

HEC MONTRÉAL

**Multiplicateurs fiscaux :
lorsque le taux d'intérêt est à la borne inférieure nulle**

par

Gabrielle Bibeau

**Nora Traum
HEC Montréal
Directrice de recherche**

**Sciences de la gestion
(Spécialisation Économie appliquée)**

*Mémoire présenté en vue de l'obtention
du grade de maîtrise ès sciences
(M. Sc.)*

Décembre 2023
© Gabrielle Bibeau, 2023

Résumé

Cette étude porte sur les multiplicateurs fiscaux en période de taux d'intérêt à la borne inférieure nulle (ZLB). Plus particulièrement, cette étude analyse les multiplicateurs de production et offre aussi une analyse des multiplicateurs d'investissement. Ces multiplicateurs sont étudiés pour les États-Unis pour les années 1981 à 2020. L'objectif de cette analyse est d'apporter des clarifications quant aux valeurs prises par ces multiplicateurs selon le taux d'intérêt, notamment lorsque ce taux est contraint à la borne inférieure nulle. Pour ce faire, la méthode de projection locale de Jordà (2005) est employée pour déterminer les multiplicateurs fiscaux suite à un choc fiscal exogène, identifié par deux méthodes : la méthode de Blanchard et Perotti (2002) et celle de Ramey et Zubairy (2018). D'une part, les résultats démontrent qu'à court terme, les multiplicateurs cumulatifs de production et d'investissement, lorsque le taux d'intérêt est contraint par la borne inférieure nulle, dépassent ceux de la période normale de façon significative. En plus d'être significativement différents de ceux de la période normale, les multiplicateurs ont des valeurs élevées, allant au alentours de 3 pour le multiplicateur de production et étant positives pour le multiplicateur d'investissement. Cela renforce les études empiriques qui démontrent qu'il existe une différence entre les valeurs des multiplicateurs de production selon le taux d'intérêt et la théorie mettant en lumière le rôle de l'inflation dans la détermination des valeurs des multiplicateurs. Cela suggère donc qu'à court terme, le multiplicateur de production, en période de ZLB, joue davantage un rôle expansionniste dans l'économie qu'en période normale. Enfin, l'étude suggère aussi que le multiplicateur d'investissement devient positif à très court terme lorsque l'on considère la période de ZLB.

Mots-clés

Projection locale, Décomposition de Cholesky, Multiplicateur fiscal, Investissement

Abstract

This study focuses on fiscal multipliers in periods of zero lower bound (ZLB) interest rates. More specifically, this study analyzes production multipliers and also offers an analysis of investment multipliers. These multipliers are studied for the United States for the years 1981 to 2020. To do this, the local projection method of Jordà (2005) is used to determine the fiscal multipliers following an exogenous fiscal shock, identified by two methods : the method of Blanchard and Perotti (2002) and that of Ramey and Zubairy (2018). The results demonstrate that in the short run, the cumulative multipliers of production and investment, when the interest rate is constrained by the ZLB, significantly exceed those of the normal period. In addition to being significantly different from those of the normal period, the multipliers take high values, going around 3 for the production multiplier and being positive for the investment multiplier. This reinforces the studies which demonstrate that there is a difference between the values of the production multipliers according to the interest rate and the theory highlighting the role of inflation in determining the values of the multipliers. This therefore suggests that in the short run, the production multiplier, during the ZLB period, plays more of an expansionary role in the economy than in normal periods. Finally, the study also suggests that the investment multiplier becomes positive in the very short run when we consider the ZLB period.

Keywords

Local projection, Cholesky decomposition, Fiscal multiplier, Investment

Table des matières

Résumé	i
Abstract	iii
Liste des tableaux	vii
Liste des figures	ix
Remerciements	xi
Introduction	1
1 Revue de littérature	5
1.1 Survol empirique	5
1.1.1 Multiplicateur de production	5
1.1.2 Impact sur l'investissement privé	8
1.2 Survol de la théorie	10
1.2.1 Approche keynésienne	10
1.2.2 Approche néo-classique et néo-keynésienne	11
1.2.3 Multiplicateur de production	13
1.2.4 Impact sur l'investissement privé	14
2 Méthodologie et procédure	17
2.1 Méthodologie	17

2.1.1	Méthode de Blanchard et Perotti (2002)	17
2.1.2	Méthode narrative	18
2.1.3	Méthode de projection locale	19
2.1.4	Multiplicateur fiscal	20
2.2	Procédure	22
2.2.1	Première étape : Identification	22
2.2.2	Deuxième étape : Estimation	24
3	Échantillon et préparation	27
3.1	Données	27
3.2	Périodes	28
4	Résultats	31
4.1	Instruments	31
4.2	Réponses dynamiques	33
4.3	Multiplicateurs	34
4.3.1	Multiplicateurs cumulatifs de production	34
4.3.2	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement	36
4.4	Robustesse	38
4.4.1	Multiplicateurs cumulatifs de production	38
4.4.2	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement	40
	Conclusion	47
	Bibliographie	49
	Annexe	i
	Descriptions des données	i

Liste des tableaux

4.1	Multiplicateurs cumulatifs de production	35
4.2	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement	36
4.3	Multiplicateurs cumulatifs de production - Autres spécifications	38
4.4	Multiplicateurs cumulatifs de production - Ajouts de contrôles	41
4.5	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement - Autres spécifications	42
4.6	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement - Ajouts de contrôles	43
A.1	Multiplicateurs cumulatifs d'investissement - Autres variables	viii

Liste des figures

3.1	Taux d'intérêt réel	29
4.1	Test d'instrument faible	32
4.2	Multiplicateur cumulatif de production	34
4.3	Multiplicateur cumulatif d'investissement	37
A.1	Multiplicateurs cumulatifs de production selon l'inclusion des prévisions . . .	iii
A.2	Choc des dépenses gouvernementales	iv
A.3	Choc des nouvelles de défense	iv
A.4	Réponses dynamiques des variables principales	v
A.5	Réponses dynamiques pour les autres variables d'investissement	vi
A.6	Réponses dynamiques pour l'inflation selon la période	vii

Remerciements

J'aimerais remercier ma superviseur, Nora Traum, pour son support consistant et adapté qui m'a énormément aidée lors de mon parcours. J'aimerais aussi remercier ma famille pour son support. J'aimerais offrir un grand merci à Deividas pour son soutien en fin de parcours.

Introduction

Dans les dernières décennies, les États-Unis ont fait face à des taux d'intérêt très bas, notamment suite au crash immobilier de 2008. Deux auteurs faisant partie de la Réserve Fédérale, Kiley et Roberts (2017) conduisent des estimations et arrivent à la conclusion que les épisodes de périodes de taux d'intérêt contraints – donc proches de la borne inférieure nulle ou « *zero lower bound (ZLB)* » – seront fréquents à 40% du temps et pourraient durer plus de 2 ans sous certaines conditions. La politique monétaire étant limitée en période de ZLB, il devient particulièrement pertinent d'examiner les autres politiques disponibles, telles que les politiques fiscales, et de bien saisir leurs effets sur l'économie. Quelques études empiriques examinent le multiplicateur fiscal pour déterminer sa valeur et éclaircir la théorie à ce sujet, puisqu'elle s'avère encore quelque peu floue (Burnside et collab. (2003), Ilori et collab. (2022), Blanchard et Perotti (2002), Barro et Redlick (2009), Afonso et Jalles (2013) et plus encore). À ce propos, des auteurs ont choisi d'examiner le multiplicateur fiscal sous certains états. Auerbach et Gorodnichenko (2012) examinent le multiplicateur de dépenses gouvernementales avec des données américaines en période de récession et en période d'expansion. Ces derniers trouvent que le multiplicateur est beaucoup plus grand en période de récession. Cependant, plusieurs études récentes utilisant aussi des données américaines suscitent le doute sur cette conclusion, notamment celle de Ramey et Zubairy (2018). D'une part, elles critiquent la façon de définir les périodes utilisées, dont celle utilisée par Auerbach et Gorodnichenko (2012), qui définissent les périodes de récession à l'aide des indicateurs officiels de NBER. Ramey et Zubairy (2018), en utilisant plutôt le taux de chômage pour définir les périodes de

récession, ne trouvent pas de différence entre les multiplicateurs associés aux différentes phases du cycle économique. Klein et Winkler (2021) démontrent la même chose en utilisant l'écart de production négatif (déviation du PIB réel par habitant de sa tendance de long terme) pour définir les périodes de récession. Ces deux études en arrivent à la conclusion que le multiplicateur fiscal est bel et bien dépendant de l'état, mais que cet état serait potentiellement la période de ZLB plutôt que la période de récession.

Dans ce mémoire, le multiplicateur fiscal de production est analysé pour les États-Unis lors de période de ZLB. L'étude se base sur celle de Ramey et Zubairy (2018). Cependant, la présente étude utilise un échantillon différent et les périodes de ZLB sont définies différemment. De plus, la régression utilisée pour l'identification du choc selon la méthode de Blanchard et Perotti (2002) inclut la variable de prévision des dépenses gouvernementales. Enfin, les instruments sont utilisés conjointement dans l'estimation plutôt que de façon séparée. La présente étude ajoute d'ailleurs une analyse pour le multiplicateur fiscal d'investissement privé, tel que fait par Miyamoto et collab. (2018) pour le Japon. Il est pertinent d'analyser l'effet d'un choc fiscal sur l'investissement privé puisque cette variable joue un rôle important dans la croissance de l'économie. À cet égard, Afonso et St. Aubyn (2019) analysent 17 pays de l'OCDE et démontrent que cette variable a un effet positif sur la croissance dans chacun de ces pays. Dans l'ouvrage intitulé « *Economic Growth* » (Barro et Sala-I-Martin (1995)), les auteurs soulignent l'importance de la croissance pour l'amélioration du niveau de vie et comment les petites différences dans le taux de croissance peuvent avoir un grand impact.

L'objectif de la présente étude est de clarifier l'effet d'un choc exogène des dépenses fiscales sur la production et l'investissement et d'analyser comment ces effets varient – ou non – selon l'état de l'économie, caractérisé par le niveau du taux d'intérêt. Cette analyse utilise la méthode d'identification de Blanchard et Perotti (2002) combinée à celle des nouvelles de défense de Ramey et Zubairy (2018) pour identifier le choc exogène des dépenses gouvernementales. Ensuite, l'estimation des multiplicateurs de production et d'investissement se fait à l'aide de la méthode de projection locale de Jordà (2005). Les principaux résultats démontrent que les multiplicateurs cumulatifs de production et

d'investissement de la période ZLB dépassent ceux de la période normale à court terme. Ainsi, il semble y avoir une différence significative entre les périodes lorsque les horizons proches du choc sont considérés. De plus, pour les horizons de court terme, les multiplicateurs cumulatifs significatifs indiquent des valeurs positives, au-dessus de l'unité et robustes à l'ajout de contrôles. En effet, pour le multiplicateur de production, ces valeurs tournent autour de 3 et 4, tandis que pour le multiplicateur d'investissement, les valeurs estimées sont autour de 1,5.

Le reste de la présente étude va comme suit : le chapitre 1 résume la littérature empirique et théorique qui concerne les multiplicateurs fiscaux, le chapitre 2 présente la méthodologie employée pour l'identification du choc et l'estimation des multiplicateurs, le chapitre 3 discute des données utilisées, puis dernièrement, le chapitre 4 présente les principaux résultats ainsi que les tests de robustesse effectués.

Chapitre 1

Revue de littérature

1.1 Survol empirique

1.1.1 Multiplicateur de production

Quelques articles portent sur le multiplicateur des dépenses gouvernementales en période de ZLB. À noter que les études empiriques mentionnées dans ce mémoire utilisent toutes des données américaines, sauf indication contraire. En général, les résultats tendent vers une conclusion qui suggère une amplification de l'efficacité des politiques fiscales dans la stimulation de la production lors de ces périodes. Pour mieux comprendre le phénomène, l'identité de la comptabilité nationale est utile pour voir quelles variables ont un impact direct sur la production :

$$Y = C + I + G + XN \quad (1.1)$$

Si, à la suite d'une hausse des dépenses publiques de 1 unité, la hausse de la production est de 1 unité, alors selon cette même équation, la mesure fiscale ne stimule pas la production, puisque l'augmentation de G entraîne une augmentation de Y de même ampleur. Cependant, si la hausse de la production dépasse l'unité, alors cela suggère qu'une ou plusieurs autres variables (C , I ou XN) augmentent parallèlement à la hausse des dépenses gouvernementales et que cet effet stimulant domine les effets négatifs (s'ils ont lieu). À

l'inverse, une augmentation inférieure à l'unité de la production suggère un effet d'éviction de la politique fiscale, soit une baisse d'une ou plusieurs autres variables (C , I ou XN) dépassant toute hausse. À noter que la plupart des modèles théoriques sur le sujet sont des modèles à économie fermée, ce qui enlève la variable des exportations nettes (XN) comme source de variation de la production.

Étudiant le multiplicateur fiscal au Japon en période où le taux d'intérêt nominal est à la borne inférieure nulle (ZLB), Miyamoto et collab. (2018) trouvent un multiplicateur à l'impact de 1,5 lors de la période de ZLB et de 0,6 durant la période dite « normale » (hors ZLB). Ces premiers résultats signifient qu'une hausse de 1 unité des dépenses gouvernementales génère une augmentation de la production de 1,5 unité en période de ZLB et de 0,6 en période normale. Cela suggère deux choses : d'abord, qu'il y a une différence en termes d'effets entre les deux périodes ; ensuite qu'une hausse des dépenses fiscales en période de ZLB a un effet stimulant sur la production. Ces résultats sont encore plus convaincants lorsqu'ils concernent les effets à long-terme. En effet, le multiplicateur augmente et devient supérieur à 2 dans la période de ZLB après 4 trimestres, tandis qu'il diminue et devient négatif dans la période normale après 5 trimestres. Sur le même sujet, Bonam et collab. (2020) utilisent des données regroupées de 17 pays et trouvent un multiplicateur supérieur à 1 en période de ZLB. Ils trouvent aussi que ce multiplicateur est significativement plus élevé qu'en période normale. De leur part, Di Serio et collab. (2020) obtiennent des résultats qui vont dans le même sens. Ils trouvent un multiplicateur de 3,79 pour les périodes correspondant à la fois à une récession et à un ZLB, ce qui dépasse ce qu'ils ont trouvé pour les périodes de récession sans contraintes sur le taux d'intérêt. Ainsi, ils concluent que leurs résultats démontrent un multiplicateur plus élevé en période de ZLB. Pour leur part, Fritsche et collab. (2021) examinent le multiplicateur selon les périodes de volatilité et trouvent un multiplicateur plus élevé en période de faible volatilité. Puisque dans leur échantillon, la période de faible volatilité correspond (en partie) aussi à une période où la politique monétaire est contrainte, ils concluent que leurs résultats supportent l'hypothèse selon laquelle les périodes de ZLB sont associées à des multiplicateurs plus élevés. Ces résultats démontrent l'importance de prendre en compte

la période lors des prises de décisions économiques.

