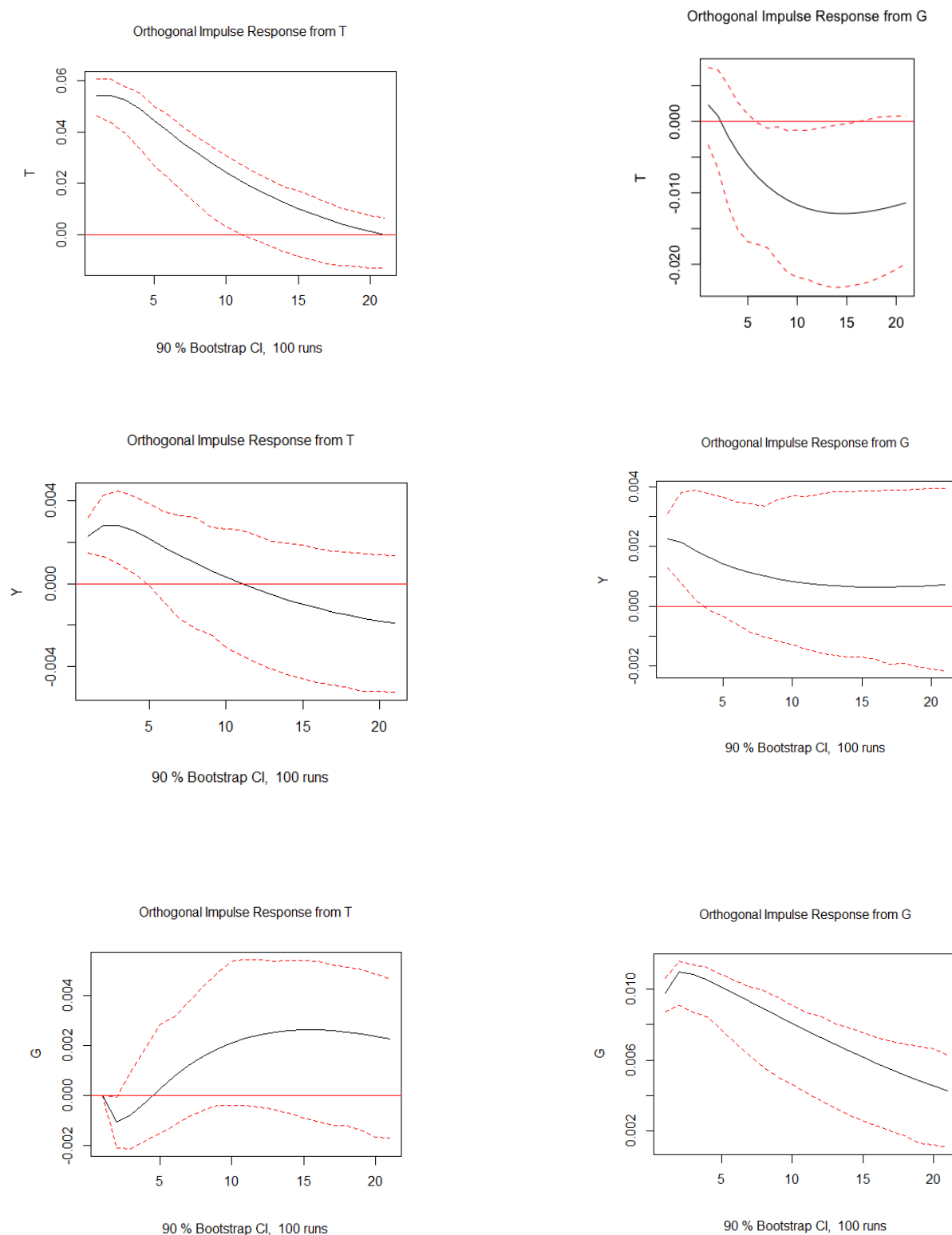
Figure 19 : Décomposition de variance du VAR non structuré :



Note : Les horizons sont en trimestres.

On voit que les décompositions de la variance de chacune des variables sont principalement dominées par la variable elle-même. Cet effet est principalement probant pour G. Pour T, on voit que Y prend une place accrue quand on augmente l'horizon de la prévision. À $h=6$, Y explique 19,3% de la FEVD de T. Pour Y, T et G expliquent une légère partie de la décomposition de la variance à tous les horizons.

