

HEC MONTRÉAL

**Comment la politique monétaire façonne-t-elle la réaction du taux de
change aux variations des dépenses publiques ?**

par

Anne-Katherine Cormier

Science de la gestion
(Économie Appliquée)

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

Avril 2017

©Anne-Katherine Cormier, 2017

Sommaire

Ce mémoire cherche à étudier théoriquement et empiriquement la manière dont la politique monétaire façonne la réaction du taux de change réel aux changements de politique budgétaire. Plus précisément, nous nous penchons sur le modèle de Bouakez et Eyquem (2015) qui prédit qu'une politique monétaire peu agressive face à l'inflation entraîne une dépréciation du taux de change réel suite à une augmentation des dépenses publiques. En premier lieu, nous étendons le modèle en question en y introduisant l'investissement public afin de déterminer si et dans quelle mesure ces prédictions diffèrent selon que les dépenses publiques sont productives ou non. Nos simulations montrent que le taux de change se déprécie suite à une hausse de l'investissement public peu importe le degré d'agressivité de la politique monétaire, quoique la dépréciation est plus forte quand la politique monétaire est plus laxiste.

En second lieu, nous testons empiriquement les prédictions du modèle théorique à l'aide d'un vecteur autorégressif sur un échantillon de 12 pays ayant adopté un régime de ciblage d'inflation. L'adoption de ce régime marque la transition vers une attitude plus agressive des autorités monétaires à l'égard de l'inflation. Nos résultats empiriques apportent un support mitigé aux prédictions du modèle théorique. En effet, nous obtenons peu de réponses statistiquement significatives et celles-ci corroborent qualitativement les prédictions du modèle dans le cas d'un choc de dépenses de consommation, mais pas dans le cas d'un choc d'investissement. Plus généralement, nos réponses empiriques ne nous permettent pas de tirer des conclusions définitives sur la manière dont la politique monétaire façonne la réaction du taux de change aux variations des dépenses publiques.

Mots clés : Taux de change réel, Dépenses gouvernementales, Politique monétaire, Investissement public, Modèle théorique, Vecteur autorégressif.

Table des matières

Sommaire	i
Table des matières	ii
Remerciements	iv
1 Introduction	1
2 Revue de la littérature	5
2.1 La littérature empirique	5
2.2 La littérature théorique	7
3 Modèle théorique	12
3.1 Le ménage représentatif	12
3.2 Les firmes	15
3.3 Le gouvernement	17
3.4 Les autorités monétaires	18
3.5 Contraintes de ressources et équilibre	18
3.6 Analyse des fonctions de réponse théoriques	20
4 Méthodologie empirique et données	24
4.1 Modèle économétrique et spécification du VAR	24
4.2 Méthode d'identification	25
4.2.1 Décomposition de Cholesky	25
4.2.2 Choix du nombre de retards	26
4.3 Les données	27

5	Résultats empiriques	29
5.1	Choc de dépenses publiques de consommation	29
5.2	Choc de dépenses publiques d'investissement	30
6	Conclusion	32
7	Annexe A	34
7.1	Le modèle	34
7.2	Calibration	38
8	Annexe B	39
8.1	Les séries utilisées	39
8.2	Étendue des données	40
9	Annexe C	41
9.1	Fonctions de réponses théoriques	41
9.2	Fonctions de réponses empiriques	43
	Références	53

Remerciements

Je tiens tout d'abord à remercier mon directeur de mémoire Hafedh Bouakez qui, par son encadrement et surtout son aide, a permis à ce mémoire d'être ce qu'il est aujourd'hui. Merci également de m'avoir conseillé autant pour la rédaction de ce travail que pour mon parcours professionnel. Je tiens également à remercier Marie Allard pour son implication dans mon cheminement scolaire et ses conseils.

Je remercie ma famille pour leur soutien et leur patience tout au long de cette maîtrise. Vous avez su me motiver et m'avez encouragé à persévérer dans les moments plus difficiles. Je vous serai toujours reconnaissante de m'avoir offert l'opportunité d'obtenir ce diplôme d'études supérieures.

Je souhaite remercier mes collègues de la maîtrise pour leur aide et leur présence positive. Sans vous, cette expérience scolaire n'aurait pas été la même.

Finalement, je tiens à remercier Sonny Scarfone pour ses précieux conseils lors de la rédaction de ce mémoire.

1 Introduction

Suite à la crise financière de 2008, des politiques monétaires et budgétaires expansionnistes ont été mises en place dans la quasi-totalité des pays industrialisés afin de relancer l'activité économique. Depuis, certains gouvernements ont adopté des politiques d'austérité afin de freiner la croissance de la dette publique, alors que d'autres continuent d'adopter des plans de relance budgétaire puisque les taux d'intérêt nominaux demeurent très proches de leur seuil minimal de zéro, laissant peu de marge de manoeuvre à la politique monétaire conventionnelle. Ceci est notamment le cas du Canada dont le budget fédéral de 2016 a prévu des dépenses publiques additionnelles d'environ 25 milliards de dollars (étalées sur deux ans) afin de stimuler l'économie canadienne ralentie, entre autres, par la faiblesse des prix des matières premières. Ce contexte a ravivé l'intérêt des chercheurs et des décideurs politiques pour les effets de la politique budgétaire sur l'activité économique. Dans le cas d'économies ouvertes comme le Canada, le taux de change réel représente une variable clé dans le mécanisme de transmission de la politique budgétaire et son efficacité en tant qu'outil de stabilisation. Ainsi, dans ce mémoire, nous nous penchons sur l'effet de la politique budgétaire sur le taux de change réel.

D'un point de vue académique, ce sujet est pertinent, entre autres, dans la mesure où il existe une divergence entre les résultats empiriques concernant les effets des dépenses publiques sur le taux de change et les prédictions théoriques des modèles macroéconomiques standards. En se basant sur l'estimation de vecteurs autorégressifs, plusieurs études empiriques documentent qu'une hausse exogène et non anticipée des dépenses publiques entraîne une dépréciation significative et persistante du taux de change réel. Ce résultat tient pour différents pays, périodes d'échantillonnage et méthodes d'identification, devenant ainsi un fait empirique accepté. Par ailleurs, les modèles macroéconomiques conventionnels impliquent qu'une hausse des dépenses publiques se traduit par une augmentation du taux d'intérêt réel qui apprécie la devise en termes réels. Cette divergence entre les résultats empiriques et les enseignements théoriques a donné lieu à plusieurs travaux théoriques tentant de rationaliser la réaction du taux de change observée dans les données. Cet objec-

tif est important puisqu'un modèle théorique capable de reproduire les résultats empiriques permet d'identifier les mécanismes à travers lesquels la politique budgétaire affecte le taux de change réel ; or une meilleure compréhension de ces mécanismes mène à une conception plus adaptée des plans d'intervention du gouvernement. Parmi les travaux tentant de rapprocher les modèles des résultats empiriques, l'article de Bouakez et Eyquem (2015) propose une théorie selon laquelle la dépréciation du taux de change réel suite à une hausse des dépenses publiques a lieu lorsque la politique monétaire est suffisamment laxiste (ou pas assez agressive).

L'objectif de ce mémoire est double. Premièrement, nous cherchons à déterminer si les prédictions du modèle de Bouakez et Eyquem (2015) et le mécanisme sous-jacent diffèrent selon que les dépenses publiques sont des dépenses de consommation ou d'investissement. Pour ce faire, nous étendons le modèle de Bouakez et Eyquem (2015) en différenciant les deux types de dépenses et en supposant que le capital public est productif. Cette distinction est motivée, entre autres, par le travail de Basu et Kollmann (2013) qui montre que la réponse du taux de change réel suite à un choc de dépenses publiques diffère drastiquement selon que les dépenses sont productives ou non.

Deuxièmement, nous nous proposons de tester empiriquement les prédictions du modèle théorique. Plus spécifiquement, nous cherchons à vérifier empiriquement comment et dans quelle mesure l'agressivité de la politique monétaire à l'égard de l'inflation façonne la réaction du taux de change à un choc de dépenses publiques. Pour ce faire, notre stratégie empirique repose sur l'estimation de vecteurs autorégressifs (VAR) pour 12 pays ayant une cible d'inflation explicite, et ce sur deux sous-échantillons : avant et après l'adoption du ciblage d'inflation.¹ L'argument derrière cet exercice est que la politique monétaire de ces pays est vraisemblablement devenue plus agressive après l'adoption d'une cible d'inflation. Il est à noter que Bouakez et Eyquem (2015) ont effectué un test similaire de leur théorie basé sur l'estimation d'un VAR en panel comportant 4 pays. Notre exercice empirique est plus étoffé dans la mesure où il (i) couvre un échantillon plus grand tout en four-

1. Ces pays sont : Afrique du Sud, Australie, Canada, Corée du Sud, Islande, Israël, Mexique, Nouvelle-Zélande, Norvège, Pérou, Royaume-Uni et Suède.

nissant les résultats pour chacun des pays individuellement, et (ii) fait la distinction entre les dépenses de consommation et celles d'investissement. Cette partie de l'exercice est, à notre connaissance, totalement originale. L'identification des chocs de dépenses gouvernementales est effectuée à l'aide de l'approche par décomposition de Cholesky, et ce autant pour les dépenses de consommation que d'investissement. Cette méthode d'identification consiste à ordonner dans le VAR les dépenses gouvernementales en premier et à spécifier la matrice d'interaction contemporaine entre les variables comme étant la décomposition de Cholesky de la matrice de la variance-covariance des résidus statistiques. Ce schéma récursif implique ainsi que les dépenses publiques sont prédéterminées par rapports aux autres variables du modèle.

Les simulations de notre modèle théorique montrent que, suite à une hausse des dépenses publiques d'investissement, le taux de change réel se déprécie peu importe le degré d'agressivité de la politique monétaire face à l'inflation. Ce résultat diffère de la prédiction du modèle de Bouakez et Eyquem (2015) qui fait abstraction des dépenses d'investissement, ce qui démontre l'importance de conditionner l'analyse sur la nature des dépenses plutôt que d'amalgamer les dépenses de consommation et d'investissement en un seul agrégat. Nos simulations montrent cependant que la dépréciation réelle causée par une augmentation des dépenses d'investissement est plus faible lorsque la politique monétaire est plus agressive. Cette observation est cohérente avec le mécanisme mis en évidence par Bouakez et Eyquem (2015) qui met en jeu l'ajustement du taux d'intérêt de long terme.

Empiriquement, nous obtenons peu de réponses empiriques statistiquement significatives et celles-ci apportent un support mitigé aux prédictions du modèle théorique. En effet, les réponses dynamiques de seulement 3 pays (Afrique du Sud, Australie et Canada) corroborent qualitativement les prédictions du modèle théorique pour un choc de dépenses de consommation. Pour ces pays, nous observons une dépréciation du taux de change pour la période pré-ciblage de l'inflation et une appréciation pour la période post-ciblage de l'inflation. Pour ce qui est de la réponse du taux de change suite à un choc de dépenses d'investissement, les résultats empiriques ne concordent pas du tout avec les prédictions du modèle théorique. Pour l'Australie et le Canada, la réaction du taux de change est très

semblable à celle obtenue dans le cas d'un choc de consommation publique. En particulier, une hausse de l'investissement public apprécie la devise de ces deux pays en termes réels durant la période post-ciblage de l'inflation. Pour les autres pays de notre échantillon, les réponses sont dans la plupart des cas statistiquement non significatives et n'offrent ainsi pas de support empirique pour les prédictions du modèle théorique. Plus généralement, nos résultats ne nous permettent pas de déterminer de manière définitive comment et dans quelle mesure l'agressivité de la politique monétaire face à l'inflation anticipée façonne la réaction du taux de change à un choc de dépenses publiques.

Le reste du mémoire est organisé comme suit. Le prochain chapitre présente un survol de la littérature théorique et empirique portant sur l'effet d'un choc de dépenses gouvernementales sur le taux de change réel. Le chapitre III expose le modèle théorique utilisé ainsi que les résultats des simulations du modèle théorique calibré. Le chapitre IV présente la méthodologie et les données utilisées. Le chapitre VI présente les résultats des estimations empiriques. Le chapitre VII conclut ce mémoire.