Toutefois, d'autres études n'offrent pas les mêmes résultats. Ramey (2011) écrit un résumé de la littérature à ce sujet. Elle aborde entre autres une étude qu'elle a publié la même année dans laquelle elle a calculé le multiplicateur pour les années 1939-1949 qui correspondent (non intentionnellement) à une période de ZLB. Elle trouve un multiplicateur de 0,7. Quelques années plus tard, Ramey écrit un nouvel article en partenariat avec Zubairy et elles trouvent un multiplicateur inférieur à 1 en période de ZLB et en période normale, ce qui est conforme à son résultat précédent Ramey et Zubairy (2018). Cependant, même si le multiplicateur est inférieur à l'unité pour les deux périodes, elles trouvent que le multiplicateur est significativement plus grand en période de ZLB qu'en période normale. Cela suggère des effets distincts entre les deux périodes. Par la suite, elles décident d'exclure la période de la Seconde Guerre mondiale puisque celle-ci correspond à une période particulière de l'histoire. En effet, durant ces années, l'économie fait face à un taux d'activité anormalement élevé, à des mesures de rationnement sur plusieurs biens ainsi qu'à des mesures de fixation des prix. Ces circonstances confondantes rendent l'analyse complexe, car ce sont des facteurs difficiles à inclure dans le modèle, mais qui ont fort probablement impacté différentes variables macroéconomiques. Il devient alors difficile de différencier par exemple une hausse de la production due à un patriotisme élevé (impliquant une offre de travail plus élevée, donc une production plus élevée) versus une hausse de la production due à une hausse des dépenses gouvernementales. Il est difficile aussi de distinguer les effets du rationnement et des contraintes de capacités, qui ont fort probablement diminué la production. En excluant ces années, elles trouvent un multiplicateur supérieur à 1 associé aux périodes de ZLB. Ainsi, il semble que les résultats précédents indiquant des multiplicateurs de taille modique soient reliés aux facteurs confondants des années de guerre.

Une particularité des études mentionnées jusqu'ici est qu'elles utilisent toutes des données trimestrielles. Il existe quelques études qui ont opté pour des données annuelles par exemple, Klein et Winkler (2021) utilisent des données annuelles pour analyser leur ensemble de données regroupant 13 pays. L'avantage des données annuelles est leur dis-

ponibilité. Néanmoins, ce type de donnée rend plus complexe l'utilisation de la méthode d'identification des chocs fiscaux couramment utilisée. En utilisant des fréquences temporelles annuelles, l'hypothèse sous-jacente de l'approche d'identification de Blanchard et Perotti (2002) devient beaucoup plus restrictive. En effet, cela suppose que les décideurs politiques prennent très longtemps avant d'annoncer une mesure fiscale (plus d'1 an). Malgré ce problème, ils trouvent un multiplicateur de 1,5 en période de taux d'intérêt à la borne inférieure à zéro et un multiplicateur de 0,6 en période normale. Ces résultats sont les mêmes que ceux cités plus haut sur le Japon, mais sont beaucoup plus faibles que ceux pour les États-Unis trouvés par Di Serio et collab. (2020). Il semble alors qu'en général, le multiplicateur dépasse l'unité en période de ZLB, mais l'amplitude exacte de ce dernier est encore à déterminer.

D'un autre côté, certains articles viennent remettre en question l'importance de ZLB. À titre d'exemple, l'article de Bernardini et Peersman (2018) ne porte pas spécifiquement sur les périodes de ZLB, mais les auteurs analysent cet aspect. Ils étudient les périodes de surendettement privé et trouvent que le multiplicateur est inférieur à 1 dans les périodes à faible endettement et supérieur à 1 en période de surendettement. Leurs résultats sont robustes à l'inclusion d'une variable indicatrice des périodes de ZLB. De plus, ils ne trouvent aucun résultat suggérant des multiplicateurs différents en période de ZLB qu'en période normale.

1.1.2 Impact sur l'investissement privé

Du côté empirique, plusieurs études ont examiné l'effet de chocs fiscaux sur l'investissement privé. En général, une baisse de l'investissement privé est l'effet observé (voir Blanchard et Perotti (2002), Barro et Redlick (2009), Cogan et collab. (2010)). Furceri et Sousa (2011) utilisent un panel de 145 pays et obtiennent aussi une diminution de l'investissement privé. De leur côté, Mountford et Uhlig (2008) examinent seulement l'investissement privé non résidentiel et constatent qu'il est évincé. Quant à eux, Afonso et Jalles (2013) étudient l'effet de la politique fiscale sur l'investissement pour un panel de

95 pays et trouvent qu'il y a des disparités selon la nature des dépenses gouvernementales. Ils trouvent qu'en général, les dépenses publiques ont un effet négatif sur l'investissement, sauf pour les dépenses en santé publique qui ont un effet positif.

Inversement, quelques études trouvent une réponse positive de l'investissement (voir Burnside et collab. (2003) et Ilori et collab. (2022)). De son côté, Blackley (2014) examine les dépenses fiscales en distinguant entre les types de dépenses. Il trouve que les dépenses en investissement public génèrent un effet positif sur l'investissement privé, tandis que les dépenses militaires (investissement militaire et consommation militaire confondus) engendrent un effet négatif sur l'investissement privé. Pour sa part, Laopodis (2010) examine pour quelques pays, dont la Grèce, les effets des dépenses militaires et non militaires sur l'investissement privé. Il trouve que les dépenses non militaires ont un impact positif sur l'investissement privé tandis que les dépenses militaires n'affectent pas l'investissement privé. Blackley (2014) examine une hausse à part égale de la consommation publique et de l'investissement public et trouve qu'il n'y a aucun effet d'évincement à long terme sur l'investissement privé, démontrant que l'effet stimulant de l'investissement public dépasse l'effet d'évincement de la consommation publique. Mamatzakis (2001) conduit pour sa part une étude en Grèce et trouve des résultats confirmant cela.

D'autres études trouvent également une réponse positive de l'investissement privé, mais en étudiant les dépenses gouvernementales dans un contexte de période de ZLB. Dans ce contexte précis, il est plus courant de voir des études empiriques qui démontrent ce genre de réponse que parmi les études hors de cette période. Miyamoto et collab. (2018) trouvent que les dépenses publiques augmentent l'investissement dans la période de ZLB au Japon. Di Serio et collab. (2020) utilisent un modèle d'auto-régression vectorielle à interaction augmentée par facteur (FAIVAR) sur des données américaines et trouvent aussi une hausse de l'investissement privé à la suite d'un choc fiscal expansionniste. Fritsche et collab. (2021) étudient le multiplicateur fiscal en période de faible volatilité, incluant la période de ZLB, et trouvent une hausse de l'investissement privé à court terme, suivie par une baisse de celui-ci. Ils précisent que la baisse vient notamment de la diminution de l'investissement privé résidentiel, tandis que l'investissement privé

non résidentiel demeure en haut de la tendance, impliquant une distinction entre les deux types d'investissement.

1.2 Survol de la théorie

Tout d'abord, il est important de connaître les différentes approches employées lorsqu'il est question d'analyser le multiplicateur fiscal. Ramey (2011) résume les 3 approches majeures, soit le keynésianisme traditionnel, l'approche néo-classique et néo-keynésienne.

1.2.1 Approche keynésienne

De manière simple, le keynésianisme traditionnel calcule le multiplicateur à l'aide de la propension marginale de consommer des agents. Une augmentation de la demande agrégée mène à une hausse de la production, générant habituellement un multiplicateur de grande taille (c.à.d. au-dessus de 1). Comme souligné par Cogan et collab. (2010), cette approche ne tient pas compte de la rationalité des agents, donc de leurs comportements d'optimisation. Cela peut se matérialiser entre autres avec l'inclusion des consommateurs ayant un comportement non-optimal. Ce type de consommateur utilise leur revenu pour la consommation uniquement : ils ne font ni emprunts ni épargnes et seul le présent compte dans leur décision d'optimisation. Par exemple, López-Salido et collab. (2007) utilisent un modèle néo-keynésien dans lequel ils ajoutent cette caractéristique pour une grande part des consommateurs, rapprochant leur modèle d'un modèle keynésien traditionnel. Cette spécification, conjointement à des prix rigides, permet d'obtenir un multiplicateur au-dessus de l'unité, puisque la consommation totale augmente à la suite d'une hausse des dépenses fiscales. En effet, les agents avec un comportement non-optimal minimisent l'effet de richesse négatif puisque leur consommation est moins affectée par les changements de taxes servant à financer la hausse de dépenses gouvernementales. Avec une hausse de taxes (présentes ou futures), les agents optimisateurs diminuent leur trajec-

toire de consommation, tandis que les agents non-optimaux ne lissent pas leur trajectoire de consommation à travers le temps. Au lieu de cela, ils diminuent leur consommation courante seulement, de la même ampleur que la baisse de revenu courant. En ne tenant pas compte du revenu futur plus bas, ce type de consommateur n'épargne pas en conséquence, ce qui implique que leur baisse de la consommation est moindre que celle des agents optimisateurs, qui eux, en plus de diminuer leur consommation de même ampleur que la baisse de leur revenu courant, vont épargner davantage pour maintenir un certain niveau de consommation inter-temporel. Ainsi, la baisse de la consommation agrégée est moindre lorsqu'il y a présence de ces agents dans le modèle. De plus, les prix rigides engendrent une hausse de la demande d'emploi et des salaires, augmentant ainsi le revenu des agents, ce qui implique une augmentation de la consommation des agents non-optimisateurs. L'effet est encore plus important lorsque les dépenses publiques sont financées par un déficit. En effet, cela enlève complètement l'effet de richesse négatif des agents non-optimisateurs, puisque leur revenu courant n'est pas affecté.

1.2.2 Approche néo-classique et néo-keynésienne

Dans un modèle néo-classique standard, les prix sont flexibles et les agents agissent de façon optimale (Woodford (2011)). Dans ce type de modèle, le multiplicateur peut être légèrement au-dessus de l'unité ou bien carrément négatif (Ramey (2011)). À titre d'exemple, Barro (1981) examine les effets d'une hausse des dépenses publiques. Dans son analyse, il fait la distinction entre les dépenses permanentes et temporaires, mais les résultats sont les mêmes en termes de multiplicateur. En effet, il trouve que la valeur du multiplicateur est en-dessous de l'unité dans les deux cas. En général, cela est dû à l'effet de richesse qui contrebalance l'effet de substitution inter-temporel. Cela permet d'expliquer la petite taille du multiplicateur lorsque la hausse des dépenses gouvernementales est financée par une taxe forfaitaire ou par un déficit. En bref, une hausse des dépenses gouvernementales diminue le revenu permanent, ce qui fait baisser la trajectoire de la consommation et du loisir. Cela caractérise l'effet de richesse. Ensuite, l'effet

de substitution implique une augmentation de l'offre de travail, ce qui fait augmenter la production. L'augmentation de la production résultant d'une plus grande offre de travail n'est généralement pas suffisante pour contrer l'effet de richesse, résultant en un multiplicateur en-dessous de l'unité. Cependant, il est aussi possible d'obtenir un multiplicateur dépassant l'unité au sein d'un modèle néo-classique, tel que démontré par Baxter et King (1993). Ces derniers trouvent qu'il est possible d'obtenir un tel multiplicateur à long-terme lorsque la hausse des dépenses gouvernementales est permanente et financée par une taxe forfaitaire ainsi qu'à court terme si la demande de travail est suffisamment élastique. En revanche, lorsque les dépenses sont financées par une taxe distortionnaire, il est alors courant d'obtenir un multiplicateur très faible ou même négatif. Une façon d'obtenir un multiplicateur de taille plus importante est d'ajouter des frictions des prix au modèle néo-classique, comme le fait l'approche néo-keynésienne. (Cogan et collab. (2010)). Par exemple, Christiano et collab. (2009) obtiennent un multiplicateur modique au départ, mais en ajoutant des frictions et en modifiant les préférences, ils obtiennent un multiplicateur au-dessus de 1. Cependant, l'ampleur du multiplicateur obtenu avec ce type de modèle est généralement inférieure à celle obtenue au sein de modèles keynésiens classiques. Christiano et collab. (2009) supposent que d'imposer des caractéristiques à leur modèle pour que la consommation privée augmente aura comme effet de générer un multiplicateur au-dessus de 1, puisqu'il est supposé que c'est la diminution de la consommation due à l'effet de richesse qui engendre un multiplicateur bas. Ils arrivent à concrétiser cette hausse de la consommation en introduisant dans leur modèle les caractéristiques suivantes : frictions des prix et complémentarités dans les préférences des ménages entre la consommation et le loisir. En effet, avec des prix rigides, une augmentation des dépenses gouvernementales engendre une hausse de la demande totale qui n'est plus suivie par une hausse des prix, mais qui est plutôt suivie par une hausse du coût marginal des firmes relative au prix. Cela engendre une hausse de la courbe de demande de travail des firmes, engendrant une hausse de l'emploi (et donc une baisse du loisir). Étant donné les préférences spécifiées, il s'ensuit une augmentation de l'utilité marginale de la consommation. Bien que ces spécifications réussissent à générer des multiplicateurs dépassant l'unité, ils

ne permettent pas d'obtenir des valeurs très élevées, le maximum obtenu se trouvant à 1,2.

1.2.3 Multiplicateur de production

Il existe cependant une manière d'obtenir théoriquement au sein d'un modèle néo-keynésien un multiplicateur très élevé. Christiano et collab. (2009) le démontrent en modifiant leur modèle pour que le taux d'intérêt nominal demeure constant. Pour modéliser cette période, les auteurs choisissent un choc caractérisant une hausse temporaire de la propension à épargner des agents, conduisant à une période de ZLB. C'est donc à la suite de ce choc que l'économie tombe dans une période où la borne inférieure nulle est contraignante. Cette façon de modéliser un choc entraînant une période de ZLB est utilisée par d'autres tels qu'Eggertsson (2011) et Bouakez et collab. (2017).