Figure 20 : Estimations et fonctions de réponses des taxes, des dépenses budgétaires et l'output :

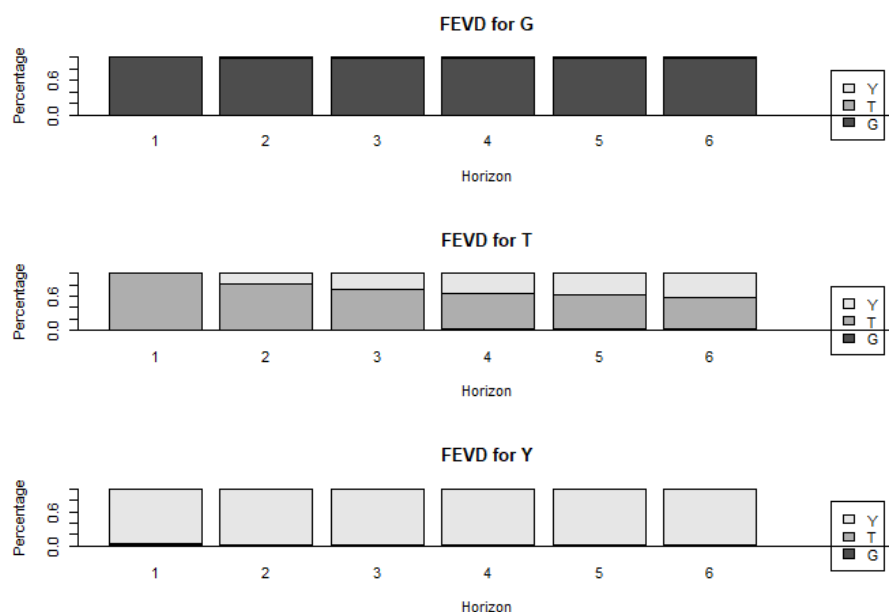


Les fonctions de réponses de ce VAR sont moins pertinentes que ceux ci-dessous issus des SVAR. Ce VAR n'a pas de stratégie d'identification, et donc, les termes d'erreur sont corrélés. Cela ne permet donc pas de clairement voir l'effet des chocs structurels.

(b) Identifiez les chocs structurels à l'aide d'une décomposition de Cholesky sur la matrice de variance-covariance des résidus du VAR en ordonnant les variables selon les trois ordonnancements suivants : i) (G, T, Y), ii) (T, G, Y) et iii) (Y, G, T).

i)

Figure 21 : Décomposition de variance (G, T, Y) :