2 Revue de la littérature

Ce chapitre présente un survol des recherches les plus influentes portant sur l'effet d'un choc de dépenses gouvernementales sur le taux de change réel. La littérature empirique documente que le taux de change réel se déprécie de manière persistante et significative suite à une augmentation des dépenses publiques, alors qu'une prédiction clé des modèles macroéconomiques standards est qu'une augmentation des dépenses gouvernementales entraîne une appréciation du taux de change réel. De cette incohérence entre les réponses empiriques et les modèles macroéconomiques ont émergé plusieurs travaux théoriques tentant de rationaliser la réaction du taux de change observée dans les données.

2.1 La littérature empirique

Plusieurs études empiriques s'intéressent à l'impact des dépenses publiques sur le taux de change réel. Ces études utilisent généralement des modèles à vecteurs autorégressifs structurels (SVARs), qui permettent des interactions contemporaines et dynamiques entre les variables d'intérêt. Ces interactions ne dépendent généralement pas d'un modèle théorique spécifique.

Kim et Roubini (2008) examinent empiriquement l'effet d'un choc de dépenses gouvernementales de consommation sur le compte courant et le taux de change réel aux États-Unis. Ils recourent à un SVAR à cinq variables avec les dépenses gouvernementales comme variable prédéterminée : $\{GOV, RGDP, CUR, RIR, RER\}$, où GOV correspond au logarithme des dépenses gouvernementales de consommation réelles, RGDP au logarithme du PIB réel, CUR au compte courant en pourcentage du PIB, RIR au taux d'intérêt réel de trois mois et RER au logarithme du taux de change réel. Kim et Roubini (2008) utilisent des données trimestrielles des États-Unis à partir de la période de régime de taux de change flexible post-Bretton Woods (1973 : 1 – 2004 : 1). Leurs résultats démontrent qu'un choc positif des dépenses gouvernementales de consommation déprécie le taux de change réel de manière significative et persistante, et ces résultats sont robustes sous plusieurs spécifi-

cations alternatives.

Monacelli et Perotti (2010) examinent empiriquement l'effet d'un choc fiscal sur le taux de change réel pour quatre pays, soit l'Australie, le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni, sur la période 1980 : 1 – 2006 : 4. Les auteurs ont recours à un SVAR à sept variables contenant le logarithme des dépenses gouvernementales réelles de consommation, des taxes nettes réelles, du PIB réel, de la consommation privée réelle, du taux de change réel effectif et du taux de change réel des biens échangeables, ainsi que les exportations nettes de biens et services en pourcentage du PIB. Ils arrivent aux mêmes conclusions que Kim et Roubini (2008), soit qu'un choc positif des dépenses gouvernementales de consommation ou des taxes nettes entraîne une dépréciation du taux de change réel et ce, pour chacun des quatre pays.

Müller (2008) examine empiriquement l'effet d'un choc fiscal sur le taux de change nominal pour les États-Unis sur la période 1973 : 1 – 2005 : 3. L'auteur estime un SVAR à 6 variables contenant le logarithme des dépenses gouvernementales réelles, du PIB réel, du déflateur du PIB, du taux de change nominal et des termes de l'échange en plus d'une sixième variable changeante pouvant être les exportations nettes, l'investissement privé réel et la consommation privée réelle. Dans le cas de cette étude, les dépenses gouvernementales sont composées des dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement. L'auteur arrive également au résultat qu'un choc positif des dépenses gouvernementales entraîne une dépréciation du taux de change nominal.

Ces trois études ont en commun l'utilisation de l'approche par décomposition de Cholesky comme méthode d'identification du choc de dépenses publiques. Cette méthode d'identification consiste à ordonner dans le VAR les dépenses gouvernementales en premier et à spécifier la matrice d'interaction contemporaine entre les variables comme étant la décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des résidus statistiques. Ce schéma récursif implique que les dépenses publiques sont prédéterminées par rapport à toutes les autres variables du modèle. Cette hypothèse a été initialement utilisée par Blanchard et Perotti (2002), qui invoquent diverses évidences directes sur la conduite de la

politique budgétaire suggérant qu'il faut plus qu'un trimestre aux décideurs politiques et législateurs pour prendre conscience d'un choc du PIB, déterminer la mesure fiscale à mettre en place et l'implanter. Il est donc raisonnable de supposer que les dépenses gouvernementales trimestrielles sont exogènes à la production, ce qui motive le choix de fréquence des données utilisées dans la littérature empirique sur le sujet.

Certaines critiques ont cependant souligné le fait que les restrictions d'identification impliquées par la décomposition de Cholesky sont, dans une large mesure, arbitraires et parfois même trop restrictives, remettant ainsi en question les résultats empiriques basés sur une telle approche. Bouakez, Chihi, et Normandin (2014) utilisent une méthodologie empirique alternative qui relâche ces hypothèses et identifient les chocs de dépenses publiques en exploitant l'hétéroscédasticité conditionnelle des chocs structurels. Cette approche laisse les interactions contemporaines non contraintes et permet de tester les restrictions d'identification communément imposées dans la littérature. Les résultats des tests de l'étude viennent, cependant, corroborer l'hypothèse d'identification utilisée dans les études mentionnées ci-dessus en ce qui a trait au caractère prédéterminé des dépenses publiques par rapport aux autres variables macroéconomiques. L'article de Bouakez *et al.* (2014) vient donc valider la méthodologie employée dans ces études, et c'est cette même méthodologie qui sera également adoptée dans notre travail.

2.2 La littérature théorique

Les résultats des études empiriques mentionnées ci-dessus vont à l'encontre des prédictions des modèles théoriques existants. Autant le modèle de Mundell-Fleming que le modèle standard d'équilibre général dynamique avec marchés financiers complets prédisent qu'une augmentation exogène et non anticipée des dépenses publiques dans un pays donné apprécie sa monnaie en termes réels.

Dans le modèle de Mundell-Flemming, cette appréciation résulte d'une augmentation de la demande agrégée induite par l'augmentation des dépenses publiques qui tend à être

plus orientée vers les biens domestiques, augmentant ainsi le prix de ces derniers relativement aux biens étrangers. De ce fait, les taux d'intérêt domestiques augmentent et favorisent l'entrée de capitaux étrangers, ce qui augmente la demande pour la monnaie domestique et entraîne une appréciation du taux de change domestique nominal. Étant donné la rigidité des prix, cette appréciation nominale se traduit en appréciation réelle.

Pour ce qui est du modèle dynamique d'équilibre général avec marchés financiers complets, l'appréciation réelle provient d'une condition de partage de risque qui relie le taux de change réel au ratio des utilités marginales de consommation entre les pays. Tant que la composition des paniers de consommation diffère à travers les pays, dû entre autres au biais domestique dans les préférences, une augmentation des dépenses publiques augmente le fardeau fiscal pour les ménages domestiques relativement au reste du monde. Cela a pour conséquence de diminuer leur espérance de richesse future et donc d'apprécier le taux de change en termes réels (puisque l'utilité marginale de la consommation augmente relativement au reste du monde).

L'incapacité d'expliquer les résultats empiriques à l'aide des modèles théoriques existants a lancé une vague d'articles essayant de rationaliser l'évidence empirique. Ravn, Schmitt-Grohé, et Uribe (2007) considèrent un modèle à deux pays avec des marchés financiers complets et la présence de « deep habits » afin d'expliquer la dépréciation du taux de change réel suite à une augmentation des dépenses gouvernementales. Le concept de « deep habits » constitue une généralisation du modèle de formation d'habitudes où les agents forment des habitudes quant à des variétés individuelles de biens. Par conséquent, la fonction de demande à laquelle font face les producteurs dépend des ventes passées. Cette élasticité de la demande, qui peut être différente entre le marché domestique et étranger, incite les firmes à charger des prix différents sur les deux marchés. Ainsi, en réponse à une augmentation des dépenses gouvernementales dans l'économie domestique, le taux de marge sur les biens domestiques diminue, devenant relativement plus faible que celui sur les biens étrangers. Cet effet est dû au fait que lorsque la valeur présente des ventes futures augmente (en raison de l'augmentation de la demande agrégée), il devient avantageux pour la firme d'investir dans des parts de marché en réduisant ses prix actuels. Les biens do-

mestiques deviennent donc relativement plus abordables dépréciant ainsi le taux de change réel.

Kollmann (2009) considère un modèle à deux pays avec marchés financiers incomplets et prix flexibles, et démontre qu'une augmentation des dépenses gouvernementales dans un pays peut déprécier sa devise en termes réels si l'augmentation des dépenses est suffisamment persistante et/ou l'offre de travail est fortement élastique. Dans ce modèle, une augmentation des dépenses gouvernementales entraîne un effet de richesse négatif pour les ménages, exacerbé par le partage de risque limité, les poussant ainsi à travailler plus, ce qui augmente la production domestique. Cet effet d'offre entraîne une détérioration des termes de l'échange et déprécie le taux de change réel. Néanmoins, les valeurs de l'élasticité de l'offre de travail nécessaires sont assez élevées et difficilement réconciliables avec les estimés empiriques disponibles.

Corsetti, Meier, et Müller (2012) développent un modèle à deux pays avec des marchés financiers complets, des prix et salaires rigides et la présence de revirements des dépenses gouvernementales (spending reversals). Le concept de revirement des dépenses gouvernementales réfère à l'hypothèse selon laquelle une augmentation des dépenses gouvernementales financée par la dette sera suivie par une coupure budgétaire pendant un certain temps. Les anticipations de revirements des dépenses exercent un effet désinflationniste avant même que les dépenses publiques diminuent. En effet, étant donné la rigidité des prix et des salaires, les firmes et les ménages vont les réduire avant même qu'ait lieu le revirement. Par conséquent, une augmentation des dépenses gouvernementales sera accompagnée d'une inflation plus faible entraînant une diminution du taux d'intérêt réel de long terme et une dépréciation du taux de change réel.

Bouakez et Eyquem (2015), quant à eux, expliquent la dépréciation réelle en proposant un modèle d'économie ouverte ayant trois ingrédients principaux, soit des marchés financiers internationaux incomplets et imparfaits, des prix rigides et une politique monétaire peu agressive. Dans ce modèle, le taux de change réel est lié au différentiel des taux d'intérêt réels de long terme entre le pays domestique et le reste du monde, augmenté d'une

prime de risque qui croît avec la dette extérieure du pays. Cette prime élastique à la dette permet de capter les frictions caractérisant les marchés financiers, telles que la possibilité de défaut ou les coûts d'agence. Ce modèle implique ainsi la condition d'absence d'arbitrage suivante :

$$\hat{q}_t = \lim_{t \rightarrow \infty} E_t \hat{q}_{t+T} - E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\hat{R}_{t+i} - \hat{\pi}_{t+1+i} + \gamma \hat{b}_{t+i}^*) \quad (2.1)$$

où q_t est le taux de change réel domestique, $E_t q_{t+T}$ est l'espérance non conditionnelle du taux de change réel domestique en $t + T$, R_{t+i} est le taux d'intérêt nominal payé sur les obligations domestiques entre les périodes $t + i$ et $t + i + 1$, π_{t+1+i} est le taux d'inflation entre les périodes $t + i$ et $t + i + 1$, γ est un paramètre positif qui mesure l'élasticité du différentiel des taux d'intérêt réels par rapport aux actifs nets étrangers et b_{t+i}^* est le niveau agrégé de dette extérieure en $t + i$. Les variables ayant été log-linéarisées autour de leur état stationnaire sont notées par un accent circonflexe.

Une augmentation des dépenses publiques augmente l'inflation domestique et détériore le compte courant. Lorsque les prix sont rigides et que la politique monétaire ne réagit pas trop agressivement à l'inflation anticipée, l'augmentation du taux d'intérêt réel de long terme est plus faible que l'augmentation de la prime de risque cumulative du pays. Par conséquent, le différentiel des taux d'intérêt réels de long terme ajusté par la prime de risque diminue et le taux de change réel domestique se déprécie.

Les auteurs procèdent à l'analyse du modèle par simulations numériques afin de quantifier la relation entre l'agressivité de la politique monétaire et la réponse du taux de change réel suite à un choc de dépenses gouvernementales. Ils trouvent que les valeurs du paramètre d'agressivité de la politique monétaire qui génèrent une dépréciation du taux de change réel se trouvent dans la gamme des valeurs empiriquement plausibles.