Ainsi, dans ce modèle, une hausse des dépenses gouvernementales entraîne, comme précédemment, une hausse de la production et une hausse du coût marginal des entreprises (due aux prix rigides). Il y a aussi une hausse de l'inflation anticipée puisque la production augmente, mais cette fois, cette hausse de l'inflation anticipée fait diminuer le taux d'intérêt réel, puisque le taux d'intérêt nominal est contraint, c'est-à-dire qu'il ne peut être abaissé. Ainsi, il est nécessaire que le taux d'intérêt réel diminue pour conserver la relation de Fisher. Un taux d'intérêt réel plus bas incite les ménages à consommer davantage (relativement à l'épargne qui a un rendement moindre), ce qui a pour effet d'accentuer les changements ayant pris place précédemment : la production, le coût marginal ainsi que l'inflation anticipée augmentent davantage, ce qui diminue encore une fois le taux d'intérêt réel. Au sein de ce modèle, les auteurs obtiennent un multiplicateur d'une valeur de 3,7, valeur qui se rapproche de celle obtenue empiriquement par Di Serio et collab. (2020). La plausibilité de ce processus est démontrée par Miyamoto et collab. (2018). En effet, ils examinent la réponse de l'inflation, de l'inflation anticipée et du taux d'intérêt nominal et trouvent des résultats cohérents avec la théorie néo-keynésienne. Ils constatent une hausse de l'inflation et de l'inflation anticipée en périodes de ZLB à la suite d'une

hausse des dépenses gouvernementales, suggérant une baisse du taux d'intérêt réel. Bonam et collab. (2020) trouvent quant à eux que ce canal de l'inflation n'est pas toujours présent lorsque les hausses de dépenses gouvernementales reliées à la consommation publique et celles reliées à l'investissement public sont distinguées. Ils trouvent que le canal de l'inflation est plausible lorsqu'ils examinent les hausses de dépenses fiscales d'investissement, trouvant un taux d'intérêt réel significativement plus bas en période de ZLB. Cependant, ils n'arrivent pas à vérifier ce canal lorsqu'ils examinent les dépenses fiscales de consommation, malgré qu'ils trouvent un multiplicateur dépassant l'unité pour ces dépenses. Bouakez et collab. (2017) démontrent qu'il y a une distinction lors de période de ZLB entre le multiplicateur fiscal selon le type de dépenses fiscales, l'investissement public étant plus stimulant que la consommation publique. En effet, ils trouvent un multiplicateur fiscal qui augmente avec la fraction de dépenses fiscales dédiée au capital public.

1.2.4 Impact sur l'investissement privé

Du côté théorique, pour l'approche néo-classique, il peut y avoir une hausse comme une baisse de l'investissement. En effet, lorsque la hausse des dépenses publiques est financée par des taxes forfaitaires ou par un déficit, il est attendu que l'investissement privé augmente, tandis qu'un financement avec des taxes distortionnaires mène à une baisse de l'investissement privé (Blanchard et Perotti (2002)). À titre d'exemple, Baxter et King (1993) démontrent qu'en ajoutant la possibilité d'accumulation du capital dans leur modèle ou les dépenses fiscales sont financées par une taxe forfaitaire, il est possible d'obtenir une hausse de l'investissement privé. Cette hausse surgit suite à l'augmentation du rendement du capital venant de la hausse de l'offre de travail et la baisse des salaires. En effet, puisque la quantité de capital est prédéterminée (fixe) à court-terme, il y a un plus grand ratio travailleur/capital, ce qui augmente le rendement du capital et stimule l'accumulation du capital, donc l'investissement. Cependant, Leeper et collab. (2017) trouvent que l'investissement a une faible probabilité d'augmenter dans le cadre d'un modèle RBC

standard avec prix flexibles. Ils trouvent que cette hausse est possible pour une hausse des dépenses fiscale permanente seulement. Cela concorde avec le résultat de Baxter et King (1993) stipulant que l'investissement est évincé lorsque la hausse des dépenses fiscales est temporaire. Leeper et collab. (2010) trouvent que les délais pour implémenter les projets de constructions liés à l'investissement public ont un impact sur la réponse de l'investissement privé. En effet, les délais impliquent une montée plus lente de la productivité marginale du capital privé puisque la construction du capital public est plus lente, de sorte que les agents attendent que cette productivité augmente davantage pour investir dans leur capital privé. Ainsi, l'investissement privé répond négativement à court-terme et cela est plus prononcée plus le délai est long.

Dans un contexte keynésien, encore une fois, l'investissement peut soit augmenter, soit diminuer ou rester constant selon l'effet qui domine entre la hausse de la demande agrégée et la hausse du taux d'intérêt nominal (Blanchard et Perotti (2002)). Par exemple, López-Salido et collab. (2007) constatent une diminution de l'investissement qu'ils justifient par une hausse du taux nominal, qui incite les consommateurs à épargner plutôt qu'à investir. Au sein d'un modèle type IS-LM avec la supposition d'une offre de monnaie constante, l'effet attendu est justement une baisse de l'investissement. Cependant, si le taux d'intérêt nominal est maintenu à un certain niveau par la banque centrale, alors la réponse de l'investissement est inexistante. À ce propos, pour les périodes de ZLB, López-Salido et collab. (2007) trouvent que l'investissement n'est pas affecté puisque le taux d'intérêt nominal demeure constant. Dans le contexte néo-keynésien, l'investissement est généralement évincé, de la même transmission dans le modèle néo-classique (Leeper et collab. (2017) Drautzburg et Uhlig (2015)). Une autre manière d'obtenir une hausse de l'investissement dans le contexte néo keynésien est lorsque la période considérée est une période de ZLB. Bonam et collab. (2020) explorent le multiplicateur en période de ZLB et trouvent une hausse de l'investissement suite à une hausse des dépenses de consommation publique. Ils expliquent la provenance de la hausse de l'investissement via la hausse de la demande agrégée générant une hausse du rendement net du capital.

Chapitre 2

Méthodologie et procédure

2.1 Méthodologie

2.1.1 Méthode de Blanchard et Perotti (2002)

Dans son ouvrage datant de 2016, Ramey énumère les différentes méthodes généralement employées à des fins d'identification de chocs et souligne leurs avantages et leurs limites. Elle cite notamment la méthode élaborée par Blanchard et Perotti (2002). Cette étude impose des restrictions sur les coefficients d'un système d'équations sur la base de la théorie économique, de telle sorte que l'identification des chocs fiscaux devient possible avec une décomposition de Cholesky. Cette méthode est couramment utilisée pour l'identification de chocs fiscaux par plusieurs autres auteurs (Bernardini et Peersman (2018), Bonam et collab. (2020), Ilori et collab. (2022), Auerbach et Gorodnichenko (2012), Miyamoto et collab. (2018), Klein et Winkler (2021) & Ramey et Zubairy (2018)). La méthode de Blanchard et Perotti (2002) exploite l'information institutionnelle sur les politiques fiscales aux États-Unis. En effet, ils ont constaté qu'il existe des délais décisionnels dans les changements de mesures fiscales à la suite de chocs. Ils constatent qu'en général, ces délais sont supérieurs à 1 trimestre, de sorte que l'utilisation de données trimestrielles implique qu'un choc macroéconomique arrivant dans la période n'engendre pas un changement de la politique fiscale dans la même période. Ainsi, si la distance

temporelle entre les données est inférieure au délai, il est raisonnable de supposer que la variable d'intérêt ne répond pas aux changements contemporains des variables endogènes à l'intérieur de cette période. L'hypothèse centrale à leur méthode est que des données trimestrielles permettent d'imposer la restriction n'impliquant aucun changement dans les dépenses gouvernementales en réaction aux variations inattendues du PIB ou des recettes fiscales. Cela revient à mettre l'équation des dépenses gouvernementales en premier dans le VAR lors d'une décomposition de Cholesky. Une faiblesse de cette méthode est qu'elle ne prend pas en compte les anticipations des agents (Ramey (2016)). En effet, il est possible que les agents ajustent leurs comportements dans la période courante en anticipant une modification future de la politique fiscale. Pour tenter de contrer ce problème, il est possible d'ajouter la variable prévisionnelle des dépenses gouvernementales, comme fait par Miyamoto et collab. (2018).

2.1.2 Méthode narrative

La méthode narrative permettrait de procéder à l'identification sans avoir le problème lié aux anticipations des agents (Ramey (2016)). Cette méthode consiste à utiliser des nouvelles annoncées au public pour construire une série de données qui serait une approximation des changements dans les anticipations des agents quant aux dépenses fiscales. La construction se fait à partir de documents historiques qui fournissent de l'information sur des événements politiques et militaires. En identifiant les événements qui sont indépendants de l'état de l'économie, il devient possible de déterminer si les variations de la variable sont dues à des raisons exogènes de l'économie ou non et de quantifier ces changements. Autrement dit, en utilisant de l'information sur les événements historiques, il est possible d'identifier la raison sous-jacente à la variation d'une variable. En utilisant cette méthode, Ramey crée une série couvrant la période 1889-2015 qu'elle appelle *Defense News Series* ou *Military News* qu'elle utilise dans plusieurs de ses travaux (Ramey (2016) & Ramey et Zubairy (2018)) et qui est utilisée par d'autres dont Bernardini et Peersman (2018). Pour construire cette série, elle s'est basée sur l'information

contenue dans les articles des périodiques *Business Week*, *New York Times* et *Washington Post* à propos des événements politiques étrangers ayant entraînés des répercussions sur les dépenses gouvernementales des États-Unis. À l'aide de cette information, Ramey calcule une approximation des changements des attentes des individus. Ces changements peuvent être interprétés de façon raisonnable comme des chocs (changements exogènes) puisque les variations des dépenses fiscales sont dues aux informations des périodiques sur les événements politiques étrangers qui eux sont exogènes à l'état de l'économie. Comme souligné par Bernardini et Peersman (2018), il est toujours possible qu'il y ait eu d'autres chocs fiscaux qui eurent lieu en même temps que ceux répertoriés par Ramey et qui affecteraient les dépenses fiscales. De plus, ils soulignent qu'il est possible que les événements politiques et militaires aient aussi eu des effets sur l'état de l'économie au-delà des changements des dépenses fiscales. Puisque cette méthode présente certaines limites, Bernardini et Peersman (2018) recommandent d'utiliser en parallèle l'approche de Blanchard et Perotti (2002) pour valider les résultats.

2.1.3 Méthode de projection locale

Après avoir identifié un choc exogène à l'aide des méthodes mentionnées ci-dessus, l'analyse se poursuit. En effet, le but de l'étude est d'analyser la réponse de l'investissement privé à un choc fiscal. Ainsi, il faut utiliser le choc estimé plus tôt dans un modèle qui permet d'estimer les réponses dynamiques de la variable à l'étude, soit l'investissement privé. La méthode de projection locale de Jordà (2005) consiste à estimer séparément à chaque horizon les réponses dynamiques d'une variable à l'aide d'une régression. Ramey (2016) souligne que ce n'est pas la méthode la plus précise, car moins de restrictions sont imposées sur le processus. Cependant, un point fort de cette méthode est que l'estimation se fait de façon adéquate même si le processus sous-jacent est mal spécifié, justement puisque la méthode n'impose pas de contrainte sur la forme des fonctions de réponses dynamiques.

En général, la méthode la plus utilisée est celle qui consiste à estimer les fonctions dynamiques grâce à un vecteur auto-régressif (VAR). Cette méthode est généralement très juste, sauf dans les cas où le processus sous-jacent ne correspond pas au processus spécifié. Dans ce cas, il y aura des biais dans les réponses dynamiques, d'où l'intérêt d'employer la méthode de projection locale. De plus, la méthode de projection locale ne requiert pas que les variables soient toujours les mêmes pour chaque horizon puisque chaque horizon est estimé séparément. Cela engendre aussi le désavantage de rendre les estimations erratiques (Ramey (2016)). Cependant, Ramey (2016) compare les réponses dynamiques des deux méthodes et constate que les résultats sont relativement similaires à des horizons de 16 trimestres ou moins (celles de la méthode de projection locale étant plus erratiques que celles du VAR). Un avantage considérable de la méthode de projection locale relativement au VAR est que les variables à gauche de l'équation ne sont pas contraintes à être sous la même forme que celles à droite. Ainsi, il devient possible de faire une transformation uniquement sur les variables dépendantes avant l'estimation, ce qui permet l'obtention d'un multiplicateur sans biais (Ramey et Zubairy (2018)).

2.1.4 Multiplicateur fiscal

Il y a différentes façons de calculer le multiplicateur fiscal dans la littérature. Certaines études calculent le multiplicateur à l'impact, qui consiste à calculer le changement du niveau de production k périodes dans le futur en réponse à un changement des dépenses fiscales au temps t . Cette mesure est critiquée par plusieurs, dont Davig et Leeper (2011) qui soulignent que cette mesure est biaisée si les dépenses gouvernementales sont auto-corrélées, puisque cela implique qu'un changement des dépenses fiscales contemporaines engendrera des changements futurs des dépenses fiscales. Ainsi, ce calcul omet l'effet sur la production des changements futurs des dépenses gouvernementales en n'incluant seulement les changements au temps t . De plus, cette mesure n'est pas actualisée, de sorte qu'il n'y a aucune distinction faite entre un montant obtenu au temps initial et un montant obtenu dans le futur, ce qui n'est pas adéquat pour faire des recommandations aux

décideurs dans l'élaboration de politiques. Mountford et Uhlig (2008) offrent un calcul qui permet d'obtenir un multiplicateur qui s'interprète comme le changement de la valeur actuelle de la production supplémentaire des périodes futures générée par un changement de 1\$ de la valeur actuelle des dépenses gouvernementales, mesure qui est employée par Ramey et Zubairy (2018). Puisque le multiplicateur cumulatif de l'investissement privé est aussi calculé, ce dernier représente l'effet des dépenses gouvernementales sur l'investissement privé plutôt que sur la production.

$$M = \frac{\sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)}}{\sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)}} \quad (2)$$

où

$$\sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)} = \sum_{j=0}^h \left(\frac{y_{(t+j)} - y_{(t-1)}}{y_{(t-1)}} \right) \quad (3)$$

$$\sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)} = \sum_{j=0}^h \left(\frac{g_{(t+j)} - g_{(t-1)}}{g_{(t-1)}} \right) \quad (4)$$

$\sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)}$ correspond à la somme de la différence du PIB de t à $t+h$ normalisée par le PIB et $\sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)}$ correspond à la somme de la différence des dépenses gouvernementales de t à $t+h$ normalisée par le PIB. Les multiplicateurs rapportés sont pour $h=0$ (à l'impact), $h=8$ (2 ans) et $h=16$ (4 ans).

Pour l'investissement privé, la somme de la différence normalisée par le PIB correspond à l'équation suivante :

$$\sum_{j=0}^h \Delta inv_{(t+j)} = \sum_{j=0}^h \left(\frac{inv_{(t+j)} - inv_{(t-1)}}{inv_{(t-1)}} \right) \quad (5)$$

Le multiplicateur d'investissement privé est rarement calculé dans les études sur les chocs fiscaux, la seule étude trouvée ayant fait ce calcul étant celle de Miyamoto et collab. (2018). En général, ce sont plutôt les réponses dynamiques qui sont analysées, telles que Ramey (2016) qui analyse les réponses de la consommation durable, de l'investissement privé fixe résidentiel et non résidentiel. Ainsi, les réponses dynamiques pour plusieurs variables sont calculées grâce à l'équation ci-dessous et sont ajoutées en annexe.