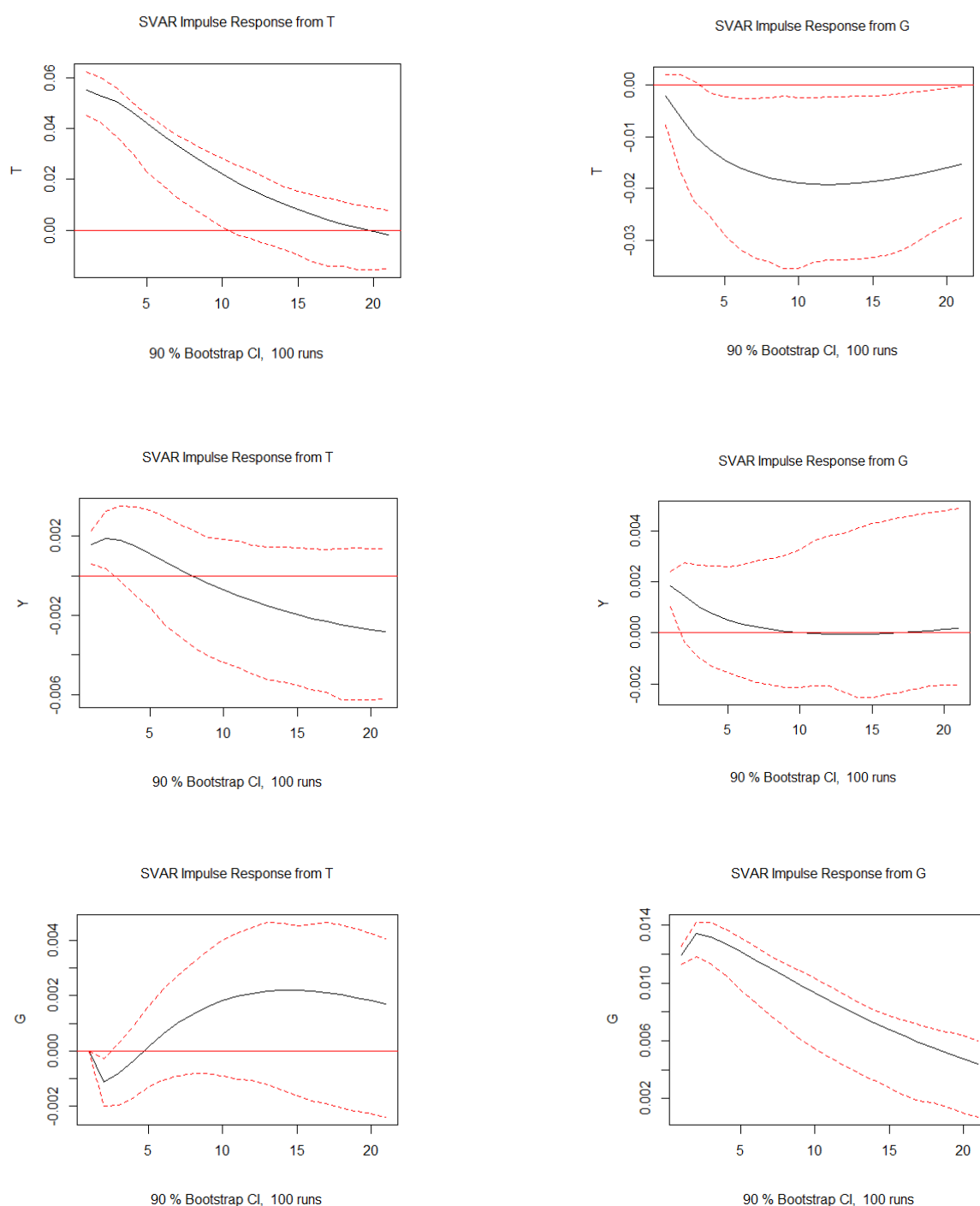


Note : Les horizons sont en trimestres.

En observant la décomposition de la variance pour les dépenses gouvernementales, on peut voir que la variation est expliquée par elle-même tout au long des six trimestres. En effet, 100% au premier trimestre et 98% au sixième trimestre. Nous avons les mêmes résultats pour l'output. Cependant, certains résultats sont surprenants. Par exemple, au premier trimestre, la variable de l'output explique par elle-même 96% de sa variation et 98.8% de sa variation au

sixième trimestre. En revanche, pour ce qui est des recettes gouvernementales, au premier trimestre, celle-ci s'explique par elle-même. Si nous avançons au deuxième trimestre, 81,6% de sa variation est expliquée par elle-même et 17,8% est expliquée par l'output. Au sixième trimestre, 55% de sa variation est expliquée par elle-même et 42% par l'output. Cela est cohérent, car les recettes futures dépendent de l'activité réelle future vu la structure de taxation.

Figure 22 : Estimations et fonctions de réponses (G, T, Y) :



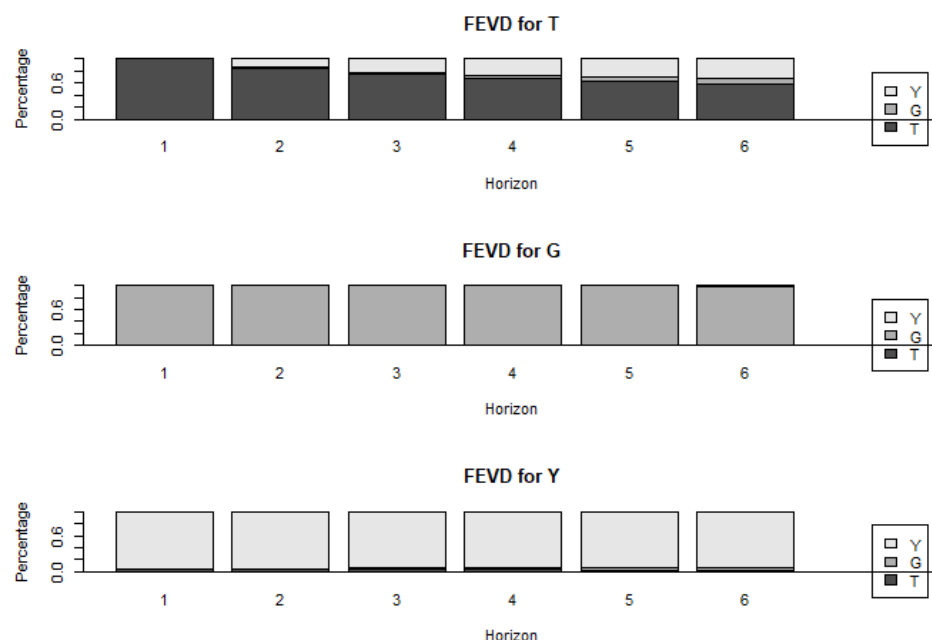
L'identification (GTY) signifie que les dépenses gouvernementales ne subissent pas de choc contemporain de T et Y, et que T, ne subit pas de choc contemporain de Y.