De plus, Bouakez et Eyquem (2015) estiment la réponse dynamique du taux de change réel suite à un choc positif des dépenses gouvernementales de consommation à l'aide d'un SVAR en panel contenant les données de 4 pays ayant implanté une cible d'inflation explicite, soit l'Australie, le Canada, le Royaume-Uni et la Suède. Ils estiment le SVAR sur deux régimes : avant et après l'adoption du ciblage de l'inflation. Les résultats empiriques

démontrent une différence dans la réponse du taux de change réel à un choc des dépenses gouvernementales entre les deux sous-échantillons. Pour la période précédant le ciblage de l'inflation, le taux de change réel se déprécie fortement et de manière persistante, et cette dépréciation demeure statistiquement significative pour plusieurs trimestres suivant le choc. Après le ciblage de l'inflation, la réponse du taux de change réel est relativement faible et statistiquement non significative. Le fait qu'un choc positif des dépenses gouvernementales de consommation mène à une plus grande dépréciation réelle avant qu'après l'adoption d'une cible d'inflation explicite peut être vue comme une évidence suggestive que le modèle proposé dans cet article est plausible et c'est ce qui nous a poussé à vouloir l'analyser empiriquement de manière plus détaillée.

Les modèles théoriques présentés ci-dessus font abstraction de l'investissement public et supposent que les dépenses gouvernementales ne sont pas productives. Basu et Kollmann (2013) tentent de justifier la dépréciation du taux de change réel suite à une hausse des dépenses publiques en supposant que ces dernières affectent la fonction de production des biens et services. Ils développent un modèle statique dans lequel une augmentation des dépenses publiques augmente le produit marginal de la main-d'oeuvre domestique et, par conséquent, l'emploi et la production. Lorsque cet effet d'offre est suffisamment fort, la richesse du ménage domestique augmente, augmentant ainsi sa consommation relative. Sous l'hypothèse de partage de risque efficient, l'augmentation des dépenses publiques est accompagnée d'une dépréciation du taux de change réel lorsque l'offre de biens domestiques (la production) augmente plus que la consommation. Basu et Kollmann (2013) évaluent quantitativement leur modèle et trouvent que les valeurs des paramètres — en particulier ceux qui captent l'effet productif des dépenses publiques — qui génèrent une dépréciation réelle se trouvent dans la gamme des valeurs empiriquement plausibles.

3 Modèle théorique

Dans ce chapitre, nous décrivons le modèle théorique. Il s'agit d'une extension du modèle développé par Bouakez et Eyquem (2015) dans laquelle nous différencions les dépenses gouvernementales de consommation des dépenses gouvernementales d'investissement. Les résultats des simulations de notre modèle théorique calibré sont présentés à la fin de ce chapitre.

3.1 Le ménage représentatif

Notre économie fictive est constituée d'un ménage représentatif qui a une fonction d'utilité qui dépend positivement de la consommation (c_t) et négativement du travail (l_t). Ce ménage a un horizon de vie infini et dispose d'une unité de temps à chaque période, qu'il sépare entre le travail et le loisir.

Le ménage représentatif résout le problème suivant :

$$\max_{\{c_t, l_t, k_t, i_t, B_t, B_t^*\}} U_0 = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} \left(\ln c_s - \omega \frac{l_s^{1+\frac{1}{\zeta}}}{1+\frac{1}{\zeta}} \right) \quad (3.1)$$

sous la contrainte budgétaire :

$$\varepsilon_t B_t^* + B_t + P_t(c_t + i_t + \Xi_t) = \varepsilon_t \Gamma_{t-1} R_{t-1}^* B_{t-1}^* + R_{t-1} B_{t-1} + P_t(w_t l_t + z_t k_{t-1}) + D_t - \tau_t \quad (3.2)$$

où les paramètres $0 < \beta < 1$ et $\zeta > 0$ représentent respectivement le facteur d'actualisation et l'élasticité de Frisch d'offre de travail ; ω représente le paramètre de préférence du ménage ; c_t représente la consommation du ménage en t et l_t représente la quantité d'offre de travail fournit aux firmes en t . Dans l'équation (3.2), B_t^* et B_t sont respectivement la quantité d'obligations nominales étrangères et domestiques détenues par le ménage ; ε_t est le taux de change nominal défini comme le prix d'une unité de monnaie étrangère en termes de monnaie domestique ; i_t est l'investissement privé ; Ξ_t représente le coût d'ajustement

du capital privé; R_{t-1}^* et R_{t-1} sont respectivement les taux d'intérêt nominaux payés sur les obligations étrangères et domestiques entre les périodes t et $t - 1$; P_t est l'indice des prix à la consommation; w_t est le salaire réel; z_t est le coût réel de location du capital privé; k_{t-1} est le stock de capital privé au début de la période t ; $D_t = \int_0^1 D_t(i) d_i$ représente les dividendes des ménages sur les bénéfices nominaux des entreprises dénotées i ; τ_t représente les taxes forfaitaires des ménages payées au gouvernement et Γ_t est la prime de risque attribuable au pays domestique qui augmente avec le niveau agrégé de dette du pays en pourcentage de la production de l'état stationnaire. Plus spécifiquement, Γ_t a la forme :

$$\Gamma_t = \exp\left(-\gamma \frac{\varepsilon_t \tilde{B}_t^*}{Y}\right) \quad (3.3)$$

où γ est un paramètre positif représentant l'élasticité du différentiel des taux d'intérêt réels par rapport à la dette, $-\tilde{B}_t^*$ est le niveau agrégé de dette étrangère et Y est le PIB nominal à l'état stationnaire.

Le ménage augmente son stock de capital privé en investissant selon :

$$k_t = (1 - \delta)k_{t-1} + i_t \quad (3.4)$$

où $0 < \delta < 1$ est le taux de dépréciation du capital. Les coûts d'ajustement du capital privé sont une fonction quadratique des investissements :

$$\Xi_t = \frac{\xi}{2}(i_t - \delta k_{t-1})^2 \quad (3.5)$$

où ξ est un paramètre positif. En dénotant le taux de change réel par $q_t \equiv \frac{\varepsilon_t P_t^*}{P_t}$, et en manipulant les conditions de premier ordre liées à la maximisation de l'utilité du ménage, nous obtenons les conditions de premier ordre suivantes :

$$\omega c_t l_t^{\frac{1}{\sigma}} - w_t = 0 \quad (3.6)$$

$$\beta R_t E_t \left[\frac{P_t c_t}{P_{t+1} c_{t+1}} \right] - 1 = 0 \quad (3.7)$$

$$E_t \left[\frac{1}{P_{t+1} c_{t+1}} \left(R_t - \frac{q_{t+1}}{q_t} \frac{P_{t+1}}{P_t} \frac{P_t^*}{P_{t+1}^*} \Gamma_t R_t^* \right) \right] = 0 \quad (3.8)$$

$$1 + \xi(i_t - \delta k_{t-1}) - \beta E_t \left[\frac{c_t}{c_{t+1}} (1 - \delta + z_{t+1} + \xi(i_{t+1} - \delta k_t)) \right] = 0 \quad (3.9)$$

Étant donné l'ouverture du pays, l'indice de consommation c_t est un agrégat de consommation de biens produits dans le pays domestique ($c_{H,t}$) et de biens produits dans le reste du monde ($c_{F,t}$) :

$$c_t = \left((1 - \alpha)^{\frac{1}{\mu}} (c_{H,t})^{\frac{\mu-1}{\mu}} + \alpha^{\frac{1}{\mu}} (c_{F,t})^{\frac{\mu-1}{\mu}} \right)^{\frac{\mu}{\mu-1}} \quad (3.10)$$

où le paramètre $\alpha \in [0, 1]$ mesure la part de produits importés dans la consommation totale, ce qui représente aussi le degré d'ouverture de la petite économie ouverte, et le paramètre μ est l'élasticité de substitution entre les biens domestiques et étrangers. L'indice des prix à la consommation correspondant est :

$$P_t = \left((1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\mu} + \alpha (P_{F,t})^{1-\mu} \right)^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (3.11)$$

où $P_{H,t}$ et $P_{F,t}$ sont les sous-indices de prix associés à $c_{H,t}$ et $c_{F,t}$ respectivement. L'allocation optimale de la consommation entre les biens domestiques et étrangers donne lieu à la fonction de demande suivante :

$$c_{H,t} = (1 - \alpha) \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\mu} c_t, \quad c_{F,t} = \alpha \left(\frac{P_{F,t}}{P_t} \right)^{-\mu} c_t \quad (3.12)$$

Les sous-indices de consommation $c_{H,t}$ et $c_{F,t}$ sont formés de produits intermédiaires différenciés produits domestiquement et à l'étranger, et sont donnés respectivement par :

$$c_{H,t} = \left(\int_0^1 c_{H,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_i \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}, \quad c_{F,t} = \left(\int_0^1 c_{F,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_i \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3.13)$$

où $c_{H,t}(i)$ est la consommation d'un bien intermédiaire (i) produit dans le pays domestique, $c_{F,t}(i)$ est la consommation d'un bien intermédiaire (i) produit dans le reste du monde et $\theta > 1$ est l'élasticité de substitution entre les produits intermédiaires provenant d'un même pays.

Les sous-indices de prix associés à $c_{H,t}$ et $c_{F,t}$ sont représentés respectivement par :

$$P_{H,t} = \left(\int_0^1 P_{H,t}(i)^{1-\theta} d_i \right)^{\frac{1}{1-\theta}}, \quad P_{F,t} = \left(\int_0^1 P_{F,t}(i)^{1-\theta} d_i \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3.14)$$

où $P_{H,t}(i)$ est le prix dans la monnaie domestique d'un produit intermédiaire (i) produit dans le pays domestique, alors que $P_{F,t}(i)$ est le prix dans la monnaie domestique d'un produit intermédiaire (i) produit à l'étranger.

Le consommateur choisit $c_{H,t}(i)$ de manière à minimiser ses dépenses. Le problème de minimisation est représenté par :

$$\min_{\{c_{H,t}(i)\}} P_{H,t} c_{H,t} = \int_0^1 P_{H,t}(i) c_{H,t}(i) d_i \quad (3.15)$$

sous la contrainte :

$$c_{H,t} = \left[\int_0^1 c_{H,t}(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} d_i \right]^{\frac{\theta}{\theta-1}} \quad (3.16)$$

Les fonctions de demande pour les biens intermédiaires produits domestiquement et à l'étranger qui solutionnent le problème de minimisation des dépenses sont données respectivement par :

$$c_{H,t}(i) = \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} c_{H,t}, \quad c_{F,t}(i) = \left(\frac{P_{F,t}(i)}{P_{F,t}} \right)^{-\theta} c_{F,t} \quad (3.17)$$

Étant donné que la loi du prix unique tient pour tous les biens, nous avons $P_{F,t}(i) = \varepsilon_t P_{F,t}^*(i)$ $\forall i$ et donc $P_{F,t} = \varepsilon_t P_{F,t}^*$.

3.2 Les firmes

Chaque firme est en concurrence monopolistique et est le fournisseur d'un seul bien intermédiaire (i). La fonction de production de la firme a des rendements marginaux constants

dans les inputs privés et est donnée par :

$$y_t(i) = k_{t-1}(i)^\phi n_t(i)^{1-\phi} k_{gt-1}^\nu \quad (3.18)$$

où $n_t(i)$ et $k_{t-1}(i)$ représentent respectivement les quantités de main-d'œuvre et de capital privé utilisées par la firme (i) ; k_{gt-1} est le stock de capital public; $0 < \phi < 1$ est un paramètre représentant l'élasticité de la production par rapport au capital privé et ν est un paramètre positif représentant l'élasticité de la production par rapport au capital public.