2.2 Procédure

La procédure d'estimation sert à estimer les multiplicateurs de certaines variables en réponse à un choc des dépenses gouvernementales. Cette procédure comprend 2 étapes. Il s'agit d'abord d'identifier le choc de dépenses gouvernementales avec la méthode de Blanchard et Perotti (2002).

2.2.1 Première étape : Identification

L'identification du choc de dépenses gouvernementales est faite à l'aide d'une régression ayant comme variable dépendante les dépenses gouvernementales. Si les « bons » régresseurs sont inclus dans la spécification, alors le terme d'erreur représente un choc exogène. Il est important d'intégrer dans le modèle les variables qui affectent directement les dépenses gouvernementales, car leur omission engendrerait un biais d'endogénéité. En effet, ne pas les intégrer dans la régression implique qu'elles se retrouvent dans le terme d'erreur, de sorte que ce dernier est corrélé avec la variable dépendante, créant un biais dans l'estimation.

Voici la spécification pour l'identification :

$$g_t = \beta^g \text{prévision}_{(t-1)} + \gamma^g(L)\Omega_{(t-1)}^g + t + t^2 + \varepsilon_t^g \quad (6)$$

La variable g_t correspond aux dépenses gouvernementales fédérales. L'estimation des résidus de cette régression ($\hat{\varepsilon}_t^g$) correspond aux résidus estimés par la méthode de Blanchard et Perotti (2002) et représentent donc le choc des dépenses gouvernementales. $\Omega_{(t-1)}^g$ correspond au vecteur de contrôles de base, qui comprend les contrôles qui sont généralement utilisés dans la littérature pour identifier un choc fiscal (voir Ramey et Zubairy (2018)). Ceux-ci consistent en quelques variables : le PIB, les dépenses gouvernementales et les recettes gouvernementales. Ces variables doivent être incluses dans la régression, car elles ont fort probablement un effet direct sur notre variable d'intérêt, g_t . Ainsi, omettre d'intégrer ces variables engendrerait un biais d'endogénéité, de sorte que les résidus estimés ($\hat{\varepsilon}_t^g$) seraient biaisés. En effet, il est évident que les recettes gouvernementales affectent

directement les dépenses gouvernementales puisqu'elles contribuent à leurs financement. De plus, comme souligné par Blanchard et Perotti (2002), les dépenses gouvernementales affectent le PIB (et vice versa). (L) est un opérateur de retards, la spécification de base comprenant 4 retards pour être cohérente avec la démarche de Ramey et Zubairy (2018). Puisque les variables macroéconomiques sont généralement non stationnaires, il est important d'inclure des tendances dans la spécification. La variable t correspond à la tendance linéaire et t^2 correspond à la tendance quadratique. Les variables sont exprimées en logarithme, ce qui est une façon simple d'obtenir des estimations convergentes malgré une potentielle co-intégration et qui est une façon adéquate de procéder si la stationnarité n'est pas requise pour l'identification (Ramey (2016)). Les variables sont exprimées en termes réels. Elles sont aussi normalisées par la méthode Gordon et Krenn (2010). Cette méthode consiste à diviser les variables de l'équation de production nationale par la tendance quadratique du logarithme du PIB réel qui sert d'estimation pour le PIB potentiel. Il est utile de faire cette transformation en amont pour faciliter l'estimation des multiplicateurs par la suite et éviter de gonfler les valeurs des multiplicateurs (Ramey et Zubairy (2018), Ramey (2016)).

La variable de prévision des dépenses gouvernementales (1 trimestre à l'avance) est incluse puisqu'il est recommandé d'intégrer dans l'étude empirique une variable qui capte les changements attendus des dépenses gouvernementales pour tenir compte des agents qui réagissent avant que la hausse n'ait lieu (donc qui réagissent aux annonces de changements)(Woodford (2011)). Cette variable est représentée par $prévision_{(t-1)}$. Comme souligné par Miyamoto et collab. (2018), l'inclusion de la variable de prévisions moyennes pour les dépenses gouvernementales pourrait suffire pour l'identification, mais la possibilité que les agents privés n'aient pas pu prendre en compte ces prévisions est suffisamment plausible pour justifier l'inclusion de variables de contrôle.

2.2.2 Deuxième étape : Estimation

La deuxième étape consiste à estimer les réponses dynamiques ainsi que les multiplicateurs cumulatifs grâce à la méthode de projection locale de Jordà (2005). D'une part, la régression suivante permet de calculer la réponse de la production et est calculée pour chaque horizon h (0 à 16) :

$$y_{t+h} = \alpha_h + m_h g_t + \gamma_h(L)\Omega_{(t-1)} + t + t^2 + \varepsilon_{(t+h)} \quad (7)$$

La variable y_{t+h} correspond à la variable de production. Pour estimer la réponse de l'investissement, cette dernière est remplacée par la variable d'investissement (inv_{t+h}). Ces régressions permettent de construire les réponses dynamiques qui sont une séquence des coefficients m_h . Ces coefficients représentent les réponses de la variable dépendante à l'horizon $t + h$ suite à un choc des dépenses gouvernementales non anticipé au temps t . La variable g_t correspond aux dépenses gouvernementales qui sont instrumentées par le choc estimé à la première étape par la méthode de Blanchard et Perotti (2002) ($\hat{\varepsilon}_t^g$) ainsi que par le choc des nouvelles de défense de Ramey (ND). En effet, les deux instruments sont utilisés conjointement. Pour l'instrument ND, toutes les régressions incluent 4 retards du choc pour contrôler les possibles auto-corrélations. $\Omega_{(t-1)}$ correspond au vecteur de contrôles de base ainsi que 4 retards de la variable d'investissement lorsque la réponse de l'investissement est calculée. La variable t correspond à la tendance linéaire et t^2 correspond à la tendance quadratique. (L) est un opérateur de retards et $\varepsilon_{(t+h)}$ est un terme d'erreur.

D'autre part, la régression suivante permet d'estimer les multiplicateurs pour la production. Les multiplicateurs pour l'investissement privé sont calculés en remplaçant $\sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)}$ par $\sum_{j=0}^h \Delta inv_{(t+j)}$.

$$\sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)} = \alpha_h + M_h \sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)} + \gamma_h(L)\Omega_{(t-1)} + t + t^2 + \varepsilon_{(t+h)} \quad (8)$$

pour h allant de 0 à 16.

Le coefficient M_h correspond au multiplicateur, soit la réponse cumulée du PIB ou de l'investissement privé à l'horizon $t + h$ à un choc des dépenses gouvernementales non

anticipé au temps t . La variable $\sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)}$ correspond aux dépenses gouvernementales qui sont instrumentées comme à l'équation (7).

Le vecteur de contrôle $\Omega_{(t-1)}$ est le même que précédemment. La variable t correspond à la tendance linéaire et t^2 correspond à la tendance quadratique. (L) est un opérateur de retards et $\varepsilon_{(t+h)}$ est un terme d'erreur. La correction de Newey et West (1987) est utilisée pour corriger l'auto-corrélation du terme d'erreur.

Puisque l'analyse porte sur les périodes de ZLB, la spécification ci-dessus peut être adaptée pour tenir compte de l'état de l'économie. Ainsi, ce qui est employé est un modèle dépendant de l'état, comme suit :

$$\begin{aligned} \sum_{j=0}^h \Delta y_{(t+j)} = & I_{(t-1)} [\alpha_{(A,h)} + M_{(A,h)} \sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)} + \gamma_{(A,h)}(L)\Omega_{(t-1)}] \\ & + (1 - I_{(t-1)}) [\alpha_{(B,h)} + M_{(B,h)} \sum_{j=0}^h \Delta g_{(t+j)} + \gamma_{(B,h)}(L)\Omega_{(t-1)}] + t + t^2 + \varepsilon_{(t+h)} \quad (9) \end{aligned}$$

$$I_{(t-1)} = \begin{cases} 1 & \text{si la période est ZLB} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

pour h allant de 0 à 16.

La variable $I_{(t-1)}$ est dichotomique et indique l'état de l'économie lorsque le choc a lieu. Ce modèle permet aux coefficients de varier selon l'état de l'économie.

Chapitre 3

Échantillon et préparation

3.1 Données

Les données collectées à partir du site de la Banque fédérale de réserve de Saint-Louis (FRED) comprennent les variables suivantes : produit intérieur brut (PIB), les recettes courantes du gouvernement fédéral telles qu'utilisées par Ramey et Zubairy (2018) pour contrôler les sources de financement des dépenses gouvernementales, les dépenses du gouvernement fédéral comprenant les dépenses de consommation et l'investissement brut, l'investissement privé fixe (résidentiel et non résidentiel), les dépenses de consommation privée des biens non durables, le taux des fonds fédéraux et le taux de chômage. Des données prévisionnelles, faites un trimestre à l'avance, ont été collectées à partir du site de la Banque fédérale de réserve de Philadelphie. Ces données correspondent aux prévisions moyennes trimestrielles pour les dépenses de consommation et d'investissement du gouvernement fédéral.

Ensuite, des données pour la variable correspondant au taux des fonds fédéraux aux États-Unis ont été collectées à partir du site de la Banque fédérale de réserve d'Atlanta. Cette variable est utilisée dans un test de robustesse et sert à définir les périodes de ZLB autrement qu'en utilisant le taux des fonds fédéraux. Cela permet de contrôler pour les politiques monétaires non conventionnelles. Enfin, les données correspondant à la série de

nouvelles de défense (ND) de Ramey et Zubairy (2018) ont été collectées au sein de son site internet professionnel (<https://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html>). Lorsque les déflateurs des variables étaient disponibles, ces derniers ont été téléchargés et ont servi à transformer les variables en terme réel, sinon, le déflateur du PIB a été employé. Certaines variables avaient une fréquence mensuelle, donc une transformation à l'aide de la moyenne a été faite pour que la fréquence soit trimestrielle. Les variables sont désaisonnalisées et sont soit en milliards de dollars ou en pourcentage pour les taux. La section « Descriptions des données » de l'annexe offre davantage de détails et indique la provenance des données.

3.2 Périodes

Les périodes de ZLB sont représentées dans la figure 3.1. Les périodes sont déterminées selon la valeur prise par le taux d'intérêt réel, calculé en soustrayant l'inflation au taux des fonds fédéraux. L'inflation est calculée en divisant le PIB par son déflateur de la période précédente, tel que fait par Ramey et Zubairy (2018). Lorsque le taux d'intérêt réel est inférieur ou égal à 0%, alors cette période est considérée comme une période de ZLB. Plusieurs études empiriques utilisent le taux des fonds fédéraux et définissent les périodes ZLB lorsque ce dernier est en-dessous d'un seuil de 0,5-1% (Miyamoto et collab. (2018), Klein et Winkler (2021), Bonam et collab. (2020) & Ramey et Zubairy (2018)). Cette définition de la période de ZLB est employée en tant que spécification supplémentaire puisque les résultats sont moins significatifs lorsque cette définition est employée.

L'échantillon est réduit aux années 1981q3 à 2020q1. En effet, la période de pandémie est exclue de l'échantillon puisque ce grand événement a eu des impacts majeurs sur l'économie américaine et ces impacts sont difficiles à identifier précisément. Ainsi, il est difficile d'identifier quelle partie des variations provient des chocs fiscaux. L'échantillon débute dans les années 1980 car c'est seulement à ce moment que la variable de prévisions de dépenses gouvernementales est disponible. Cette variable est nécessaire à l'identification du choc BP sans biais, puisqu'elle contrôle pour la prévision des agents.

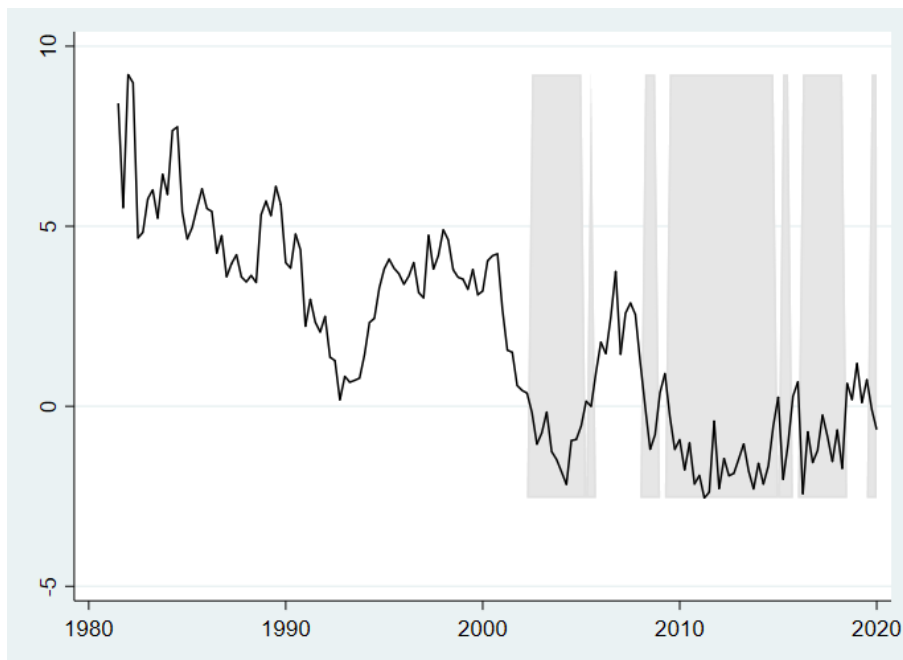


FIGURE 3.1 – Taux d'intérêt réel

Note : Les zones ombragées représentent la période ZLB.

Chapitre 4

Résultats

4.1 Instruments

Avant tout, il est important de porter un regard sur les instruments utilisés et sur leur validité, puisque si les instruments sont faibles, c'est-à-dire que la corrélation avec les régresseurs est basse, cela rend les méthodes d'estimation telle que celle employée ici non fiable (Andrews et collab. (2018)). Montiel Olea et Pflueger (2013) proposent une façon de tester la faiblesse d'un instrument lorsqu'il y a présence de corrélation sérielle. Ce test est utilisé par Ramey (2016), Ramey et Zubairy (2018) et Miyamoto et collab. (2018) pour vérifier la force de leurs instruments dans un contexte similaire.

Le test proposé par Montiel Olea et Pflueger (2013) est basée sur la méthodologie de Nagar (1959). Le test a comme hypothèse nulle que l'instrument est faible et que le biais Nagar est grand relativement à un seuil prédéfini. Le rejet de cette hypothèse est possible lorsque la statistique effective F dépasse une valeur critique. Dans une régression à variable instrumentale en deux étapes comme employée ici, il est raisonnable d'utiliser la valeur critique constante prenant la valeur 23,1. L'instrument est considéré comme valide lorsque la statistique effective F lui correspondant est au-dessus de cette valeur critique. La figure 4.1 présente les statistiques effectives F relativement à ce seuil critique.