En considérant un choc structurel fiscal (T), on remarque que son effet sur T est positif, mais il se dissipe après 20 trimestres. Son effet sur les dépenses est positif à long terme, ce qui est cohérent. Son effet sur l'output est initialement positif, mais se dissipe et finit sous 0 après 9 trimestres. Cela est constant avec la littérature économique qu'une taxation accrue réduit l'output.

En considérant un choc structurel budgétaire (G), les fonctions de réponses pour T et G sont cohérentes. Si on se concentre sur l'effet sur l'output, on voit que les dépenses gouvernementales augmentent ce dernier, mais la hausse n'est qu'éphémère. Cela fait du sens, car bien que les dépenses gouvernementales augmentent l'output, elles ne sont pas source de croissances à long terme.

ii)

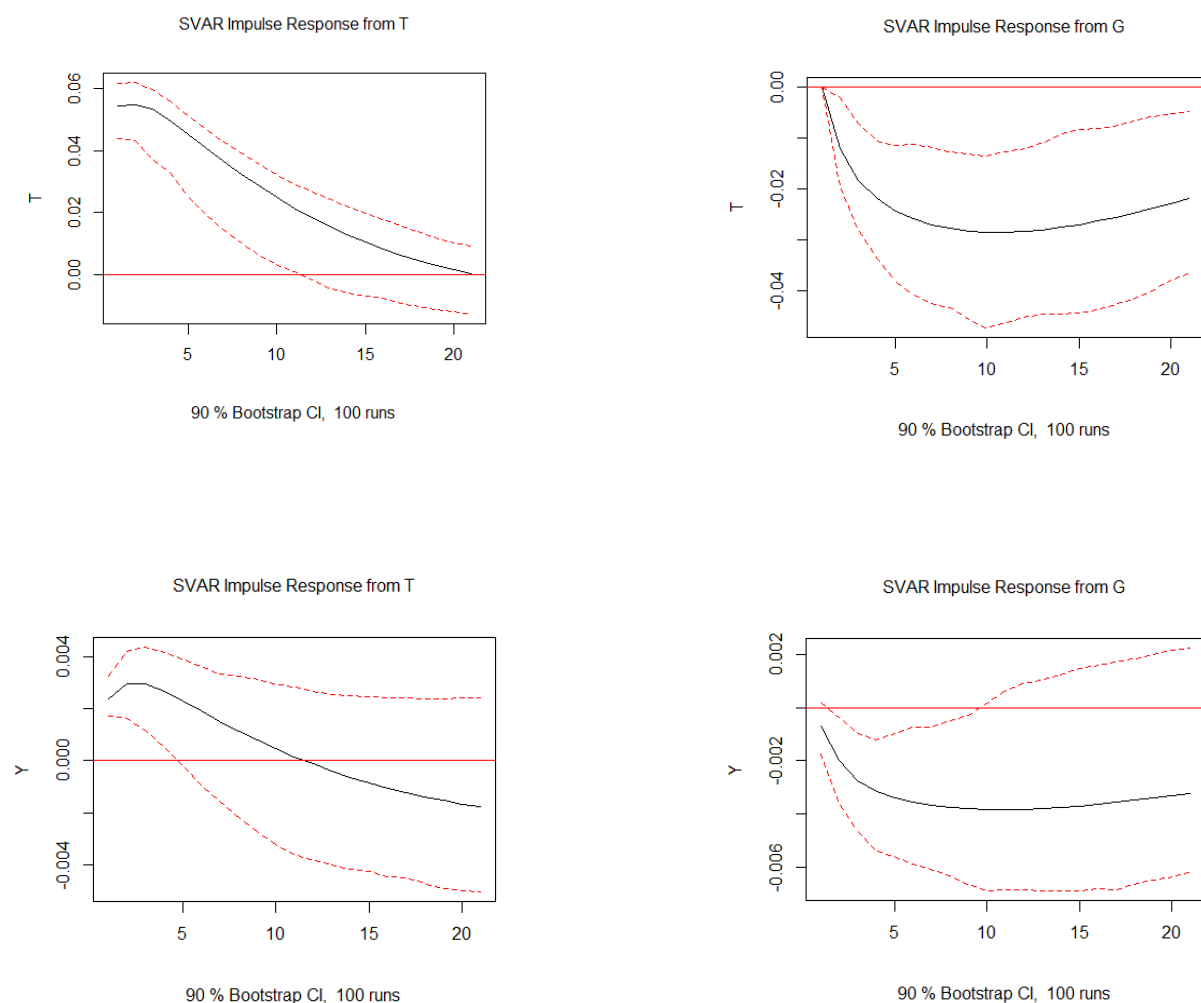
Figure 23 : Décomposition de variance (T, G, Y) :