La minimisation des coûts de la firme s'écrit :

$$\min_{\{n_t, k_t\}} w_t n_t(i) + z_t k_{t-1}(i) \quad (3.19)$$

sous la contrainte :

$$y_t(i) = k_{t-1}(i)^\phi n_t(i)^{1-\phi} k_{gt-1}^\nu \quad (3.20)$$

Les conditions de premier ordre associées à ce problème sont données par :

$$\phi \frac{y_t(i)}{k_{t-1}(i)} = \frac{z_t}{mc_t(i)} \quad (3.21)$$

$$(1 - \phi) \frac{y_t(i)}{n_t(i)} = \frac{w_t}{mc_t(i)} \quad (3.22)$$

où mc_t représente le coût marginal, qui satisfait :

$$mc_t(i) = mc_t = \frac{(z_t)^\phi (w_t)^{1-\phi}}{\phi^\phi (1-\phi)^{1-\phi} k_{gt-1}^\nu} \quad (3.23)$$

Étant donné que les firmes ne segmentent pas leur marché en fonction des pays, le prix des exportations d'une firme i donnée, $P_{H,t}^*(i)$, sera égal à $\frac{P_{H,t}(i)}{\varepsilon_t}$. Les prix sont fixés à la Calvo, c'est-à-dire qu'à chaque période, une fraction $(1 - \eta)$ des firmes sont sélectionnées aléatoirement pour pouvoir changer leur prix, alors que la fraction restante des firmes η gardent leur prix inchangé. $\bar{P}_{H,t}$ représente le prix fixé par une firme à la période t . En supposant que l'investissement privé et les dépenses gouvernementales sont agrégés de

façon analogue à la consommation privée, la demande totale à laquelle fait face la firme à la période s ($s \geq t$) est :

$$\bar{y}_s = \left(\frac{\bar{P}_{H,t}}{P_{H,s}} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_{H,s}}{P_s} \right)^{-\mu} ((1 - \alpha)(c_s + i_s + \bar{\Xi}_s + g_s) + \alpha q_s^\mu (c_s^* + i_s^* + \bar{\Xi}_s^* + g_s^*)) \quad (3.24)$$

Le prix optimal, $\bar{P}_{H,t}$ est choisi de manière à maximiser les dividendes :

$$\bar{D}_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} (\eta\beta)^{s-t} \lambda_{t,s} (\bar{P}_{H,t} - P_s m c_s) \bar{y}_s \quad (3.25)$$

où $\lambda_{t,s} = \frac{P_t c_t}{P_s c_s}$. La condition de premier ordre de cette maximisation mène à :

$$\bar{P}_{H,t} = \frac{\theta \sum_{s=t}^{\infty} (\eta\beta)^{s-t} E_t \left(\frac{m c_s \bar{y}_s}{c_s} \right)}{\theta - 1 \sum_{s=t}^{\infty} (\eta\beta)^{s-t} E_t \left(\frac{\bar{y}_s}{P_s c_s} \right)} \quad (3.26)$$

En agréant les entreprises, l'indice des prix pour les biens produits domestiquement est donné par :

$$P_{H,t} = \left((1 - \eta) \bar{P}_{H,t}^{1-\theta} + \eta P_{H,t-1}^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (3.27)$$

3.3 Le gouvernement

Étant donné que nous considérons que l'équivalence Ricardienne tient dans ce modèle, nous ne tenons pas compte de la dette publique et faisons l'hypothèse que le gouvernement finance ses dépenses par l'entremise des taxes forfaitaires :

$$P_t g_t = \tau_t \quad (3.28)$$

où g_t représente les dépenses gouvernementales, composées de g_t^c et g_t^i , qui représentent respectivement les dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement :

$$g_t = g_t^c + g_t^i \quad (3.29)$$

Les dépenses publiques sont exogènes et suivent un processus autorégressif :

$$g_t^c = (1 - \rho_{gc})g^c + \rho_{gc}g_{t-1}^c + \varepsilon_t^{gc} \quad (3.30)$$

$$g_t^i = (1 - \rho_{gi})g^i + \rho_{gi}g_{t-1}^i + \varepsilon_t^{gi} \quad (3.31)$$

où $0 \leq \rho_{gc} \leq 1$ et $0 \leq \rho_{gi} \leq 1$ sont respectivement les autocorrélations des chocs de dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement ; ε_t^{gc} et ε_t^{gi} sont les termes d'erreur non corrélés de moyenne nulle ; g^c et g^i sont respectivement les dépenses gouvernementales de consommation et les dépenses gouvernementales d'investissement à l'état stationnaire.

Finalement, nous supposons que le stock de capital public évolue selon l'équation d'accumulation suivante :

$$k_{gt} = (1 - \delta)k_{gt-1} + g_t^i \quad (3.32)$$

3.4 Les autorités monétaires

Les autorités monétaires de la petite économie ouverte déterminent le taux d'intérêt nominal selon la règle :

$$R_t = (1 - \rho_r)R + \rho_r R_{t-1} + (1 - \rho_r)\phi_\pi E_t \left(\frac{\pi_{t+1}}{\pi} \right) \quad (3.33)$$

où $\pi_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{P_t}$ est le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation entre les périodes t et $t+1$; $0 \leq \rho_r < 1$ capte le degré d'ajustement partiel du taux d'intérêt nominal ; $\phi_\pi \geq 1$ mesure l'agressivité des autorités monétaires en réponse à l'inflation anticipée et R représente le taux d'intérêt nominal à l'état stationnaire.

3.5 Contraintes de ressources et équilibre

Étant donné que nous modélisons une petite économie ouverte, nous faisons l'hypothèse que les biens produits domestiquement représentent une part négligeable de la

consommation mondiale. Cela implique que $P_{F,t}^* = P_t^*$. Dans l'objectif de dériver les conditions d'équilibre du marché, nous dénotons la production agrégée par $y_t \equiv \left(\int_0^1 y_t(i)^{\frac{\theta-1}{\theta}} di \right)^{\frac{\theta}{\theta-1}}$.

La condition d'équilibre du marché des biens est donnée par :

$$y_t = \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\mu} \left((1-\alpha)(c_t + i_t + \Xi_t + g_t) + \alpha q_t^\mu (c_t^* + i_t^* + \Xi_t^* + g_t^*) \right) \quad (3.34)$$

En agrégeant les fonctions de production de toutes les firmes domestiques (Équation 3.18) nous en arrivons à :

$$\Delta_t y_t = \int_0^1 y_t(i) di = k_{gt-1}^v \int_0^1 k_{t-1}(i)^\phi n_t(i)^{1-\phi} di = k_{t-1}^\phi n_t^{1-\phi} k_{gt-1}^v \quad (3.35)$$

où $\Delta_t \equiv \int_0^1 \left(\frac{P_{H,t}(i)}{P_{H,t}} \right)^{-\theta} di$ mesure la dispersion des prix des producteurs domestiques, $k_{t-1} \equiv \int_0^1 k_{t-1}(i) di$ et $n_t \equiv \int_0^1 n_t(i) di$. Par ailleurs, la condition d'équilibre du marché du travail implique :

$$n_t = l_t \quad (3.36)$$

Étant donné que les ménages de l'économie domestique sont identiques, le marché des obligations domestiques est en offre nette nulle, c'est-à-dire que $\frac{B_t}{P_t} \equiv b_t = 0$ et $\frac{\tilde{B}_t^*}{P_t^*} = \frac{B_t^*}{P_t^*} \equiv b_t^*$. En imposant ces conditions et en consolidant les contraintes des ménages et du budget gouvernemental, nous en arrivons à l'équation de la balance des paiements suivante :

$$q_t b_t^* = \Gamma_t R_{t-1}^* q_t b_{t-1}^* + \frac{P_{H,t}}{P_t} y_t - c_t - i_t - \Xi_t - g_t \quad (3.37)$$

où nous avons substitué les dividendes courants de la firme en utilisant le fait que $P_{H,t} y_t = \int_0^1 P_{H,t}(i) y_t(i) di$ et avons imposé la condition d'équilibre du marché du travail.

Conditionnellement à la politique monétaire et aux deux variables exogènes (g_t^c et g_t^i), un équilibre symétrique pour cette économie est une collection des 15 variables endogènes $(c_t, n_t, i_t, k_t, k_{gt}, g_t, y_t, b_t^*, mc_t, w_t, z_t, q_t, P_t, P_{H,t}, \bar{P}_{H,t})_{t=0}^\infty$, dont nous supposons les variables étrangères constantes, satisfaisant l'équation d'accumulation du capital privé (Équation 3.4), les conditions de premier ordre du ménage (Équations 3.6-3.9) en remplaçant l_t avec

(Équation 3.36), la définition de l'indice des prix à la consommation (Équation 3.11), la condition des prix (Équation 3.26), la définition de l'indice de prix pour les biens produits domestiquement (Équation 3.27), la fonction de production agrégée (Équation 3.35), les conditions de premier ordre de la firme (Équations 3.21-3.22), la fonction des dépenses gouvernementales (Équation 3.29), l'équation d'accumulation du capital public (Équation 3.32), la condition d'équilibre du marché des biens (Équation 3.34) et la balance des paiements (Équation 3.37).

Afin de résoudre ce modèle, nous log-linéarisons les conditions d'équilibre autour de l'état stationnaire déterministe. L'état stationnaire et les équations log-linéarisées sont présentés dans l'annexe A.

3.6 Analyse des fonctions de réponse théoriques

Dans cette section, nous étudions les effets d'une augmentation des dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement sous deux scénarios à propos de la conduite de la politique monétaire : un régime de politique laxiste et un régime de politique agressive. Pour ce faire, nous devons assigner des valeurs aux paramètres du modèle. La calibration que nous utilisons suit de près celle de Bouakez et Eyquem (2015) et est résumée dans l'annexe A. Tout d'abord, nous fixons β et ω à 0.99 et 1 respectivement. L'élasticité de substitution entre les différentes variétés de biens finaux domestiques, θ , est fixée à 6. La part des dépenses gouvernementales dans la production à l'état stationnaire, κ , est fixée à 0.25. Le paramètre mesurant le degré d'ouverture de l'économie domestique, α , est fixé 0.3 et le paramètre de lissage du taux d'intérêt nominal, ρ_r , est fixé à 0.8. Le taux de dépréciation du capital, δ , est fixé à 0.025 et l'élasticité du capital privé ϕ est fixée à 0.36. Nous fixons l'élasticité de substitution entre les biens domestiques et étrangers, μ , et l'élasticité Frisch d'offre de travail, ζ , à respectivement 1.5 et 0.5. La probabilité de Calvo, η , est fixée à 0.75 et le paramètre du coût d'ajustement du capital, ξ , est fixé à 0.01. Nous calibrons les coefficients d'autocorrélation des processus stochastiques des dépenses gouvernementales de consommation, ρ_{gc} , et d'investissement, ρ_{gi} , à 0.9. Le paramètre γ , qui mesure l'élasticité

du différentiel des taux d'intérêt réels par rapport à la dette, est fixé à 0.0017.

Étant donné que le modèle théorique de Bouakez et Eyquem (2015) ne tient pas compte du capital public, nous utilisons la calibration de Bouakez, Guillard, et Roulleau-Pasdeloup (2017) pour le paramètre ν ainsi que pour la part des dépenses publiques d'investissement dans les dépenses publiques totales à l'état stationnaire, g^i/g . Les auteurs calibrent le ratio g^i/g en approximant le ratio historique moyen des investissements publics sur les dépenses publiques totales aux États-Unis pour la période 1960 à 2014, qui est d'environ 0.23. Pour ce qui est du paramètre mesurant l'élasticité de la production par rapport au capital public, ν , la calibration de celui-ci est un peu plus controversée étant donné que les estimés empiriques disponibles de ce paramètre varient considérablement en fonction de la méthodologie et de la période d'échantillonnage utilisée, même si la plupart des études empiriques rapportent des estimés positifs. Les auteurs choisissent de calibrer ce paramètre à l'aide de l'estimé de la méta-analyse de Bom et Ligthart (2014) qui est de 0.08. Ils présentent également des résultats empiriques indépendants qui montrent que le capital public a un impact positif et statistiquement significatif sur la productivité totale des facteurs, avec une élasticité variant entre 0.06 et 0.15.

Comme dans Bouakez et Eyquem (2015), nos deux scénarios se distinguent par la calibration du paramètre de l'agressivité de la politique monétaire face à l'inflation anticipée ϕ_π . Sous le premier scénario, soit celui sous lequel la politique monétaire est modérément agressive, nous calibrons ϕ_π à 1.1. Sous le deuxième scénario, soit celui sous lequel la politique monétaire est agressive, nous fixons ϕ_π à 1.5.