Comme démontré par la figure 4.1, pour la spécification de base concernant la produc-

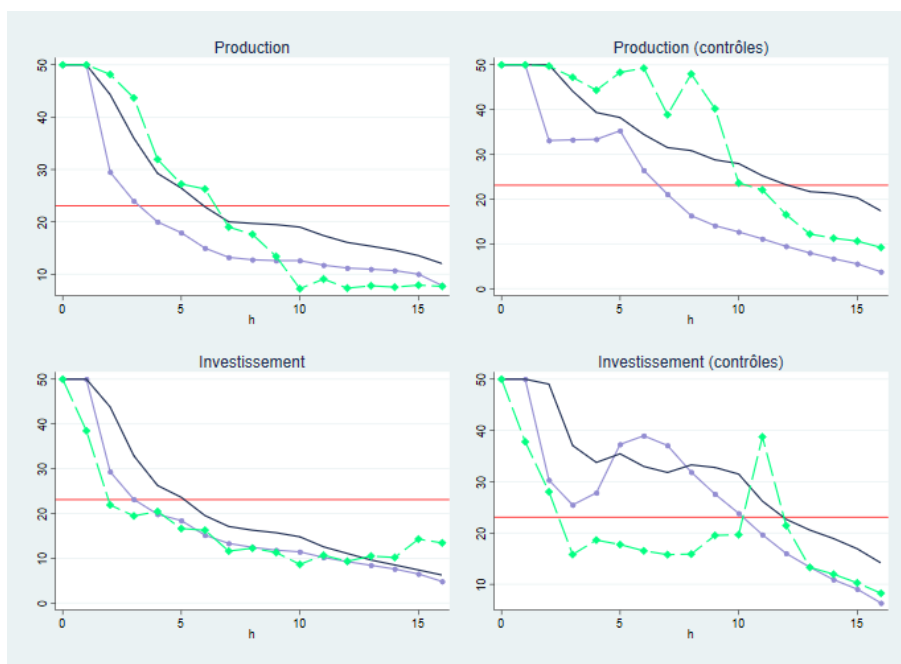


FIGURE 4.1 – Test d'instrument faible

Note : Les lignes indiquent la statistique effective F selon les horizons. La ligne bleue correspond à la période linéaire, la ligne verte à la période ZLB et la ligne mauve à la période normale. La ligne horizontale rouge indique le seuil basé sur Montiel Olea et Pflueger (2013).

tion, le test indique que les instruments sont valides pour les horizons très proches, soit moins d'un an pour la période normale et moins de 2 ans pour la période ZLB et linéaire. En incluant les contrôles (taxes, inflation et taux de chômage), la durée de la validité augmente jusqu'à dépasser 1 an pour la période normale et dépasser 2 ans pour la période ZLB et linéaire. Ces résultats correspondent à ce qu'ont trouvé Miyamoto et collab. (2018).

Pour l'investissement, même en ajoutant les contrôles, la validité des instruments n'est vérifiée que pour des horizons très proches de l'impact pour la période ZLB, allant jusqu'à 2 trimestres après le choc. Pour la période normale et la période linéaire, la durée de la validité des instruments dépasse les 2 ans lorsque les contrôles sont ajoutés.

Étant donné ces résultats, il est plus prudent de se fier aux valeurs-p calculées avec les intervalles de confiance d'Anderson et Rubin (1949) lorsque les horizons sont éloi-

gnés puisqu'ils sont conçus pour être efficaces malgré des instrument faibles (Andrews et collab. (2018)). Cependant, pour les horizons proches, les valeurs-p HAC ("heteroskedasticity and autocorrelation consistent") peuvent être interprétées correctement.

4.2 Réponses dynamiques

Puisque la plupart des études analysent les réponses dynamiques, il est pertinent de les étudier pour la spécification de base. En effet, les réponses dynamiques correspondent au changement de la variable concernée à la suite d'un choc provoquant une hausse de 1% des dépenses gouvernementales. Les figures A.4 et A.5 montrent les réponses dynamiques de quelques variables en période ZLB et en période normale. Ces réponses dynamiques démontrent une hausse pour la variable de production à l'impact. Cette hausse est minime pour la période normale et est notable pour la période ZLB. Pour cette période, la réponse de la variable d'investissement est similaire à celle de la variable de production, mais avec une hausse plus petite. Pour la période normale, la réponse de la variable d'investissement est proche d'être nulle.

Pour la période ZLB, il semble toujours y avoir une hausse à l'impact de la variable d'investissement, peu importe la variable d'investissement utilisée (fixe, résidentiel, non résidentiel, consommation durable), tandis qu'il semble n'y avoir aucune réaction des variables d'investissement lors de la période normale.

Comme discuté plus haut, la théorie néo-keynésienne explique la hausse du multiplicateur de production en période de ZLB à l'aide de la réponse positive de l'inflation. La figure A.6 démontre la réponse dynamique de l'inflation. Il semble que l'inflation augmente davantage à l'impact lors de la période ZLB et cela semble continuer au fil des horizons, mais de façon un peu saccadée. Pour sa part, la réponse de l'inflation en période normale semble stable et proche de 0.

4.3 Multiplicateurs

4.3.1 Multiplicateurs cumulatifs de production

Les tableaux 4.1, 4.2, 4.3, 4.4, 4.5 et 4.6 rapportent les multiplicateurs cumulatifs pour 3 horizons spécifiques, soit à l'impact, à deux ans ainsi qu'à quatre ans. Les multiplicateurs sont rapportés pour le modèle linéaire ainsi que pour le modèle selon la période, c'est-à-dire les multiplicateurs de la période ZLB et de la période normale. De plus, les tableaux indiquent les statistiques de tests effectués pour déterminer s'il y a une différence statistiquement significative entre les multiplicateurs de la période ZLB et de la période normale.

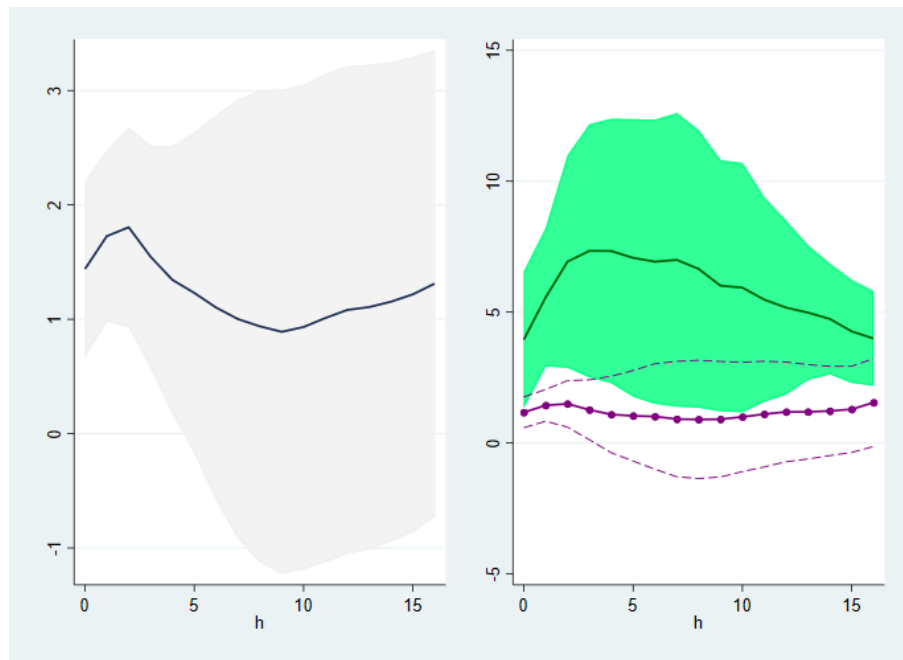


FIGURE 4.2 – Multiplicateur cumulatif de production

Note : Le graphique à gauche représente le multiplicateur cumulatif linéaire et celui de droite, le multiplicateur cumulatif selon la période. La ligne verte représente le multiplicateur cumulatif pour la période ZLB et la ligne mauve représente le multiplicateur cumulatif pour la période normale. Les bandes de confiance représentent un seuil de 95%.

Selon la figure 4.2, il semble y avoir des différences entre les périodes ZLB et normale pour plusieurs horizons, particulièrement au début. En effet, en regardant les statistiques

HAC, il existe des différences pour les horizons proches de l'impact et jusqu'à 1 an ainsi qu'aux alentours de 3 et 4 ans. Il est à rappeler que les instruments sont valides seulement jusqu'à 2 ans environ pour la période ZLB et que la statistique AR n'est pas significative. Pour les horizons démontrant une différence significative selon HAC, les multiplicateurs en période ZLB sont plus élevés que ceux de la période normale, allant autour de 3 et 7.

TABLE 4.1 – Multiplicateurs cumulatifs de production

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence (HAC)	Différence (AR)
À l'impact	1,44 (0,39)	3,95 (1,33)	1,72 (0,30)	0,04	0,19
2 ans	0,94 (1,05)	6,65 (2,70)	0,90 (1,15)	0,07	0,48
4 ans	1,31 (1,04)	3,99 (0,92)	1,55 (0,86)	0,05	0,27

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

Le tableau 4.1 affiche les résultats pour la spécification de base pour les multiplicateurs cumulatifs de production. La spécification de base pour l'investissement et pour la production correspond à l'équation (9) et comprend 4 retards des variables de contrôle. La période ZLB correspond aux trimestres où le taux d'intérêt réel est nul ou négatif. Pour le modèle linéaire ainsi que les deux périodes, les multiplicateurs sont significatifs à l'impact. Pour tous les horizons, lorsqu'ils sont significatifs, les multiplicateurs sont positifs et plus grands que 1. À l'impact, la statistique HAC indique une différence significative au seuil de 95% entre les périodes. Selon ce test, la période ZLB a un plus grand multiplicateur à l'impact, prenant une valeur de 3,95 contrairement à 1,72 pour la période normale. Les valeurs des multiplicateurs cumulatifs pour la période ZLB et normale sont proches de celles trouvées par Di Serio et collab. (2020) qui ont défini les périodes de ZLB grâce au taux des fonds fédéraux d'ombre. Barro et Redlick (2009) soulignent que les multiplicateurs de production élevés reflètent probablement la causalité inverse du PIB aux dépenses de non défense. Cependant, ces auteurs utilisent dans leur étude des données

annuelles, le problème étant davantage présent que lorsque des données trimestrielles sont utilisées. Pour sa part, le choc ND est conçu à l'aide des nouvelles de dépenses de défense uniquement, donc il n'est pas concerné par ces inquiétudes.

En comparant pour le même échantillon, mais en omettant d'inclure la variable de prévision de dépenses gouvernementales dans l'identification du choc BP, les multiplicateurs obtenus sont aussi tous significatifs, mais pratiquement toujours plus petits pour la période ZLB, comme démontré dans la figure A.1. Cela correspond aux résultats de Miyamoto et collab. (2018). En effet, ces derniers ont constaté que l'inclusion de cette variable entraîne des multiplicateurs plus larges pour la période ZLB. Cela semble indiquer un biais négatif lorsque cette variable est exclue de la régression d'identification du choc BP.

4.3.2 Multiplicateurs cumulatifs d'investissement

TABLE 4.2 – Multiplicateurs cumulatifs d'investissement

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence (HAC)	Différence (AR)
À l'impact	0,26 (0,27)	1,98 (0,69)	0,01 (0,24)	0,01	0,22
2 ans	-0,29 (0,70)	1,11 (0,97)	-0,35 (0,80)	0,29	0,42
4 ans	-0,23 (0,66)	-0,14 (0,37)	0,08 (0,53)	0,58	0,88

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

Le tableau 4.2 et la figure 4.3 montrent les résultats pour la spécification de base d'investissement. Les résultats sont généralement non significatifs, sauf pour quelques horizons proches de l'impact pour la période ZLB qui indiquent un multiplicateur élevé que la période normale, prenant des valeurs autour de 1 et 3. Cela correspond effectivement à ce qui est démontré par les statistiques HAC qui indiquent des différences significative au seuil 95% pour les horizons proches de l'impact seulement, soit jusqu'à 1 an. Il est à

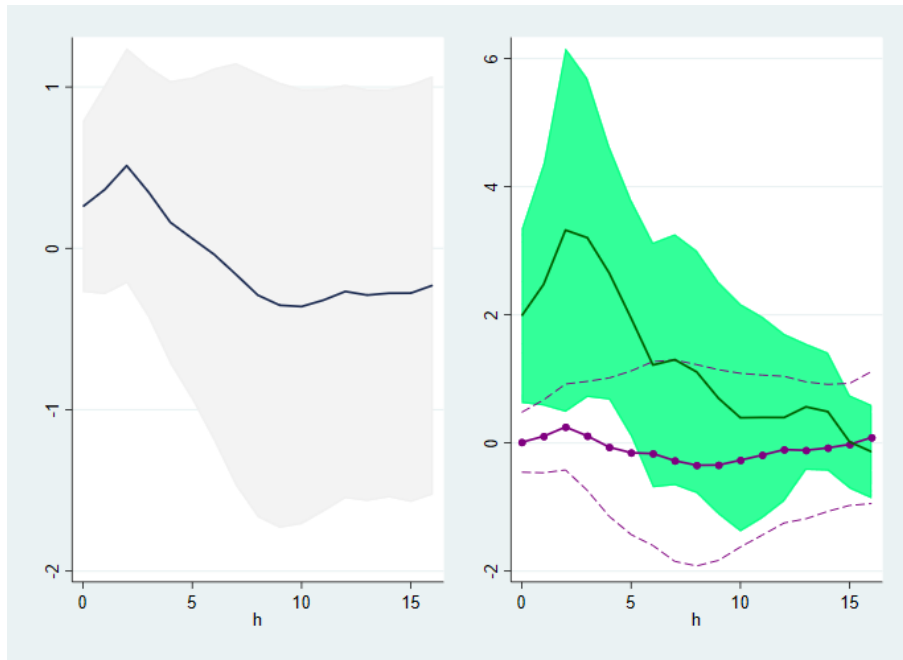


FIGURE 4.3 – Multiplicateur cumulatif d'investissement

Note : Le graphique à gauche représente le multiplicateur cumulatif linéaire et celui de droite, le multiplicateur cumulatif selon la période. La ligne verte représente le multiplicateur cumulatif pour la période ZLB et la ligne mauve représente le multiplicateur cumulatif pour la période normale. Les bandes de confiance représentent un seuil de 95%.

noter que les instruments sont valides seulement jusqu'à 2 trimestres environ pour la spécification d'investissement et que la statistique AR n'est significative pour aucun horizon. Ces résultats sont similaires à ceux trouvés par Miyamoto et collab. (2018), qui calculent le multiplicateur d'investissement pour le Japon et trouvent une valeur positive et plus élevée en période ZLB qu'en période normale pour la plupart des horizons. Ils trouvent que la différence entre les périodes ZLB et normale est significative à un seuil 95% à 1 et 2 ans, avec des valeurs dépassant l'unité pour la période ZLB. Contrairement à Miyamoto et collab. (2018) qui ont trouvé que la différence significative ne tient pas à l'impact, les résultats démontrés ici semblent indiquer que cet horizon fait partie de ceux qui démontrent un multiplicateur significativement élevé pour la période ZLB et une différence entre les périodes. Il est à noter qu'en général, avec des échantillons plus longs, il est courant que la variable d'investissement chute de manière significative lors de la période

normale. Cependant, les résultats obtenus ici montrent que la réponse de l'investissement est non significative, ce qui est probablement due à l'échantillon sélectionné.