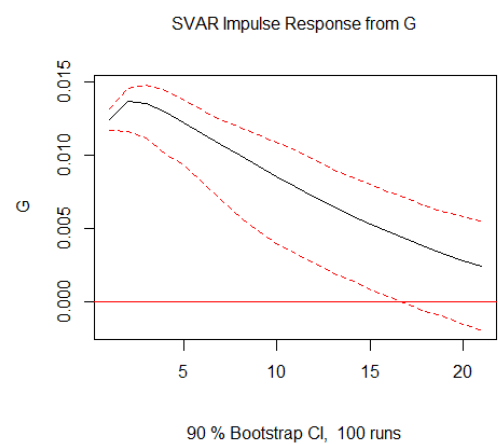
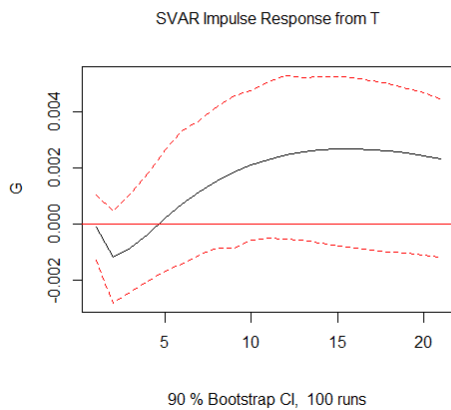


Note : Les horizons sont en trimestres.

Pour ce qui est de la décomposition de variance quand nous changeons l'ordonnancement à (TGY), nous avons des résultats très similaires. Si on observe les recettes gouvernementales, au premier trimestre, 99.9% de sa variation est expliquée par elle-même et 98.5% au sixième trimestre. Pour ce qui est des recettes fiscales, encore une fois, 100% de sa variation est expliquée au premier trimestre, mais seulement 59.2% au sixième trimestre. Le reste de sa variation est expliquée par l'output à 32% et les dépenses gouvernementales à 8,7%. Du côté de l'output maintenant, 94,9% de sa variation est expliquée par elle-même à son premier trimestre et 93,9% au sixième trimestre.

Figure 24 : Estimations et fonctions de réponses (T, G, Y) :