Les réponses des variables macroéconomiques suite à un choc positif de dépenses gouvernementales de consommation sont illustrées dans le graphique 1 de l'annexe C. Tout d'abord, nous pouvons observer que les réponses de la production, des actifs nets étrangers, de la consommation, du taux d'intérêt nominal et de l'inflation suivent une trajectoire similaire sous les deux scénarios. En effet, dans les deux cas, une augmentation des dépenses gouvernementales de consommation entraîne une augmentation de la demande agrégée, ce qui met des pressions sur les capacités de production et le prix des intrants, et engendre de

l'inflation dans l'économie domestique. L'augmentation de l'inflation incite les autorités monétaires à augmenter le taux d'intérêt nominal ce qui, d'après notre modèle et sous l'hypothèse que $\phi_\pi > 1$, augmente le taux d'intérêt réel de long terme. Cette augmentation du taux d'intérêt de long terme entraîne une diminution de la consommation et de la quantité d'actifs nets étrangers (dans le but de lisser la consommation). Par ailleurs, l'augmentation de la dette extérieure se traduit par une augmentation de la prime de risque.

Bien que les réponses du taux d'intérêt réel de long terme et de la prime de risque ont le même signe sous les deux régimes, elles diffèrent en terme d'amplitude, et ceci a une incidence cruciale sur la réaction du taux de change réel. Ce dernier se déprécie lorsque la politique monétaire est peu agressive et s'apprécie lorsque la politique monétaire est agressive. Cette divergence s'explique par la condition d'absence d'arbitrage suivante :

$$\hat{q}_t = \lim_{t \rightarrow \infty} E_t \hat{q}_{t+T} - E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\hat{R}_{t+i} - \hat{\pi}_{t+1+i} + \gamma \hat{b}_{t+i}^*)$$

Dans le cas d'un choc temporaire, l'espérance non conditionnelle du taux de change réel domestique doit être égale à zéro. La réponse du taux de change réel dépend ainsi négativement de la réponse du différentiel des taux d'intérêt réels de long terme ajusté par la prime de risque, $E_t \sum_{i=0}^{\infty} (\hat{R}_{t+i} - \hat{\pi}_{t+1+i} + \gamma \hat{b}_{t+i}^*)$. Dans le cas d'une politique monétaire peu agressive, le taux d'intérêt réel de long terme augmente moins que la prime de risque cumulée du pays. Ceci fait en sorte que le différentiel des taux d'intérêt réels de long terme ajusté par la prime de risque diminue, ce qui déprécie le taux de change réel. L'inverse se produit lorsque la politique monétaire est agressive.

Considérons maintenant le cas d'un choc positif de dépenses d'investissement. Les résultats sont présentés dans le graphique 2 de l'annexe C. Les réponses obtenues présentent des différences importantes en comparaison avec les réponses à un choc de dépenses de consommation. En particulier, l'inflation augmente beaucoup moins dans le cas d'un choc de dépenses d'investissement que dans le cas d'un choc de dépenses de consommation de même taille et ce, indépendamment du régime de la politique monétaire. Ceci est dû au fait que l'investissement public agit comme un choc technologique, atténuant ainsi l'augmenta-

tion du coût marginal réel — et par conséquent l’inflation — qui résulte de l’augmentation de la demande agrégée. Par ailleurs, ceci atténue l’augmentation du taux d’intérêt nominal, comme nous pouvons le constater en comparant sa réponse avec celle illustrée dans le graphique 1. En fait, nos simulations montrent que le différentiel de taux d’intérêt réel de long terme augmente moins que la prime de risque cumulée peu importe le degré d’agressivité de la politique monétaire face à l’inflation. Ce constat explique pourquoi le taux de change réel se déprécie dans les deux scénarios suite à une augmentation de l’investissement public.² Conformément à l’intuition de Bouakez et Eyquem (2015), la dépréciation réelle est plus forte lorsque la politique monétaire est peu réactive face à l’inflation. Néanmoins, nos résultats suggèrent que la politique monétaire a un impact moins important sur la réaction du taux de change réel dans le cas d’un choc dépenses d’investissement que dans le cas d’un choc de dépenses de consommation. Cette observation démontre l’importance de conditionner l’analyse sur la nature des dépenses plutôt que de réunir les dépenses de consommation et d’investissement en un seul agrégat.

2. Ce résultat concorde avec les prédictions du modèle de Basu et Kollmann (2013), qui stipule que les dépenses productives, i.e., les dépenses publiques d’investissement, entraînent une dépréciation du taux de change réel.

4 Méthodologie empirique et données

Dans ce chapitre, nous présentons la méthodologie empirique ainsi que les données qui sont utilisées pour déterminer dans quelle mesure l'agressivité de la politique monétaire à l'égard de l'inflation façonne la réaction du taux de change à un choc de dépenses gouvernementales.

Notre analyse empirique est basée sur l'estimation d'un SVAR dans le but de mesurer les effets sur le taux de change réel et sur les autres variables d'intérêt d'un choc de dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement. Notre analyse empirique porte sur 12 pays ayant établi une cible d'inflation explicite à un moment donné de leur histoire. Plus spécifiquement, pour chacun de ces pays, nous estimons un SVAR sur la période précédant l'adoption du ciblage d'inflation et un autre sur la période post-adoption. Cette méthodologie suit de près celle de Bouakez et Eyquem (2015) et se justifie par la conjecture que la politique monétaire est vraisemblablement devenue plus agressive suite à l'adoption du ciblage d'inflation.

4.1 Modèle économétrique et spécification du VAR

Le SVAR de base s'écrit comme suit :

$$A_0 Z_t = A(L) Z_t + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

où $A(L)$ est une matrice polynomiale dont L est l'opérateur de retard, Z_t est notre vecteur de variables de dimension $(N \times 1)$ où N est le nombre de variables contenues dans Z_t et ε_t représente le vecteur de chocs structurels. A_0 représente la matrice des coefficients contemporains et capte les interactions contemporaines entre les variables. La variance du vecteur de choc structurel est définie par la matrice diagonale $\Sigma = E(\varepsilon_t' \varepsilon_t) = I$, c'est-à-dire que les chocs structurels sont orthogonaux et leur variance est normalisée à 1.

Le vecteur Z_t correspond à $Z_t = [G_t, Y_t, CA_t, NIR_t, RER_t]'$ où G_t est la catégorie de dé-

pense publique réelle d'intérêt (de consommation ou d'investissement), Y_t est le PIB réel, CA_t est le compte courant exprimé en pourcentage du PIB, NIR_t est le taux d'intérêt nominal de long terme et RER_t est le taux de change réel effectif basé sur l'indice des prix à la consommation.

4.2 Méthode d'identification

4.2.1 Décomposition de Cholesky

Pour ce qui est de l'identification du modèle et sur la base de la discussion dans la section 2.1, nous procédons par décomposition de Cholesky de la matrice de variance-covariance des résidus statistiques. Considérons le VAR de forme réduite suivant :

$$Z_t = B(L)Z_t + u_t \quad (4.2)$$

où Z_t est notre vecteur de dimension (5×1) , $B(L)$ est une matrice polynomiale d'ordre fini dotée de puissances non négatives d'opérateurs de retard L et u_t est un vecteur de résidus statistiques. L'estimation de la forme réduite nous permet de retrouver les chocs structurels, car ceux-ci sont liés aux chocs de la forme réduite de la manière suivante :

$$u_t = A_0^{-1} \varepsilon_t \quad (4.3)$$

$$\Omega = A_0^{-1} \Sigma A_0^{-1'} = A_0^{-1} A_0^{-1'} \quad (4.4)$$

où $\Omega = E(u_t u_t')$ est la matrice de variance-covariance des chocs de forme réduite. Grâce à l'estimation de la forme réduite, nous obtenons la matrice de variance covariance Ω contenant $\frac{N(N+1)}{2}$ éléments distincts, soit 15 éléments. La matrice A_0 non restreinte contient N^2 inconnus, soit 25 paramètres. Nous nous retrouvons donc en situation où nous avons plus de paramètres inconnus que d'estimateurs distincts. Il nous faut donc imposer $\frac{N(N-1)}{2}$, soit 10, restrictions pour que le système soit identifié et nous permette de déterminer A_0 de façon unique. Nous choisissons la matrice A_0 qui correspond à la décomposition de Cholesky

de Ω . Ceci implique :

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \\ \varepsilon_{4,t} \\ \varepsilon_{5,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} & \alpha_{33} & 0 & 0 \\ \alpha_{41} & \alpha_{42} & \alpha_{43} & \alpha_{44} & 0 \\ \alpha_{51} & \alpha_{52} & \alpha_{53} & \alpha_{54} & \alpha_{55} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_{g,t} \\ u_{y,t} \\ u_{ca,t} \\ u_{nir,t} \\ u_{rer,t} \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

Notre système est maintenant juste-identifié. Dans le cadre de ce mémoire, nous souhaitons analyser seulement l'effet d'un choc exogène des dépenses gouvernementales. Ainsi, seul l'ordonnement au premier rang des dépenses publiques a de l'importance. De plus, nous estimons les effets des chocs de dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement dans des VARs différents puisque les chocs à ces deux variables sont vraisemblablement orthogonaux. En effet, les corrélations des taux de croissance des dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement sont très proches de 0. Une fois le VAR de forme réduite estimé, nous pouvons calculer les réponses dynamiques des variables suite à une innovation des dépenses gouvernementales à partir de la première colonne de la matrice A_0 .

4.2.2 Choix du nombre de retards

Pour déterminer le nombre de retards à inclure dans nos VARs de forme réduite, nous commençons par estimer un VAR d'ordre 1 pour chacun de nos pays et régimes. Par la suite, nous analysons les critères de sélection pour choisir le nombre de retards adéquat avec un maximum de retards établi à 8. Nous avons déterminé le nombre de retards à l'aide du critère de Schwartz. Avec ce critère, nous fixons le retard à 1 pour presque tous les pays et régimes et ce, autant pour le VAR contenant les dépenses gouvernementales de consommation que pour le VAR contenant les dépenses gouvernementales d'investissement. Nous estimons donc généralement des VARs (1). Les seules exceptions sont la Corée du Sud et le Pérou pour le VAR contenant les dépenses gouvernementales d'investissement pour la pé-

riode post-ciblage de l'inflation ainsi que le Mexique pour le VAR contenant les dépenses gouvernementales de consommation pour la période pré-ciblage de l'inflation. Dans le cas de ces trois sous-échantillons, le nombre de retards a été déterminé à 2.

4.3 Les données

En 2011, le FMI établissait à 28 le nombre de pays ayant une cible d'inflation explicite. Nous avons sélectionné les pays dont la cible d'inflation a été établie au plus tard en 2002 afin d'avoir un nombre suffisant d'observations pour chacune des périodes. De plus, nous avons sélectionné les pays dont les données étaient disponibles pour les périodes pré-ciblage et post-ciblage de l'inflation. Ces pays sont l'Afrique du Sud, l'Australie, le Canada, la Corée du Sud, l'Islande, l'Israël, le Mexique, la Nouvelle-Zélande, la Norvège, le Pérou, le Royaume-Uni et la Suède.

Nous utilisons des données trimestrielles afin de pouvoir identifier les dépenses gouvernementales comme étant prédéterminées par rapport à l'activité économique. Les sources des séries temporelles pour chaque pays sont décrites à l'annexe B. Les 5 variables utilisées sont les dépenses gouvernementales réelles de consommation ou les dépenses gouvernementales réelles d'investissement, le PIB réel, le compte courant exprimé en pourcentage du PIB, le taux d'intérêt nominal de long terme et le taux de change réel effectif basé sur l'indice des prix à la consommation. La production, les dépenses gouvernementales de consommation et les dépenses gouvernementales d'investissement sont exprimées par habitant en divisant ces séries par la population totale. Toutes les séries, à l'exception du taux d'intérêt nominal de long terme et du compte courant sont exprimées en logarithme.

Les données trimestrielles des dépenses gouvernementales d'investissement ne sont disponibles que pour 8 pays, soit l'Australie, le Canada, la Corée du Sud, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, le Pérou, la Suède et le Royaume-Uni. Nous sommes ainsi dans l'incapacité d'estimer l'impact d'un choc de dépenses gouvernementales d'investissement sur le taux de change réel pour les autres pays de notre échantillon.

L'étendue des données varie selon leur disponibilité et est présentée à l'annexe B. Les séries de données commencent préférentiellement à la période de l'abolition des accords de Bretton Woods pour finir au quatrième trimestre de 2015. Pour certains pays, la disponibilité des données nous oblige à prendre des séries de données commençant après 1975. Les deux périodes sont divisées selon la date à laquelle les pays ont défini leur cible d'inflation.

5 Résultats empiriques

Ce chapitre présente les réponses dynamiques obtenues à partir de notre SVAR. Ces réponses sont illustrées dans les graphiques 3 à 30 de l'annexe C. Nous analysons la réaction du taux de change aux variations des dépenses gouvernementales de consommation et d'investissement, et ce avant et après l'adoption du ciblage d'inflation.