4.4 Robustesse

4.4.1 Multiplicateurs cumulatifs de production

TABLE 4.3 – Multiplicateurs cumulatifs de production - Autres spécifications

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence
Taux des fonds fédéraux $\leq 0,5\%$				
À l'impact	1,44 (0,39)	1,86 (0,29)	1,26 (0,34)	HAC :0,23 AR :0,36
2 ans	0,94 (1,05)	0,38 (0,40)	1,03 (1,48)	HAC :0,67 AR :0,67
4 ans	1,31 (1,04)	0,87 (0,37)	2,41 (1,36)	HAC :0,55 AR :0,55
Taux d'ombre $\leq 0,5\%$				
À l'impact	1,44 (0,39)	1,60 (0,29)	1,33 (0,37)	HAC :0,61 AR :0,35
2 ans	0,94 (1,05)	0,62 (0,78)	0,68 (1,70)	HAC :0,88 AR :0,95
4 ans	1,31 (1,04)	1,78 (0,54)	2,13 (1,64)	HAC :0,44 AR :0,47

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

Le tableau 4.3 rapporte les résultats pour deux autres spécifications qui utilisent une définition de la période ZLB différente. D'une part, pour être consistant avec d'autres études portant sur les périodes ZLB, cette période est définie telle qu'elle correspond aux trimestres où le taux des fonds fédéraux est égal ou inférieur à 0,5%. D'autre part, tel que fait part Di Serio et collab. (2020), la période ZLB est définie pour correspondre aux trimestres où le taux des fonds fédéraux d'ombre est égal ou inférieur à 0,5%. Ce taux est construit pour prendre en compte les politiques monétaires alternatives, qui sont plus

susceptibles d'être employées lors de période de ZLB puisque la politique monétaire dite « classique » est restreinte. Pour cette spécification, puisque cette variable de taux n'est disponible qu'à partir des années 1991, le taux des fonds fédéraux est employé pour les années entre 1981 et 1991. En utilisant ces différentes définitions de la période ZLB, la différence observée précédemment à l'impact disparaît. Cependant, les multiplicateurs, lorsque significatifs, sont encore positifs et supérieurs à 1 à l'impact, sauf pour deux horizons qui sont d'une valeur d'environ 0,8.

Le tableau 4.4 contient les résultats pour la spécification de base lorsque certains contrôles sont ajoutés individuellement ou conjointement. Les contrôles utilisés correspondent à ceux qu'utilisent Ramey et Zubairy (2018) et sont calculés et employés de façon similaire. Les contrôles utilisés sont les taxes, l'inflation et le taux de chômage. Il est supposé que ces variables réagissent différemment en période de ZLB. Ainsi, il est important de contrôler pour ces variables puisque celles-ci ont un impact sur la variable d'intérêt, de sorte que leurs différents comportements selon la période pourraient être l'explication sous-jacente aux différents résultats entre les périodes. Pour chacune de ces variables, 4 retards sont inclus dans les régressions. Il s'agit d'abord des taxes qui sont calculées en divisant les recettes gouvernementales par la production et qui servent de contrôle pour la politique fiscale. En période de ZLB, puisque la politique monétaire conventionnelle est contrainte par la borne inférieure, les politiques fiscales risquent d'être davantage utilisées, telles que les changements de taxes. Ensuite, il s'agit de l'inflation, qui sert de contrôle pour la politique monétaire. En effet, puisque la politique monétaire conventionnelle est restreinte en période de ZLB, il est moins facile de réduire l'inflation, de sorte que la politique monétaire est limitée durant cette période. La dernière variable de contrôle est le taux de chômage, qui sert à contrôler pour les cycles économiques (Barro et Redlick (2009)). Comme discuté plus tôt, il est observé par certains auteurs qu'il y a différents multiplicateurs lors de récessions. Ainsi, cette variable est pertinente puisque des études indiquent les récessions comme jouant un rôle déterminant pour les multiplicateurs, malgré que certaines études remettent cela en doute (Ramey et Zubairy (2018), Miyamoto et collab. (2018) et Klein et Winkler (2021)). Il serait pertinent d'examiner

la différence dans l'effet des récessions par rapport aux périodes de ZLB. Cependant, il ne semble pas y avoir assez de variation dans les récessions et expansions lors de ces périodes.

Ainsi, en incluant les contrôles, lorsque les multiplicateurs sont significatifs, ces derniers demeurent positifs. Certaines statistiques AR sont significatives lorsque l'inflation et les taxes sont ajoutées ensemble. En effet, elles le sont pour des horizons plus éloignés (autour de 3 et 4 ans) au seuil 90% et 95%, démontrant des multiplicateurs significatifs et plus grand en ZLB. Les valeurs des multiplicateurs en ZLB tournent autour de 3 et 4. Cependant, les multiplicateurs de la période normale ne sont pas significatifs à ces horizons.

4.4.2 Multiplicateurs cumulatifs d'investissement

Le tableau 4.5 montre les résultats pour la spécification de base avec des définitions alternatives de la période ZLB, similaire à ce qui a été fait pour la variable de production. Pour la spécification utilisant le taux d'ombre, les résultats sont encore une fois, généralement non significatifs, à défaut de quelques horizons. Les multiplicateurs, lorsque significatifs, prennent des valeurs négatives. Proche de l'impact ainsi qu'entre 2 et 4 ans environ, le multiplicateur de la période ZLB est négatif et tourne autour de -1,5, tandis que le multiplicateur pour la période normale n'est jamais significatif. Les statistiques HAC indiquent une différence entre les périodes pour quelques horizons. Pour la spécification utilisant le taux des fonds fédéraux, les résultats sont seulement significatifs pour la période ZLB à partir de l'horizon de 1 an. Ces multiplicateurs sont tous négatifs allant jusqu'à environ -2,5. Les statistiques n'indiquent aucune différence entre les périodes.

Le tableau 4.6 contient les résultats pour la spécification de base d'investissement lorsque certains contrôles sont ajoutés individuellement ou conjointement. En ajoutant les taxes, les multiplicateurs sont significatifs pour la période ZLB pour les horizons proches de l'impact allant jusqu'à presque 2 ans, leurs valeurs allant autour de 1 et 2. Les statistiques HAC sont significatives au seuil 95% pour quelques-uns de ces horizons. Lorsque

TABLE 4.4 – Multiplicateurs cumulatifs de production - Ajouts de contrôles

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence
Incluant taxes				
À l'impact	1,42 (0,38)	3,48 (1,22)	1,20 (0,27)	HAC :0,06 AR :0,21
2 ans	0,54 (0,99)	5,19 (1,21)	0,60 (1,46)	HAC :0,03 AR :0,27
4 ans	0,56 (0,89)	3,65 (0,50)	0,94 (1,24)	HAC :0,03 AR :0,22
Incluant inflation				
À l'impact	1,46 (0,40)	4,35 (1,13)	1,33 (0,30)	HAC :0,01 AR :0,17
2 ans	1,00 (1,05)	7,10 (2,74)	0,86 (0,99)	HAC :0,04 AR :0,30
4 ans	1,35 (1,03)	3,54 (0,76)	1,41 (0,69)	HAC :0,02 AR :0,14
Incluant taux de chômage				
À l'impact	1,54 (0,39)	3,61 (1,05)	1,23 (0,25)	HAC :0,03 AR :0,22
2 ans	0,74 (1,21)	4,83 (1,51)	0,54 (1,79)	HAC :0,08 AR :0,33
4 ans	0,81 (1,14)	3,05 (1,09)	1,05 (1,48)	HAC :0,27 AR :0,58
Incluant taxes et inflation				
À l'impact	1,43 (0,37)	3,97 (0,91)	1,35 (0,27)	HAC :0,00 AR :0,16
2 ans	0,35 (1,01)	5,33 (1,13)	0,43 (1,21)	HAC :0,01 AR :0,28
4 ans	0,48 (0,86)	3,54 (0,54)	0,79 (0,85)	HAC :0,01 AR :0,05
Incluant taxes, inflation et taux de chômage				
À l'impact	1,51 (0,38)	3,89 (0,73)	1,33 (0,27)	HAC :0,00 AR :0,16
2 ans	0,10 (1,05)	4,49 (1,12)	-0,29 (1,66)	HAC :0,02 AR :0,31
4 ans	0,15 (1,04)	2,93 (1,23)	-0,28 (1,19)	HAC :0,06 AR :0,30

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

TABLE 4.5 – Multiplicateurs cumulatifs d’investissement - Autres spécifications

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence
Taux des fonds fédéraux $\leq 0,5\%$				
À l’impact	0,26 (0,27)	0,56 (0,39)	0,13 (0,25)	HAC :0,40 AR :0,52
2 ans	-0,29 (0,70)	-1,76 (0,24)	-0,75 (1,09)	HAC :0,40 AR :0,58
4 ans	-0,23 (0,66)	-1,12 (0,39)	-0,23 (1,45)	HAC :0,57 AR :0,74
Taux d’ombre $\leq 0,5\%$				
À l’impact	0,25 (0,28)	0,35 (0,45)	0,28 (0,29)	HAC :0,90 AR :0,46
2 ans	-0,16 (0,65)	-0,89 (0,55)	-0,37 (1,06)	HAC :0,57 AR :0,90
4 ans	0,18 (0,56)	-0,37 (0,53)	0,08 (1,33)	HAC :0,63 AR :0,92

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d’Anderson et Rubin (1949), respectivement.

le taux de chômage est inclus individuellement, la situation est similaire à l’ajout des taxes, mais les statistiques HAC sont plus élevées, étant significatives seulement au seuil 90%. En ajoutant l’inflation, la situation est elle aussi similaire à l’ajout des taxes, mais cette fois ce sont les multiplicateurs qui prennent des valeurs plus élevées, soit autour de 3 et 4. En ajoutant taxes et inflation conjointement, les multiplicateurs de la période ZLB sont significatifs pour une plus longue durée et sont positifs, variant autour de 1 et 3. Les statistiques HAC sont significatives au seuil 95% pour ces horizons. Lorsque les contrôles sont ajoutés conjointement (taxes, inflation et taux de chômage), les multiplicateurs de la période ZLB sont encore significatifs et prennent des valeurs similaires aux valeurs précédentes. Les statistiques HAC sont significatives au seuil 95% pour la plupart de ces horizons.

En utilisant d’autres variables d’investissement, les résultats sont similaires (voir dans l’annexe, tableau A.1). En effet, les multiplicateurs d’investissement, lorsque significatifs,

TABLE 4.6 – Multiplicateurs cumulatifs d'investissement - Ajouts de contrôles

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence
Incluant taxes				
À l'impact	0,23 (0,26)	1,23 (0,58)	0,01 (0,27)	HAC :0,047 AR :0,37
2 ans	-0,55 (0,57)	0,61 (0,44)	-0,74 (0,98)	HAC :0,25 AR :0,68
4 ans	-0,63 (0,47)	-0,06 (0,44)	0,50 (0,72)	HAC :0,58 AR :0,62
Incluant inflation				
À l'impact	0,38 (0,30)	2,39 (0,73)	0,20 (0,27)	HAC :0,00 AR :0,21
2 ans	-0,13 (0,70)	2,12 (1,24)	-0,38 (0,75)	HAC :0,10 AR :0,27
4 ans	-0,25 (0,66)	-0,16 (0,52)	-0,16 (0,52)	HAC :0,96 AR :0,44
Incluant taux de chômage				
À l'impact	0,35 (0,25)	1,41 (0,64)	0,09 (0,23)	HAC :0,05 AR :0,23
2 ans	-0,60 (0,83)	0,01 (0,70)	-0,79 (1,09)	HAC :0,43 AR :0,41
4 ans	-0,58 (0,67)	-0,73 (0,39)	-0,53 (0,76)	HAC :0,77 AR :0,87
Incluant taxes et inflation				
À l'impact	0,35 (0,28)	1,53 (0,47)	0,19 (0,21)	HAC :0,01 AR :0,26
2 ans	-0,45 (0,52)	1,59 (0,55)	-0,65 (0,81)	HAC :0,04 AR :0,36
4 ans	-0,60 (0,41)	-0,29 (0,69)	-0,71 (0,50)	HAC :0,63 AR :0,42
Incluant taxes, inflation et taux de chômage				
À l'impact	0,41 (0,26)	1,11 (0,43)	0,19 (0,19)	HAC :0,04 AR :0,26
2 ans	-0,65 (0,63)	1,18 (0,38)	-0,87 (0,94)	HAC :0,04 AR :0,20
4 ans	-0,71 (0,52)	-0,93 (0,68)	-0,90 (0,55)	HAC :0,88 AR :0,94

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

demeurent positifs à très court terme en période de ZLB et dépassent les valeurs de la période normale lorsque sont observées les variables suivantes : l'investissement privé fixe, l'investissement privé résidentiel, l'investissement privé non résidentiel et la consommation durable. Cependant, les valeurs sont significatives pour davantage d'horizons et sont plus grandes que l'unité pour l'investissement privé fixe. Pour cette variable, la statistique HAC est significative au seuil de 95% pour ces horizons. En ajoutant les contrôles, davantage d'horizons montrent des multiplicateurs significatifs pour la période ZLB et ceux-ci demeurent positifs. De plus, certains multiplicateurs sont significatifs pour la période normale, vers les horizons 3 et 4 ans. Pour tous les horizons, la statistique HAC est significative au seuil 95%, suggérant une différence entre les périodes. En utilisant la variable d'investissement résidentiel privé fixe, les multiplicateurs sont significatifs cette fois plus tard, soit vers 3 ans. Ils sont positifs et prennent des valeurs autour de 2 et 3. En ajoutant les contrôles conjointement (taxes, inflation et taux de chômage), il résulte une différence pour les horizons jusqu'à 1 an où les multiplicateurs en période de ZLB sont significatifs et positifs, mais de faible ampleur. Ceux de la période normale sont significatifs et négatifs. En utilisant la variable d'investissement non résidentiel privé fixe, quelques horizons démontrent des multiplicateurs significatifs. Ces multiplicateurs sont positifs proches de l'impact et négatifs plus loin. Cependant, en ajoutant les contrôles conjointement, les multiplicateurs négatifs en période de ZLB deviennent non significatifs. En utilisant la variable de consommation durable, plusieurs horizons démontrent des multiplicateurs significatifs en période de ZLB, particulièrement proche de l'impact. Ceux-ci sont positifs et en-dessous de l'unité. Certains horizons proches de l'impact démontrent une différence entre les périodes selon la statistique HAC. En ajoutant les contrôles conjointement (taxes, inflation et taux de chômage), les différences sont observées pour davantage de périodes et les multiplicateurs sont significatifs plus longtemps. Il est à noter que pour toutes les spécifications de la variable d'investissement, la statistique AR n'est jamais significative.