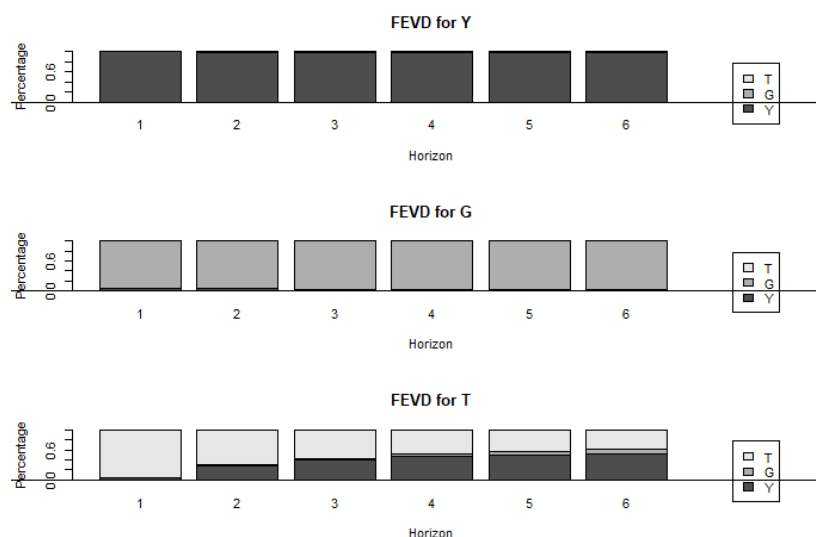
L'identification TGY signifie que T ne subit pas de choc contemporain de G et Y, et que G, ne subit pas de choc contemporain d' Y.

En considérant un choc structurel fiscal (T), on remarque que les fonctions de réponses sont très similaires qu'en i). Donc le même raisonnement s'applique.

En considérant un choc structurel budgétaire (G), les fonctions de T et G sont très similaires aux résultats obtenus en i). Par contre, l'effet sur l'output est très différent. Ici, on observe un effet initial négatif, puis une descente à long terme qui se stabilise à 7 trimestres. Cela ne semble pas être cohérent avec l'intuition économique. Une hausse des dépenses publiques ne devrait pas avoir un effet à long terme négatif sur l'output.

iii)

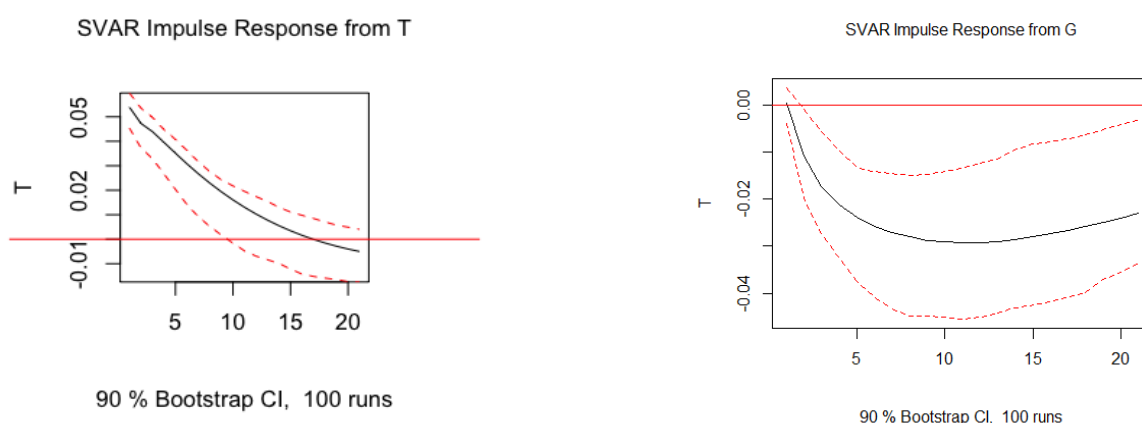
Figure 25 : Décomposition de variance (Y, G, T) :