5.1 Choc de dépenses publiques de consommation

Les réponses estimées sont analysées en confrontant les résultats obtenus aux prédictions du modèle théorique présenté ci-dessus ainsi qu'aux résultats empiriques obtenus par Bouakez et Eyquem (2015).

Tout d'abord, il y a trois pays dont les résultats empiriques corroborent les prédictions du modèle théorique, du moins qualitativement. Ces pays sont l'Afrique du Sud, l'Australie et le Canada. Nous pouvons en effet observer une dépréciation du taux de change réel suite à une hausse des dépenses gouvernementales de consommation dans l'échantillon précédant le ciblage de l'inflation et une appréciation dans l'échantillon suivant le ciblage de l'inflation. La dépréciation est statistiquement significative pour les trois pays, mais l'appréciation l'est à peine uniquement dans le cas de l'Afrique du Sud. En plus de corroborer les prédictions du modèle théorique, ces résultats concordent avec ceux rapportés par Bouakez et Eyquem (2015). En effet, les auteurs trouvent une dépréciation significative et persistante du taux de change pour la période précédant le ciblage de l'inflation, alors que pour la période suivant le ciblage de l'inflation, la réponse du taux de change est faible et statistiquement non significative, à l'instar de nos résultats empiriques.

Il est à noter, cependant, que nos résultats, autant que ceux de Bouakez et Eyquem (2015), montrent que la réponse du taux de change réel durant l'épisode pré-ciblage est en forme de cloche, atteignant son maximum trois trimestres après le choc, un profil qui ne concorde pas avec la réponse générée par le modèle théorique, laquelle atteint sa valeur

maximale au moment du choc.

Pour les autres pays, la réponse estimée du taux de change suite à une hausse de la consommation publique est généralement plus grande après le ciblage d'inflation qu'avant (sauf pour la Nouvelle-Zélande), mais dans presque tous les cas, la réponse est statistiquement non significative (la seule exception étant dans le cas du Royaume Uni pour la période post-ciblage). Les résultats obtenus pour ces pays n'offrent donc pas de support empirique pour les prédictions du modèle théorique. Plus généralement, ces résultats ne nous permettent pas de tirer des conclusions claires quant à l'incidence de la politique monétaire sur la réaction du taux de change aux variations des dépenses publiques de consommation. Par ailleurs, notre exercice empirique semble suggérer que les résultats obtenus par Bouakez et Eyquem (2015) à partir d'un panel de quatre pays reflètent essentiellement les résultats de l'Australie et du Canada.

5.2 Choc de dépenses publiques d'investissement

En ce qui concerne les réponses à un choc d'investissement public, le constat le plus frappant est qu'il n'y a aucun pays pour lequel les résultats empiriques corroborent strictement les prédictions du modèle théorique. En effet, d'après ce dernier, nous devrions observer une dépréciation du taux de change réel suite à une hausse de l'investissement public qui serait encore plus prononcée sous une politique monétaire laxiste. Le taux de change de l'Australie et du Canada réagit plutôt de la même manière, du moins qualitativement, que lors d'un choc de dépenses gouvernementales de consommation. Pour ces 2 pays, nous observons une dépréciation du taux de change réel suite à un choc de dépenses d'investissement pour la période pré-ciblage et une appréciation pour la période post-ciblage. En fait, pour chacun de ces deux pays, l'appréciation obtenue dans la période post-ciblage est de plus forte amplitude que celle obtenue en réponse à un choc de consommation publique, contredisant ainsi les prédictions du modèle théorique. Par ailleurs, les réponses dynamiques du taux de change réel pour la période pré-ciblage sont en forme de cloche et atteignent leur amplitude maximale entre 6 à 10 trimestres suivant le choc, ce qui

ne concorde pas avec la réponse théorique, qui a plutôt une allure monotone.

Pour les autres pays, les réponses ne sont pas statistiquement significatives à l'exception du Royaume-Uni et de la Suède pour la période post-ciblage. Pour le Royaume Uni, un choc positif de dépenses d'investissement entraîne une dépréciation plus forte après l'adoption du ciblage d'inflation qu'avant, alors que dans le cas de la Suède, on obtient une appréciation dans la période post-ciblage. Les résultats obtenus pour ces deux pays n'offrent donc pas non plus de support empirique pour les prédictions du modèle théorique.

Plus généralement, les résultats de nos estimations ne nous permettent pas de tirer des conclusions claires quant à l'incidence de la politique monétaire sur la réaction du taux de change suite à un choc de dépenses publiques d'investissement.

6 Conclusion

Dans ce mémoire, nous nous sommes intéressés à la manière dont la politique monétaire façonne la réaction du taux de change aux changements de politique budgétaire. Plus précisément, nous nous sommes penchés sur le travail de Bouakez et Eyquem (2015) qui propose une théorie selon laquelle le taux de change réel se déprécie suite à une hausse des dépenses publiques lorsque la politique monétaire est peu agressive face à l'inflation anticipée.

En étendant le modèle de Bouakez et Eyquem (2015) pour inclure l'investissement public, nous avons montré que le comportement du taux de change et la manière dont il dépend de la politique monétaire diffèrent selon que les dépenses publiques sont productives ou non. En effet, les simulations de notre modèle montrent que le taux de change se déprécie suite à une hausse de l'investissement public peu importe le degré d'agressivité de la politique monétaire, quoique la dépréciation est plus forte quand la politique monétaire est plus laxiste. Cette observation démontre l'importance de différencier les deux types de dépenses quand vient le moment d'analyser leurs effets sur l'activité économique et leur mécanisme de transmission.

Nos résultats empiriques apportent un support mitigé aux prédictions du modèle théorique. En effet, nous obtenons peu de réponses statistiquement significatives et celles-ci corroborent qualitativement les prédictions du modèle dans le cas d'un choc de dépenses de consommation, mais pas dans le cas d'un choc d'investissement. Plus généralement, nos résultats empiriques ne nous permettent pas de déterminer de manière définitive comment et dans quelle mesure l'agressivité de la politique monétaire face à l'inflation anticipée façonne la réaction du taux de change à un choc de dépenses publiques.

Par ailleurs, les résultats empiriques suggèrent que notre modèle théorique n'est pas approprié pour l'étude d'un choc de dépenses gouvernementales d'investissement sur le taux de change réel. Notre modèle pourrait ainsi être modifié afin de le rendre plus compatible avec les faits empiriques. Une extension possible pourrait être d'inclure le concept

de « time-to-build », soit le délai engendré par la réalisation des projets publics d'infrastructure. Cet ajout pourrait être pertinent dans la mesure où les délais de construction font en sorte que l'effet offre des dépenses publiques — soit ce qui entraîne la dépréciation du taux de change — prenne du temps à se concrétiser. Ainsi, à court et à moyen terme, l'effet demande associé à une augmentation des dépenses d'investissement dominerait et s'apparenterait à celui engendré par une augmentation des dépenses de consommation. Cela pourrait expliquer pourquoi les réponses dynamiques du taux de change sont qualitativement similaires pour les deux types de dépenses publiques.

7 Annexe A

Modèle théorique détaillé

7.1 Le modèle

Les variables endogènes $(c_t, n_t, i_t, k_t, k_{gt}, g_t, y_t, b_t^*, mc_t, w_t, z_t, q_t, P_t, P_{H,t}, \bar{P}_{H,t})_{t=0}^{\infty}$ sont déterminées par les équations suivantes :

$$c_t = E_t \left[\frac{P_{t+1} c_{t+1}}{\beta R_t P_t} \right] \quad (7.1)$$

$$n_t = \left(\frac{\Delta_t y_t}{k_{t-1}^\phi k_{gt-1}^v} \right)^{\frac{1}{1-\phi}} \quad (7.2)$$

$$i_t = \left(\frac{\beta E_t \left[\frac{c_t}{c_{t+1}} (1 - \delta + z_{t+1} + \xi (i_{t+1} - \delta k_t)) \right] - 1}{\xi} \right) + \delta k_{t-1} \quad (7.3)$$

$$k_t = (1 - \delta) k_{t-1} + i_t \quad (7.4)$$

$$k_{gt} = (1 - \delta) k_{gt-1} + g_t^i \quad (7.5)$$

$$g_t = g_t^c + g_t^i \quad (7.6)$$

$$y_t = \left(\frac{P_{H,t}}{P_t} \right)^{-\mu} \left((1 - \alpha)(c_t + i_t + \Xi_t + g_t) + \alpha q_t^\mu (c_t^* + i_t^* + \Xi_t^* + g_t^*) \right) \quad (7.7)$$

$$b_t^* = \Gamma_t R_{t-1}^* b_{t-1}^* + \left(\frac{P_{H,t} q_t}{P_t} \right) y_t - c_t - i_t - \Xi_t - g_t \quad (7.8)$$

$$mc_t = \frac{w_t n_t}{(1 - \phi) y_t} \quad (7.9)$$

$$w_t = \omega c_t n_t^{\frac{1}{\zeta}} \quad (7.10)$$

$$z_t = \frac{\phi y_t mc_t}{k_{t-1}} \quad (7.11)$$

$$q_t = E_t \left[\frac{q_{t+1} P_{t+1} P_t^* \Gamma_t R_t^*}{R_t P_t P_{t+1}^*} \right] \quad (7.12)$$

$$P_t = \left((1 - \alpha)(P_{H,t})^{1-\mu} + \alpha(P_{F,t})^{1-\mu} \right)^{\frac{1}{1-\mu}} \quad (7.13)$$

$$P_{H,t} = \left((1 - \eta)\bar{P}_{H,t}^{1-\theta} + \eta P_{H,t-1}^{1-\theta} \right)^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (7.14)$$

$$\bar{P}_{H,t} = \frac{\theta \sum_{s=t}^{\infty} (\eta\beta)^{s-t} E_t \left(\frac{m c_s \bar{y}_s}{c_s} \right)}{\theta - 1 \sum_{s=t}^{\infty} (\eta\beta)^{s-t} E_t \left(\frac{\bar{y}_s}{P_s c_s} \right)} \quad (7.15)$$

Les variables exogènes (g_t^c et g_t^i) sont déterminées par les processus suivants :

$$g_t^c = (1 - \rho_{gc})g_t^c + \rho_{gc}g_{t-1}^c + \varepsilon_t^{gc}$$

$$g_t^i = (1 - \rho_{gi})g_t^i + \rho_{gi}g_{t-1}^i + \varepsilon_t^{gi} \quad (7.16)$$

À l'état stationnaire : Nous définissons un état stationnaire initial à prix flexibles où les variables exogènes prennent des valeurs identiques dans l'économie domestique et le reste du monde. De plus, nous définissons les obligations nettes étrangères à zéro ($b^* = 0$) et nous assumons que tous les prix nominaux sont égaux à 1. Cela fait en sorte que $q = 1$. Finalement, κ représente le ratio, à l'état stationnaire, des dépenses gouvernementales sur la production.

$$R = \frac{1}{\beta} \quad (7.17)$$

$$z = \frac{1}{\beta} - 1 + \delta \quad (7.18)$$

$$mc = \frac{\theta - 1}{\theta} \quad (7.19)$$

$$w = \left(\frac{\theta - 1}{\theta} \frac{\phi^\phi (1 - \phi)^{1 - \phi} k_g^v}{z^\phi} \right)^{\frac{1}{1 - \phi}} \quad (7.20)$$

$$k = \frac{\phi}{1 - \phi} \frac{nw}{z} \quad (7.21)$$

$$n = \omega^{-\frac{\xi}{\xi+1}} \omega^{\frac{\xi}{\xi+1}} \left[\left(\frac{\phi}{1 - \phi} \frac{w}{z} \right)^\phi k_g^v (1 - \kappa) - \delta \frac{\phi}{1 - \phi} \frac{w}{z} \right]^{-\frac{\xi}{\xi+1}} \quad (7.22)$$

$$y = \left(\frac{\phi}{1 - \phi} \frac{w}{z} \right)^\phi n k_g^v \quad (7.23)$$

$$i = \delta k \quad (7.24)$$

$$c = \frac{w}{\omega} n^{-\frac{1}{\xi}} \quad (7.25)$$

$$\delta k_g = g^i \quad (7.26)$$

$$g = g^c + g^i \quad (7.27)$$

Les formules log-linéarisées : Afin de solutionner le modèle, nous log-linéarisons les conditions d'équilibre autour de leur état stationnaire. Nous définissons $\pi_t \equiv \frac{p_{t+1}}{p_t}$ et $\pi_t^* \equiv \frac{p_{t+1}^*}{p_t^*}$ comme étant les taux d'inflation domestiques et étrangers. Les variables notées d'un accent circonflexes représentent les variables ayant été log-linéarisées à l'exception de \hat{b}_t^* qui correspond à $\frac{b_t^*}{y}$.