En résumé, les résultats semblent indiquer une différence significative entre les périodes pour le multiplicateur de production à court terme ainsi que pour le multiplicateur d'investissement à très court terme, où les multiplicateurs en période de ZLB dépassent

ceux de la période normale. Ces différences demeurent lors de l'ajout de contrôles (taxes, inflation et taux de chômage). Par contre, ces différences sont rapportées par la statistique HAC – la statistique AR, quant à elle, n'est presque jamais significative. Cependant, puisque les instruments sont valides pour les horizons proches de l'impact, il est raisonnable de se reposer sur la statistique HAC pour l'analyse de la différence entre les périodes lorsque les horizons proches sont concernés. Dans tous les cas, les résultats démontrent un multiplicateur cumulatif de production et un multiplicateur cumulatif d'investissement positif et souvent d'ampleur considérable en période de ZLB, suggérant un effet amplificateur des dépenses fiscales à l'égard de ces deux variables. En effet, les résultats pour les multiplicateurs sont assez élevés, prenant des valeurs aux alentours de 3 et 4 pour la spécification de base de production et 1,5 pour celle de l'investissement. Ceci dit, il semble que l'ampleur des multiplicateurs de productions diminue selon la manière dont est définie une période de ZLB. Les spécifications avec les taux des fonds fédéraux puis les taux d'ombre ne semblent pas indiquer de différence entre les périodes, mais semblent indiquer toutefois que les multiplicateurs proches de l'impact dépassent l'unité et ont donc un effet amplificateur sur la production à court terme. La spécification de base utilise le taux d'intérêt réel pour définir les périodes de ZLB, ce qui est une manière qui se rapproche davantage de la théorie et cela peut expliquer pourquoi elle y correspond mieux.

Les résultats correspondent donc à ce que prédit la théorie néo-keynésienne lorsque le taux d'intérêt nominal est contraint par la période ZLB. Il est expliqué que le choc génère une hausse de la demande agrégée, qui à son tour entraîne une hausse du rendement du capital, suscitant une augmentation de l'investissement. Cela correspond aux résultats puisque ceux-ci démontrent une réponse positive de l'investissement, tel que trouvé d'ailleurs par Bonam et collab. (2020) suite à une hausse des dépenses de consommation publique.

Conclusion

En conclusion, lorsque la période de ZLB est définie avec le taux d'intérêt réel, les résultats pour le multiplicateur cumulatif de production et d'investissement indiquent que les multiplicateurs de la période ZLB dépassent ceux de la période normale. Cependant, la validité des instruments étant limitée aux horizons de court terme, ces résultats ne concernent que les horizons proches pour la production (moins de 2 ans environ après le choc) et très proches pour l'investissement (moins d'1 an après le choc). Ceci dit, pour ces horizons, les multiplicateurs cumulatifs significatifs indiquent des valeurs positives, au-dessus de l'unité et robustes à l'ajout de contrôles. Ces résultats renforcent la théorie néo-keynésienne qui prédit des multiplicateurs fiscaux plus élevés lorsque le taux d'intérêt est contraint. De plus, le résultat démontrant un multiplicateur d'investissement positif concorde avec l'étude pour le Japon de Miyamoto et collab. (2018).

Il serait intéressant de conduire une étude similaire pour d'autres pays pour ainsi vérifier la robustesse des résultats à travers les pays, donc avec d'autres données. Il serait aussi intéressant de vérifier avec d'autres types d'analyses qui permettraient d'estimer de façon significative les valeurs prises par les multiplicateurs de production et d'investissement pour des horizons plus lointains. Cela permettrait de vérifier l'effet de moyen et long terme des hausses des dépenses gouvernementales et pourrait être nécessaire avant d'en faire la recommandation. Ceci étant dit, si l'objectif des décideurs politiques est de susciter une hausse de la production et potentiellement de l'investissement privé à court terme, les résultats semblent indiquer qu'une telle manière de faire pourrait fonctionner particulièrement bien lorsque les taux d'intérêt sont contraints à la borne inférieure nulle.

Bibliographie

- Afonso, A. et J. T. Jalles. 2013, «Growth and productivity : The role of government debt», *International Review of Economics & Finance*, vol. 25, p. 384–407.
- Afonso, A. et M. St. Aubyn. 2019, «Economic growth, public, and private investment returns in 17 oecd economies.», *Portuguese Economic Journal*, , n° 18, p. 47–65.
- Anderson, T. W. et H. Rubin. 1949, «Estimation of the parameters of a single equation in a complete system of stochastic equations», *The Annals of Mathematical Statistics*, vol. 20, n° 1, p. 46–63.
- Andrews, I., J. Stock et L. Sun. 2018, «Weak instruments in iv regression : Theory and practice», .
- Auerbach, A. J. et Y. Gorodnichenko. 2012, «Measuring the output responses to fiscal policy», *American Economic Journal : Economic Policy*, vol. 4, n° 2, p. 1–27.
- Barro, R. J. 1981, «Output effects of government purchases», *Journal of Political Economy*, vol. 89, n° 6, p. 1086–1121.
- Barro, R. J. et C. J. Redlick. 2009, «Macroeconomic effects from government purchases and taxes», cahier de recherche 15369, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Barro, R. J. et X. I. Sala-I-Martin. 1995, «Economic growth», *The MIT Press*, vol. 2.
- Baxter, M. et R. G. King. 1993, «Fiscal policy in general equilibrium», *American Economic Review*, vol. 83, p. 315–334.

- Bernardini, M. et G. Peersman. 2018, «Private debt overhang and the government spending multiplier : Evidence for the united states», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 33, n° 4, p. 485–508.
- Blackley, P. R. 2014, «New estimates of direct crowding out (or in) of investment and of a peace dividend for the u.s. economy», *Journal of Post Keynesian Economics*, vol. 37, n° 1, p. 67–90.
- Blanchard, O. et R. Perotti. 2002, «An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output», *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 117, n° 4, p. 1329–1368.
- Bonam, D., J. De Haan et B. Soederhuizen. 2020, «The effects of fiscal policy at the effective lower bound», *Macroeconomic Dynamics*, vol. 26, n° 1, p. 149–185.
- Bouakez, H., M. Guillard et J. Roulleau-Pasdeloup. 2017, «Public investment, time to build, and the zero lower bound», *Review of Economic Dynamics*, vol. 23, p. 60–79.
- Burnside, C., M. Eichenbaum et J. Fisher. 2003, «Fiscal shocks and their consequences», cahier de recherche 9772, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Christiano, L., M. Eichenbaum et S. Rebelo. 2009, «When is the government spending multiplier large ?», cahier de recherche 15394, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Cogan, J. F., T. Cwik, J. B. Taylor et V. Wieland. 2010, «New keynesian versus old keynesian government spending multipliers», *Journal of Economic Dynamics and Control*, vol. 34, n° 3, p. 281–295.
- Davig, T. et E. M. Leeper. 2011, «Monetary-fiscal policy interactions and fiscal stimulus», *European Economic Review*, vol. 55, n° 2, p. 211–227.

- Di Serio, M., M. Fragetta et E. Gasteiger. 2020, «The government spending multiplier at the zero lower bound : Evidence from the united states», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 82, n° 6, p. 1262–1294.
- Drautzburg, T. et H. Uhlig. 2015, «Fiscal stimulus and distortionary taxation», *Review of Economic Dynamics*, vol. 18, n° 4, p. 894–920.
- Eggertsson, G. B. 2011, «What fiscal policy is effective at zero interest rates ?», *NBER Macroeconomics Annual*, vol. 25, p. 59–112.
- Fritsche, J. P., M. Klein et M. Rieth. 2021, «Government spending multipliers in (un)certain times», *Journal of Public Economics*, vol. 203.
- Furceri, D. et R. M. Sousa. 2011, «The impact of government spending on the private sector : Crowding-out versus crowding-in effects», *Kyklos*, vol. 64, n° 4, p. 516–533.
- Gordon, R. J. et R. Krenn. 2010, «The end of the great depression : Var insight on the roles of monetary and fiscal policy», NBER Working Paper.
- Ilori, A. E., J. Paez-Farrell et C. Thoenissen. 2022, «Fiscal policy shocks and international spillovers», *European Economic Review*, vol. 141.
- Jordà, 2005, «Estimation and inference of impulse responses by local projections», *American Economic Review*, vol. 95, n° 1, p. 161–182.
- Kiley, M. T. et J. M. Roberts. 2017, «Monetary policy in a low interest rate world», *Brookings Papers on Economic Activity*, p. 317–372.
- Klein, M. et R. Winkler. 2021, «The government spending multiplier at the zero lower bound : International evidence from historical data», *Journal of Applied Econometrics*, vol. 36, n° 6, p. 744–759.
- Laopodis, N. T. 2010, «Effects of government spending on private investment», *Applied Economics*, vol. 33, n° 12, p. 1563–1577.

- Leeper, E. M., N. Traum et T. B. Walker. 2017, «Clearing up the fiscal multiplier morass», *American Economic Review*, vol. 107, n° 8, p. 2409–2454.
- Leeper, E. M., T. B. Walker et S.-C. S. Yang. 2010, «Government investment and fiscal stimulus», *Journal of Monetary Economics*, vol. 57, n° 8, p. 1000–1012.
- López-Salido, J. D., J. Galí et J. Vallés. 2007, «Effects of government spending on consumption», *Journal of the European Economic Association*, vol. 5, n° 1, p. 227–270.
- Mamatzakis, E. C. 2001, «Public spending and private investment : Evidence from greece», *International Economic Journal*, vol. 15, n° 4, p. 33–46.
- Miyamoto, W., T. L. Nguyen et D. Sergeyev. 2018, «Government spending multipliers under the zero lower bound : Evidence from japan», *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 10, n° 3, p. 247–277.
- Montiel Olea, J. L. et C. Pflueger. 2013, «A robust test for weak instruments», *Journal of Business & Economic Statistics*, vol. 31, n° 3, p. 358–369.
- Mountford, A. et H. Uhlig. 2008, «What are the effects of fiscal policy shocks ?», cahier de recherche 14551, National Bureau of Economic Research (NBER).
- Nagar, A. L. 1959, «The bias and moment matrix of the general k-class estimators of the parameters in simultaneous equations», *Econometrica*, vol. 27, n° 4, p. 575–595.
- Newey, W. K. et K. D. West. 1987, «A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix», *Econometrica*, vol. 55, n° 3, p. 703–708.
- Ramey, V. A. 2011, «Can government purchases stimulate the economy ?», *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 3, p. 673–685.
- Ramey, V. A. 2016, «Macroeconomic shocks and their propagation», dans *Handbook of Macroeconomics*, p. 71–162.

Ramey, V. A. et S. Zubairy. 2018, «Government spending multipliers in good times and in bad : Evidence from u.s. historical data», cahier de recherche 20719, National Bureau of Economic Research (NBER).

Woodford, M. 2011, «Simple analytics of the government expenditure multiplier», *American Economic Journal : Macroeconomics*, vol. 3, n° 1, p. 1–35.

Annexe

Descriptions des données

Taux des fonds fédéraux

Pourcentage, trimestriel, non désaisonné. Source : Board of Governors of the Federal Reserve System (US), Federal Funds Effective Rate [FEDFUNDS], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/FEDFUNDS>, May 29, 2022.

Taux des fonds fédéraux d'ombre

Pourcentage, mensuel. Transformation avec la moyenne pour mettre trimestriel. Source : Jing Cynthia Wu - Shadow rates (google.com) Jing Cynthia Wu and Fan Dora Xia "Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound", Journal of Money, Credit, and Banking, 2016, 48(2-3), 253-291. <https://www.atlantafed.org/cqer/research/wu-xia-shadow-federal-funds-rate>

Taux de chômage

Pourcentage, trimestriel, désaisonné. Source : U.S. Bureau of Labor Statistics, Unemployment Rate [UNRATE], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/UNRATE>, May 27, 2022.

Produit intérieur brut

Milliards de dollars, trimestriel, taux annuel désaisonné. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Gross Domestic Product [GDP], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis; <https://fred.stlouisfed.org/series/GDP>, May 30, 2022.

Produit intérieur brut (déflateur)

Indice 2012=100, trimestriel, désaisonnalisé. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Gross Domestic Product : Implicit Price Deflator [GDPDEF], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/GDPDEF>, May 30, 2022.

Recettes courantes du gouvernement fédéral

Milliards de dollars, trimestriel, taux annuel désaisonnalisé. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Federal Government Current Receipts [FGRECPT], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/FGRECPT>, February 16, 2023.

Dépenses de consommation et investissement brut du gouvernement

Milliards de dollars, trimestriel, taux annuel désaisonnalisé. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Government Consumption Expenditures and Gross Investment [GCE], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/GCE>, July 11, 2023.

Prévisions des dépenses de consommation et d'investissement brut du gouvernement fédéral

Milliards de dollars, trimestriel, désaisonnalisé, déjà exprimée en variable réelle. RFED-GOV3 : prévision faite 1 trimestre à l'avance. Source : Mean Forecast : Survey of Professional Forecasters (philadelphiafed.org)

Investissement intérieur privé brut

Milliards de dollars, trimestriel, taux annuel désaisonnalisé. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Gross Private Domestic Investment [GPDI], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/GPDI>, May 18, 2022.