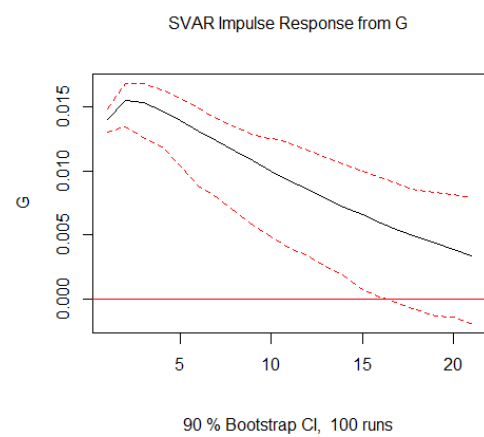
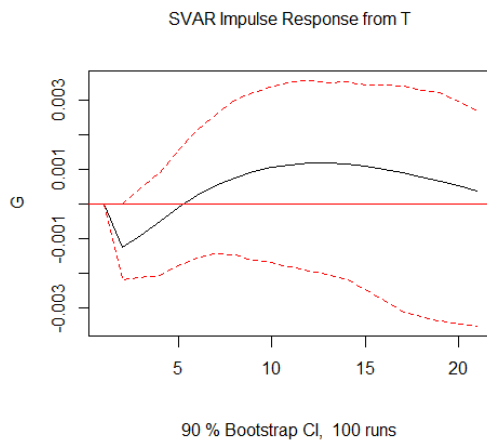
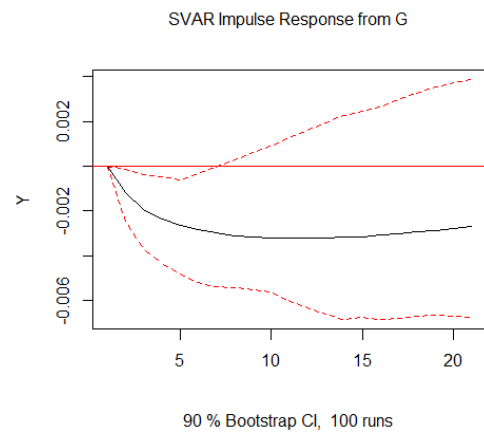
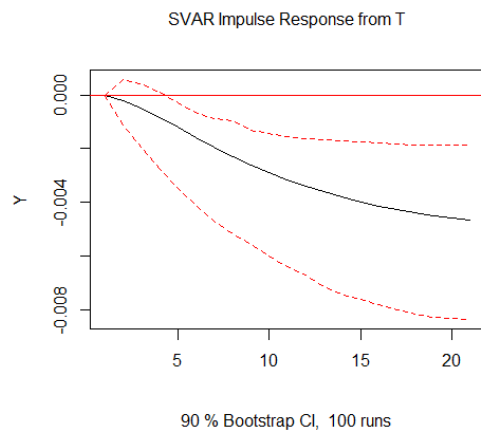


Note : Les horizons sont en trimestres.

En changeant l'ordonnancement à (YGT), on peut observer la décomposition de variance de celle-ci. L'output explique lui-même 100% de sa variation au premier trimestre et 97.8% de sa variation au sixième trimestre. Pour les dépenses gouvernementales, comme l'output dans la sous-question i), on y retrouve des résultats curieux. Elle explique elle-même sa variation de 95,1% au premier trimestre et 97,1% au sixième trimestre. Encore une fois, pour les recettes fiscales, celle-ci explique elle-même 95% de sa variation au premier trimestre. Au sixième trimestre, elle explique seulement 39,5% de sa variation et l'output explique 52,8% de sa variation.

Figure 26 : Estimations et fonctions de réponses (Y, G, T) :





L'identification (YGT) signifie que Y ne subit pas de choc contemporain de G et T, et que G, ne subit pas de choc contemporain de T.

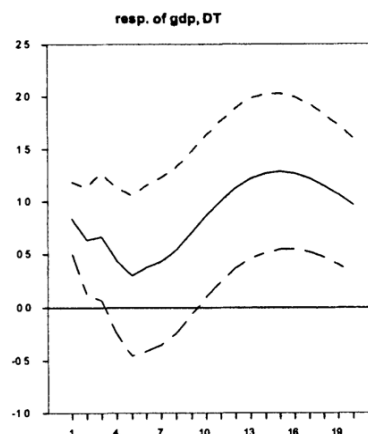
En considérant un choc structurel fiscal (T), les fonctions de T et G sont très similaires aux résultats obtenus en i) et ii). Par contre, l'effet sur l'output est différent, on n'observe pas d'effet contemporain sur l'output. Cela est cohérent vu notre identification dans ce cas-ci. On observe toujours l'effet à long terme négatif.

En considérant un choc structurel budgétaire (G), le choc réduit l'output à long terme, mais n'a pas d'effet contemporain. Comme en ii) cela ne semble pas être cohérent avec la littérature économique.

(c) Comparez les résultats des SVARs à la lumière des résultats dans Blanchard et Perotti (2002) (voir aussi Ramey, 2016) en commentant la plausibilité de chaque ordonnancement des SVARs pour l'identification des chocs structurels.