$$\hat{c}_t = E_t \hat{c}_{t+1} - (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) \quad (7.28)$$

$$\hat{q}_t = E_t \hat{q}_{t+1} + (\hat{R}_t^* - E_t \hat{\pi}_{t+1}^*) - (\hat{R}_t - E_t \hat{\pi}_{t+1}) - \gamma \hat{b}_t^* \quad (7.29)$$

$$\hat{b}_t^* = \beta^{-1} \hat{b}_{t-1}^* + \hat{y}_t - \left(\frac{c}{y} \hat{c}_t + \frac{i}{y} \hat{i}_t + \kappa \hat{g}_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{q}_t \right) \quad (7.30)$$

$$\hat{\pi}_{H,t} = \beta E_t \hat{\pi}_{H,t+1} + \frac{(1-\eta)(1-\eta\beta)}{\eta} \left(\hat{m}c_t + \frac{\alpha}{1-\alpha} \hat{q}_t \right) \quad (7.31)$$

$$\hat{k}_t = (1-\delta) \hat{k}_{t-1} + \delta \hat{i}_t \quad (7.32)$$

$$\hat{i}_t = \beta E_t \hat{i}_{t+1} + \hat{k}_{t-1} - \beta \hat{k}_t + \frac{1}{\xi_i} (\hat{c}_t - E_t \hat{c}_{t+1} + \beta z E_t \hat{z}_{t+1}) \quad (7.33)$$

$$\hat{m}c_t = \hat{z}_t + \hat{k}_{t-1} - \hat{y}_t \quad (7.34)$$

$$\hat{m}c_t = \hat{w}_t + \hat{n}_t - \hat{y}_t \quad (7.35)$$

$$\hat{w}_t = \hat{c}_t + \zeta^{-1} \hat{n}_t \quad (7.36)$$

$$\hat{\pi}_t = \hat{\pi}_{H,t} + \frac{\alpha}{1-\alpha} (\hat{q}_t - \hat{q}_{t-1}) \quad (7.37)$$

$$\hat{y}_t = \phi \hat{k}_{t-1} + (1-\phi) \hat{n}_t + v \hat{k}_{gt-1} \quad (7.38)$$

$$\hat{y}_t = (1-\alpha) \left(\frac{c}{y} \hat{c}_t + \frac{i}{y} \hat{i}_t + \kappa \hat{g}_t \right) + \mu \alpha \left(\frac{2-\alpha}{1-\alpha} \right) \hat{q}_t + \alpha \left(\frac{c}{y} \hat{c}_t^* + \frac{i}{y} \hat{i}_t^* + \kappa \hat{g}_t^* \right) \quad (7.39)$$

$$\hat{R}_t = \rho_r \hat{R}_{t-1} + (1-\rho_r) \phi_\pi E_t \hat{\pi}_{t+1} \quad (7.40)$$

$$\hat{k}_{gt} = (1-\delta) \hat{k}_{gt-1} + \delta \hat{g}_t^i \quad (7.41)$$

$$\hat{g}_t^c = \rho_{gc} \hat{g}_{t-1}^c + \varepsilon_t^{gc} \quad (7.42)$$

$$\hat{g}_t^i = \rho_{gi} \hat{g}_{t-1}^i + \varepsilon_t^{gi} \quad (7.43)$$

$$\hat{g}_t = \frac{g^c}{g} \hat{g}_t^c + \frac{g^i}{g} \hat{g}_t^i \quad (7.44)$$

7.2 Calibration

La calibration utilisée pour le modèle est la suivante :

Description	Paramètres	Valeurs
Facteur d'actualisation	β	0.99
Paramètre de préférence	ω	1
Élasticité de substitution entre les produits intermédiaires	θ	6
Ouverture commerciale	α	0.3
Paramètre du lissage du taux d'intérêt nominal	ρ_r	0.8
Élasticité du différentiel des taux d'intérêt à la dette	γ	0.0017
Élasticité de substitution entre les biens	μ	1.5
Élasticité de Frisch de l'offre de travail	ζ	0.5
Probabilité de Calvo de ne pas changer les prix	η	0.75
Paramètre du coût d'ajustement du capital	ξ	0.01
Élasticité du capital	ϕ	0.36
Taux de dépréciation trimestriel du capital	δ	0.025
Autocorrélation des chocs de dépenses publiques de consommation	ρ_g^c	0.9
Autocorrélation des chocs de dépenses publiques d'investissement	ρ_g^i	0.9
Élasticité de la production au capital public	ν	0.08
Ratio des dépenses publiques sur la production	κ	0.25
Fraction des dépenses publiques de consommation à l'état stationnaire	$\frac{g^c}{g}$	0.77
Fraction des dépenses publiques d'investissement à l'état stationnaire	$\frac{g^i}{g}$	0.23
Agressivité modérée des autorités monétaires	ϕ_π	1.1
Forte agressivité des autorités monétaires	ϕ_π	1.5

8 Annexe B

8.1 Les séries utilisées

Pour l'Afrique du Sud, l'Australie, le Canada, la Corée du Sud, l'Islande, la Nouvelle-Zélande, la Norvège, le Royaume-Uni et la Suède, les données proviennent du Economic Outlook no.99 de l'OCDE ainsi que des Principaux Indicateurs Économique de l'OCDE.

Données provenant du Economic Outlook no.99 de l'OCDE :

Dépenses gouvernementales de consommation : Government final consumption expenditure, value, GDP expenditure approach

Dépenses gouvernementales d'investissement : Government Gross Fixed Capital Formation, Volume

Déflateur du PIB : Gross domestic product, deflator, market prices

PIB réel : Gross domestic product, volume, market prices

Compte Courant : Current Account as Percentage of GDP

Taux d'intérêt de long terme : Long term interest rate on government bonds

Donnée provenant des Principaux Indicateurs Économiques de l'OCDE :

Taux de change réel basé sur l'indice des prix à la consommation : Exchange Rate Relative Consumer Price Indices

Israël

Dépenses gouvernementales de consommation, compte courant, taux d'intérêt de long terme et taux de change réel effectif : Banque Centrale d'Israël

Déflateur du PIB et PIB réel : Fonds Monétaire International

Mexique

Dépenses gouvernementales de consommation, déflateur du PIB, PIB réel et taux de change réel effectif : Economic Outlook no.99 de l'OCDE et Principaux Indicateurs Économiques de l'OCDE

Compte courant et taux d'intérêt de long terme : Fonds Monétaire International

Pérou

Compte courant, déflateur du PIB, dépenses gouvernementales de consommation, dépenses gouvernementales d'investissement, PIB réel, taux d'intérêt de long terme : Banque Centrale du Pérou

Taux de change réel effectif : J.P. Morgan

Les séries de la population de tous les pays proviennent du Fonds Monétaire International.

8.2 Étendue des données

Afrique du Sud (1975 : 1 – 1999 : 4 et 2000 : 1 – 2015 : 4), Australie (1975 : 1 – 1992 : 4 et 1993 : 1 – 2015 : 4), Canada (1975 : 1 – 1990 : 4 et 1991 : 1 – 2015 : 4), Corée du Sud (1975 : 1 – 2000 : 4 et 2001 : 1 – 2015 : 4), Islande (1975 : 1 – 2000 : 4 et 2001 : 1 – 2015 : 4), Israël (1980 : 1 – 1996 : 4 et 1997 : 1 – 2015 : 4), Mexique (1975 : 1 – 2000 : 4 et 2001 : 1 – 2015 : 4), Norvège (1975 : 1 – 2000 : 4 et 2001 : 1 – 2015 : 4), Nouvelle-Zélande (1975 : 1 – 1989 : 4 et 1990 : 1 – 2015 : 4), Pérou (1980 : 1 – 2001 : 4 et 2002 : 1 – 2015 : 4), Royaume-Uni (1975 : 1 – 1991 : 4 et 1992 : 1 – 2015 : 4) et Suède (1975 : 1 – 1992 : 4 et 1993 : 1 – 2015 : 4)

9 Annexe C

9.1 Fonctions de réponses théoriques

Choc de dépenses gouvernementales de consommation

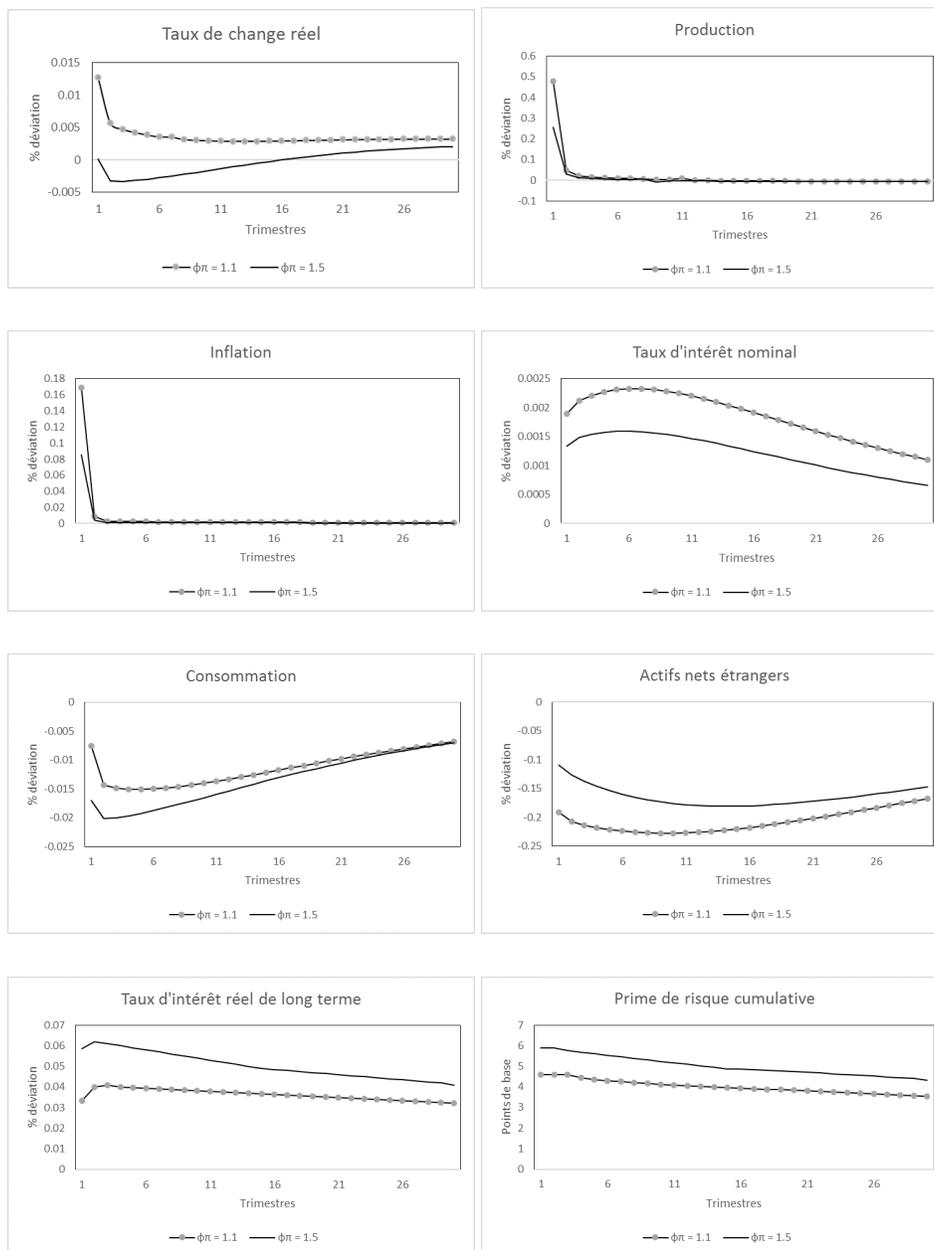


FIGURE 1 – Réponse de variables macroéconomiques suite à un choc positif de 1% des dépenses gouvernementales de consommation sous une politique monétaire laxiste $\phi_\pi = 1.1\%$ et une politique monétaire agressive $\phi_\pi = 1.5\%$.