Investissement intérieur privé brut (déflateur)

Indice 2012=100, trimestriel, désaisonnalisé. Source : U.S. Bureau of Economic Analysis, Gross private domestic investment (implicit price deflator) [A006RD3Q086SBEA], retrieved from FRED, Federal Reserve Bank of St. Louis ; <https://fred.stlouisfed.org/series/A006RD3Q086SBEA>

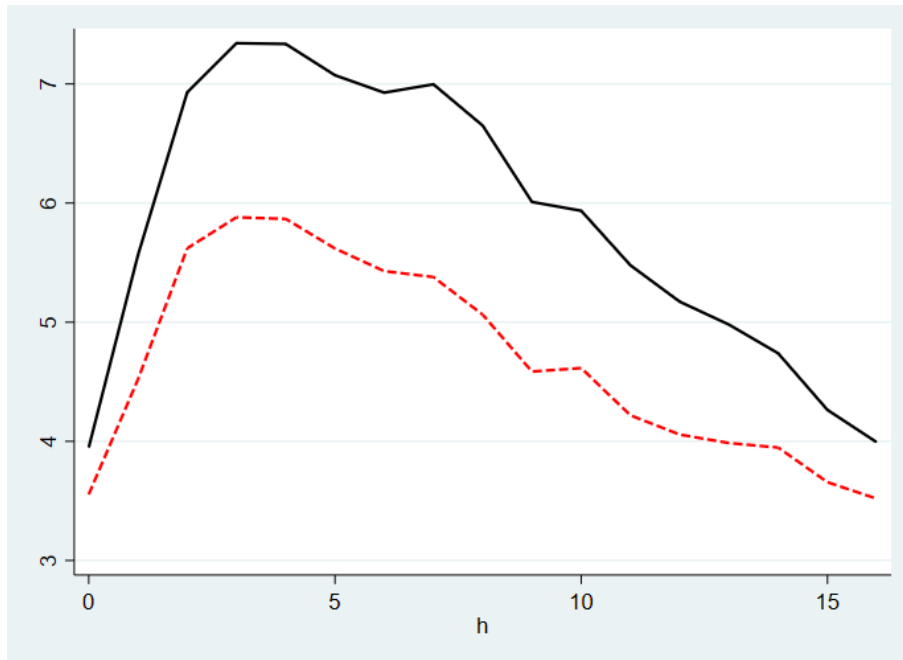


FIGURE A.1 – Multiplicateurs cumulatifs de production selon l’inclusion des prévisions

Note : Multiplicateurs cumulatifs de production pour chaque horizon selon la spécification de base. Tous les multiplicateurs sont significatifs. La ligne rouge représente la spécification qui omet la variable de prévision gouvernementale dans l’identification du choc BP, tandis que la ligne noire correspondant à la spécification qui inclut cette variable.

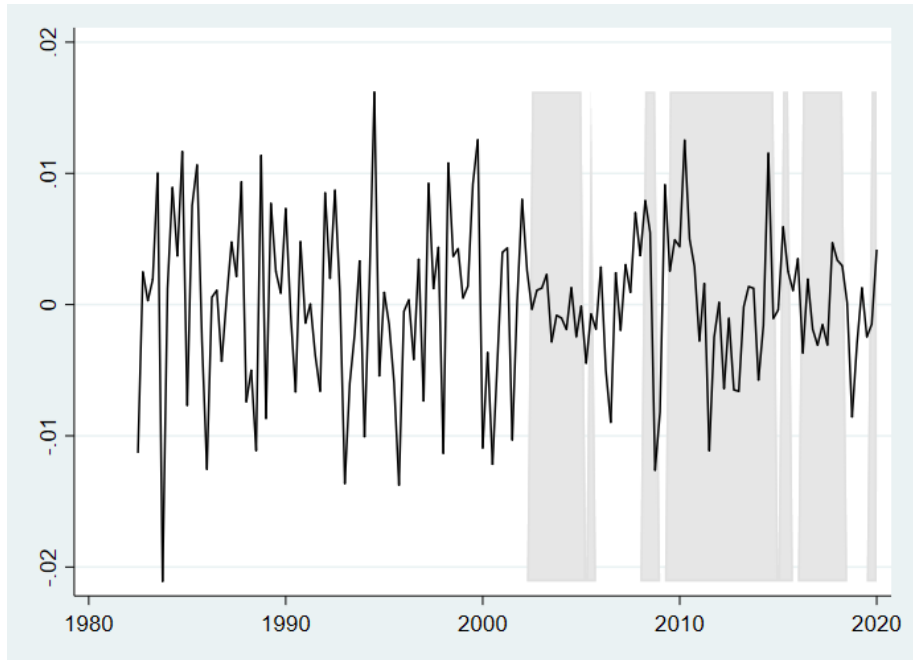


FIGURE A.2 – Choc des dépenses gouvernementales

Note : Choc BP. Les zones ombragées représentent la période ZLB.

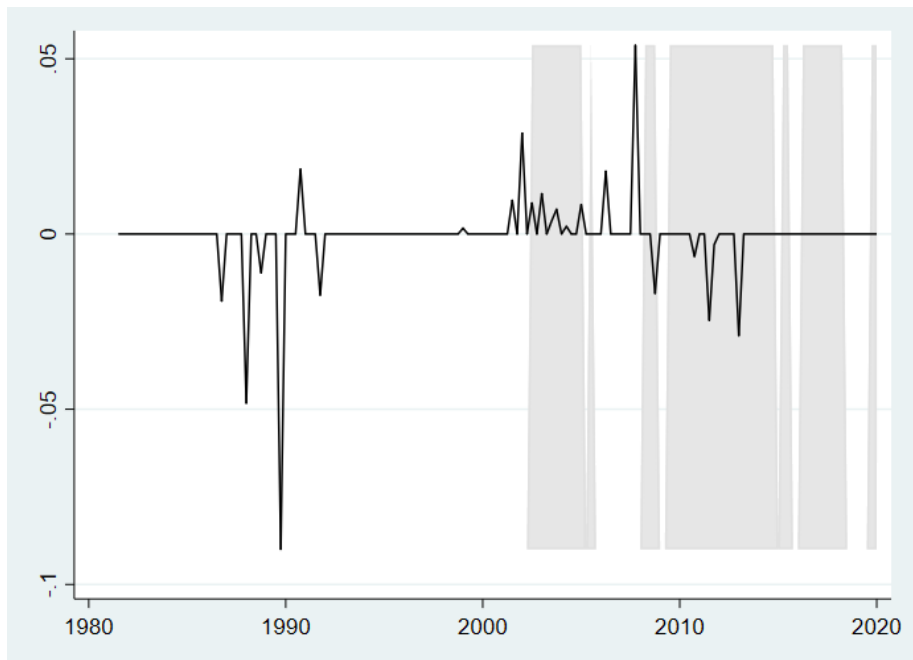


FIGURE A.3 – Choc des nouvelles de défense

Note : Choc ND. Les zones ombragées représentent la période ZLB.

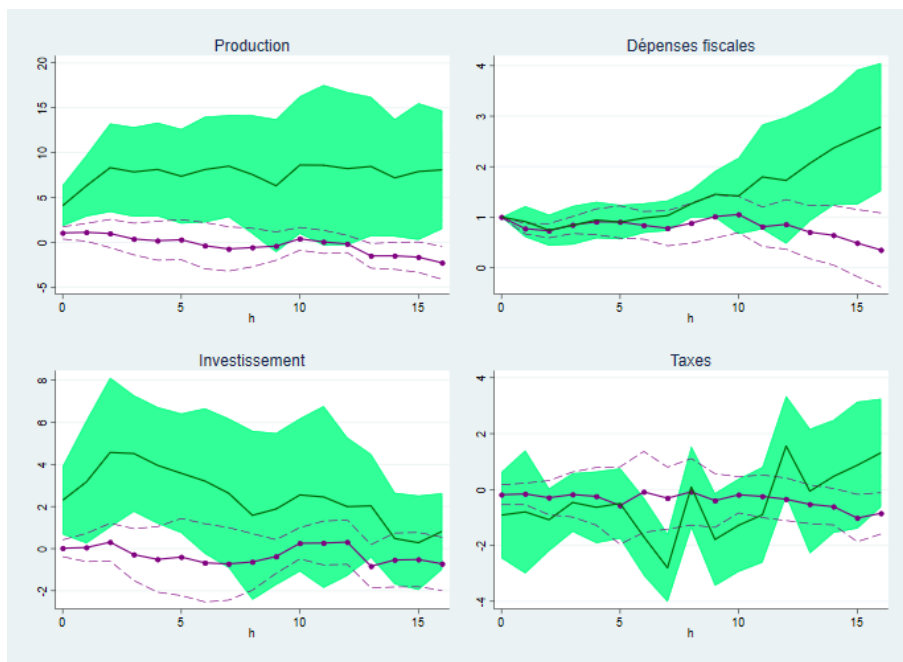


FIGURE A.4 – Réponses dynamiques des variables principales

Note : Réponses de la production, des dépenses fiscales, de l'investissement privé puis des taxes à un choc égal à 1% du PIB. La ligne verte correspond aux réponses en période de ZLB tandis que la ligne mauve correspond aux réponses en période normale. Les bandes de confiance représentent un intervalle de 95%.

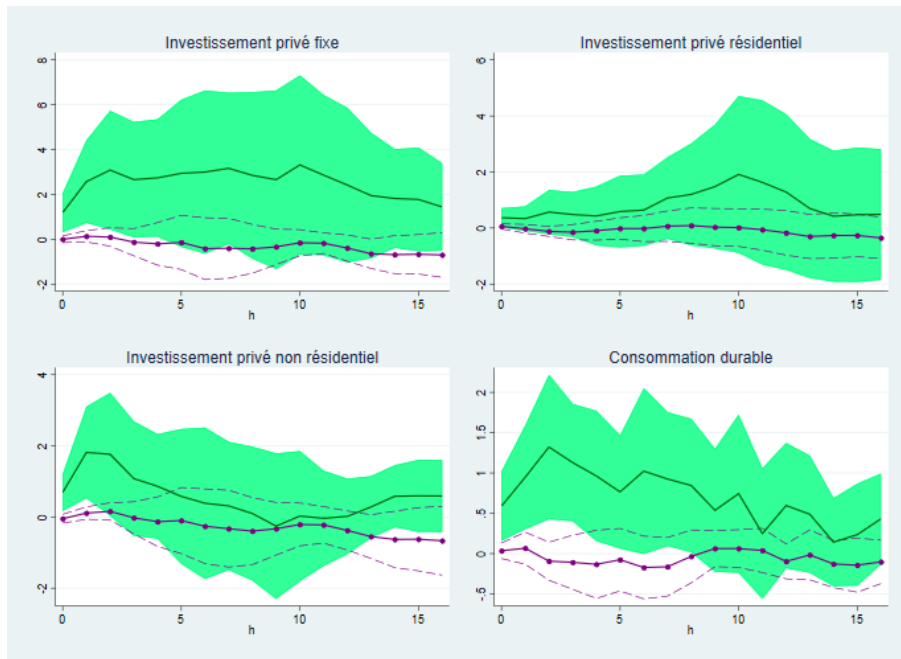


FIGURE A.5 – Réponses dynamiques pour les autres variables d’investissement

Note : Réponses de l’investissement privé fixe, de l’investissement privé fixe résidentiel, de l’investissement privé fixe non résidentiel puis de la consommation durable à un choc égal à 1% du PIB. La ligne verte correspond aux réponses en période de ZLB tandis que la ligne mauve correspond aux réponses en période normale. Les bandes de confiance représentent un intervalle de 95%.

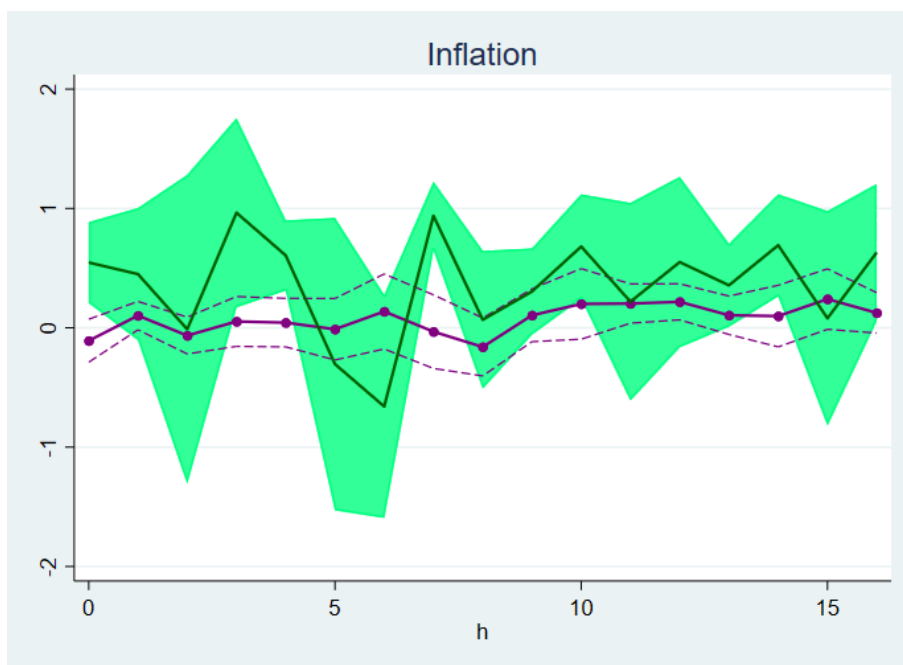


FIGURE A.6 – Réponses dynamiques pour l'inflation selon la période

Note : Réponses de l'inflation à un choc égal à 1 % du PIB. La ligne verte correspond aux réponses en période de ZLB tandis que la ligne mauve correspond aux réponses en période normale. Les bandes de confiance représentent un intervalle de 95%.

TABLE A.1 – Multiplicateurs cumulatifs d'investissement - Autres variables

	Linéaire	ZLB	Normale	Différence
Investissement privé fixe				
À l'impact	0,13 (0,14)	1,10 (0,38)	0,01 (0,04)	HAC :0,00 AR :0,38
2 ans	-0,17 (0,40)	0,59 (0,64)	-0,43 (0,53)	HAC :0,26 AR :0,56
4 ans	-0,23 (0,40)	-0,07 (0,13)	-0,65 (0,33)	HAC :0,07 AR :0,57
Investissement privé fixe résidentiel				
À l'impact	0,09 (0,04)	0,24 (0,20)	0,07 (0,05)	HAC :0,39 AR :0,48
2 ans	0,03 (0,14)	-0,12 (0,57)	0,02 (0,17)	HAC :0,77 AR :0,36
4 ans	0,14 (0,19)	2,37 (1,04)	0,11 (0,26)	HAC :0,04 AR :0,34
Investissement privé fixe non résidentiel				
À l'impact	0,07 (0,11)	0,34 (0,23)	0,00 (0,05)	HAC :0,12 AR :0,32
2 ans	0,04 (0,34)	0,63 (0,66)	0,15 (0,41)	HAC :0,63 AR :0,23
4 ans	0,25 (0,33)	-0,13 (0,22)	0,26 (0,28)	HAC :0,13 AR :0,35
Consommation durable				
À l'impact	0,07 (0,05)	0,31 (0,16)	0,05 (0,05)	HAC :0,14 AR :0,60
2 ans	-0,16 (0,28)	0,55 (0,32)	-0,09 (0,24)	HAC :0,21 AR :0,26
4 ans	-0,16 (0,44)	0,07 (0,16)	0,03 (0,27)	HAC :0,91 AR :0,92

Note : Les valeurs entre parenthèse sont les écart-types robustes (HAC). Les deux dernières colonnes présentent les valeurs-p robustes (HAC) ainsi que les valeurs-p d'Anderson et Rubin (1949), respectivement.