Nos résultats pour (TGY) sont très différents de Blanchard et Perotti. Considérant un choc budgétaire, nos fonctions de réponses pour T et G sont assez similaires à celles dans l'article. Par contre, la fonction de réponse de Y est complètement différente. Dans notre cas, nous avons une tendance à la baisse.

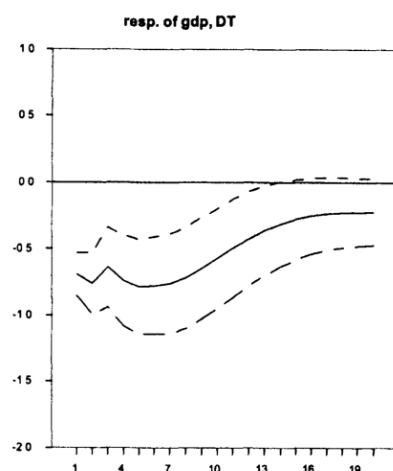
Figure 27 : Fonction de réponse de l'output suite à un choc budgétaire : Blanchard and Perotti (2002)



Note : les horizons sont en trimestre.

Considérant un choc fiscal, nos fonctions de réponses pour T et G sont très similaires à celles dans l'article. Par contre, la fonction de réponse de Y est complètement différente. Dans notre cas, nous avons une tendance à la baisse.

Figure 28 : Fonction de réponse de l'output suite à un choc fiscal : Blanchard and Perotti (2002)



Note : les horizons sont en trimestre.

Il y a plusieurs causes possibles pour les divergences entre les résultats. Premièrement, nous n'avons pas le même échantillon, nous utilisons les données de 1960 à 2015 tandis que l'échantillon de l'article fini en 2002. Cette différence en elle-même est suffisante pour modifier les résultats. Deuxièmement, la spécification ou la transformation des variables est possiblement différente. Cela aussi pourrait en être la cause.

Lors du choix d'identification, il est important de tenir compte de la fréquence de nos données (Blanchard and Perotti (2002)). Dans notre cas, nos données sont trimestrielles. L'analyse ci-dessous tient donc compte de cet aspect.

(G, T, Y) : Ce schéma est plausible, Y reçoit l'effet contemporain de chocs fiscaux et budgétaires ce qui est cohérent. La relation contemporaine entre T et G est plus nébuleuse. Il semble plus logique que les dépenses gouvernementales soient affectées par un choc fiscal que l'alternative.

(T, G, Y) : Blanchard utilise cette stratégie d'identification. Elle semble plausible pour les mêmes raisons que (GTY), par contre, cette stratégie tient en compte l'effet contemporain de la politique fiscale sur les dépenses gouvernementales. Pour ces raisons, elle semble être la plus plausible des trois.

(Y, G, T) : Il semble peu plausible que G et T n'aient pas d'effet contemporain sur Y. Les dépenses gouvernementales entrent directement dans l'output et les agents économiques réagissent rapidement à un choc fiscal et leur comportement aurait fort probablement un effet contemporain sur l'output.

Bibliographie :

Alain Guay “Données transformées de 1960m1 à 2015m7 de plusieurs agrégats économiques en log”, 2020.

Federal Reserve Bank of Atlanta, 2021, URL : <https://www.atlantafed.org/cqer/research/wu-xia-shadow-federal-funds-rate>

Federal Reserve Bank of St-Louis (Federal Reserve Economic Data), 2021, URL : <https://fred.stlouisfed.org>

Lawrence J. Christiano, Martin Eichenbaum et Charles L. Evans “Monetary Policy Shocks: What Have We Learned and to What End?” 1998, *Handbook of Macroeconomics*, 1(A), 65-148, URL : <http://www.nber.org/papers/w6400>

Olivier Blanchard et Roberto Perotti “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output” *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, Vol. 117, No. 4, pp. 1329-1368, Oxford University Press Stable, URL : <https://www.jstor.org/stable/4132480>

V.A. Ramey “Macroeconomic Shocks and Their Propagation” 2016, *Handbook of Macroeconomics Chapter 2*, pp. 71-162, URL : <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.03.003>

V.A. Ramey, 2021, URL : <https://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html>

Wu J.C, and Xia F.D “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound” 2016, *Journal of Money, Credit and Banking* 48 (2-3): 253–91, URL : <https://doi.org/10.1111/jmcb.12300>