Choc de dépenses gouvernementales d'investissement

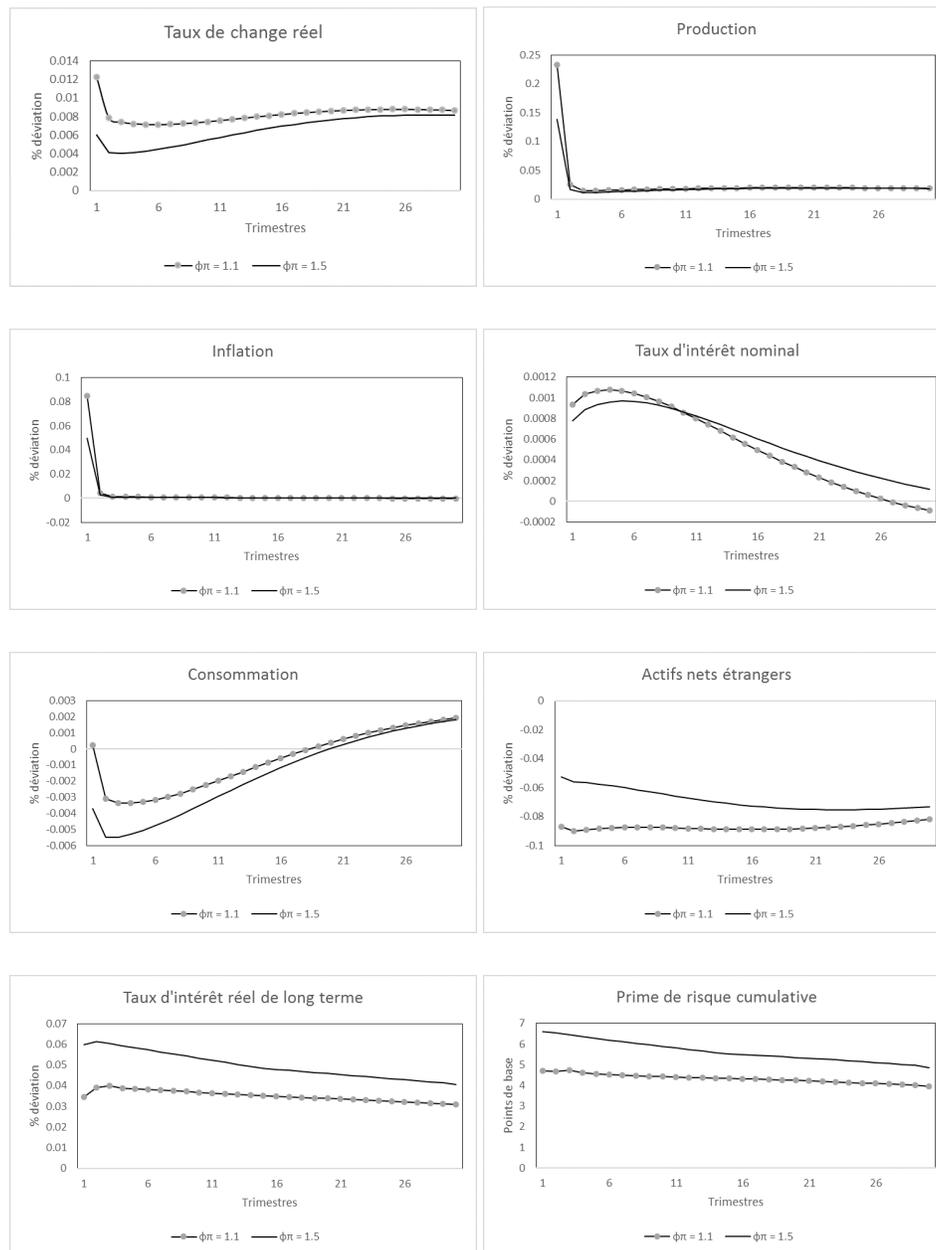


FIGURE 2 – Réponse de variables macroéconomiques suite à un choc positif de 1% des dépenses gouvernementales d'investissement sous une politique monétaire laxiste $\phi_\pi = 1.1$ % et une politique monétaire agressive $\phi_\pi = 1.5$ %.

9.2 Fonctions de réponses empiriques

Australie

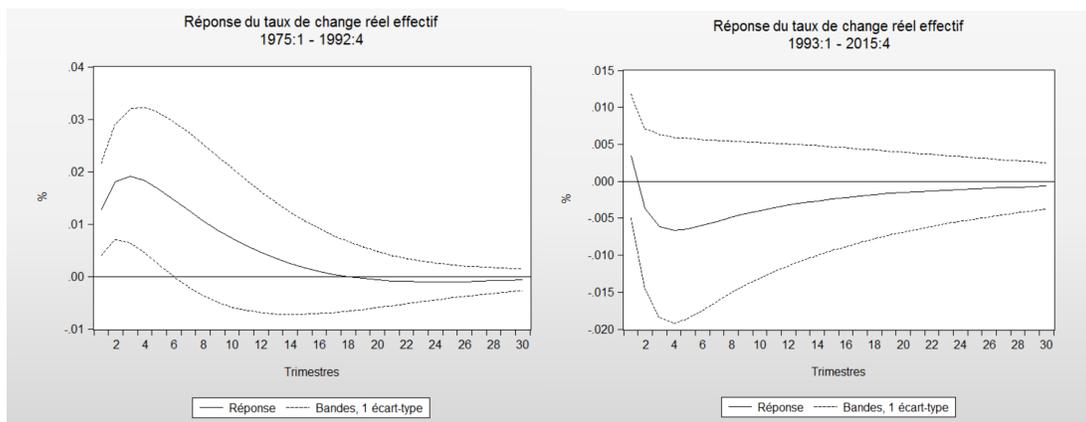


FIGURE 3 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

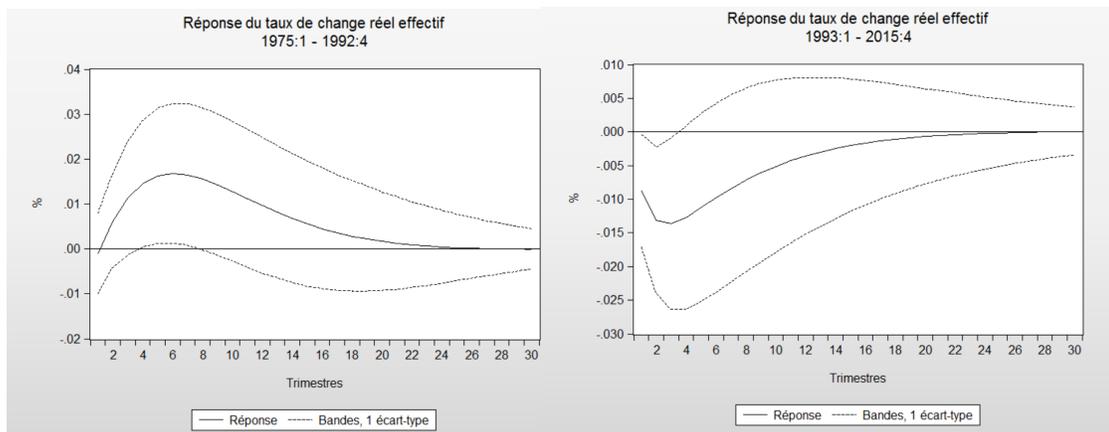


FIGURE 4 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d'investissement avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Canada

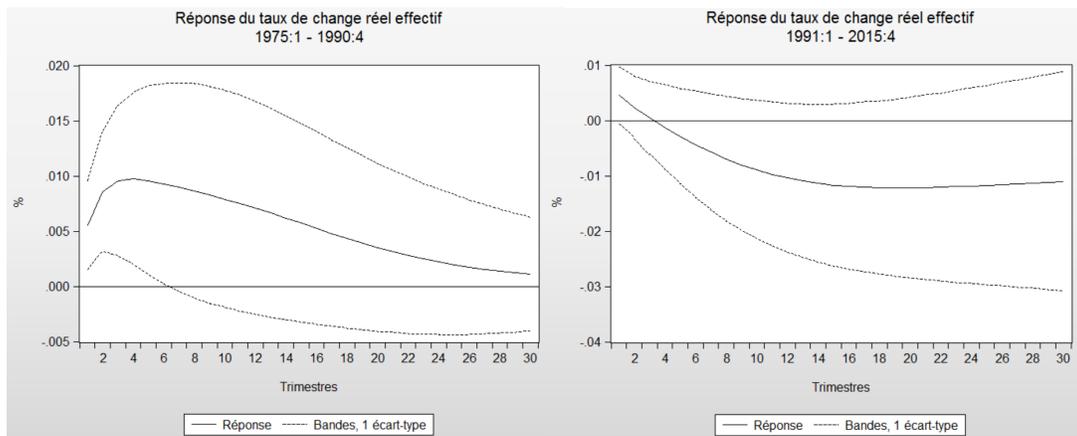


FIGURE 5 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

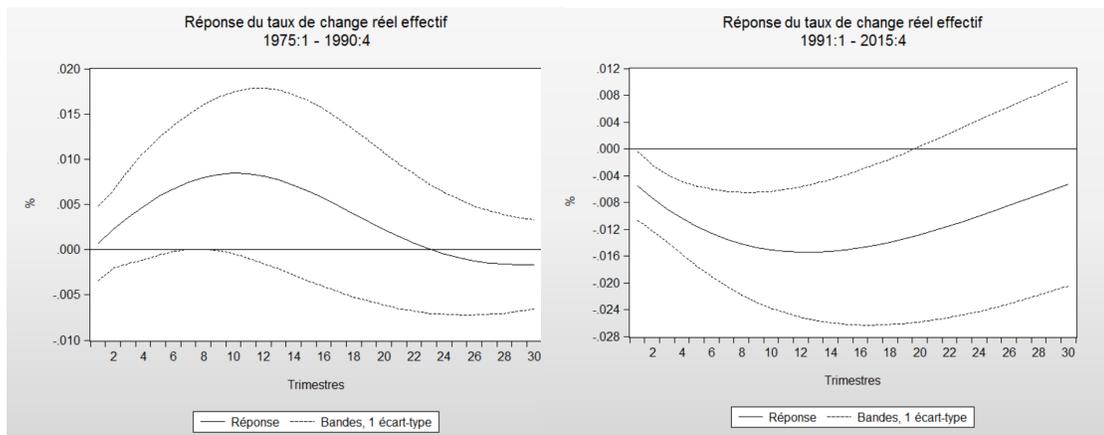


FIGURE 6 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d’investissement avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

Corée du Sud

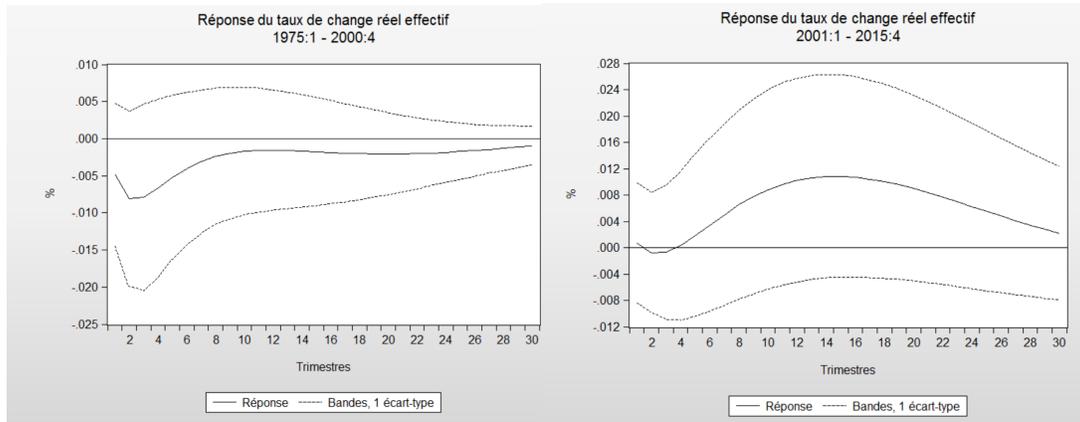


FIGURE 7 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

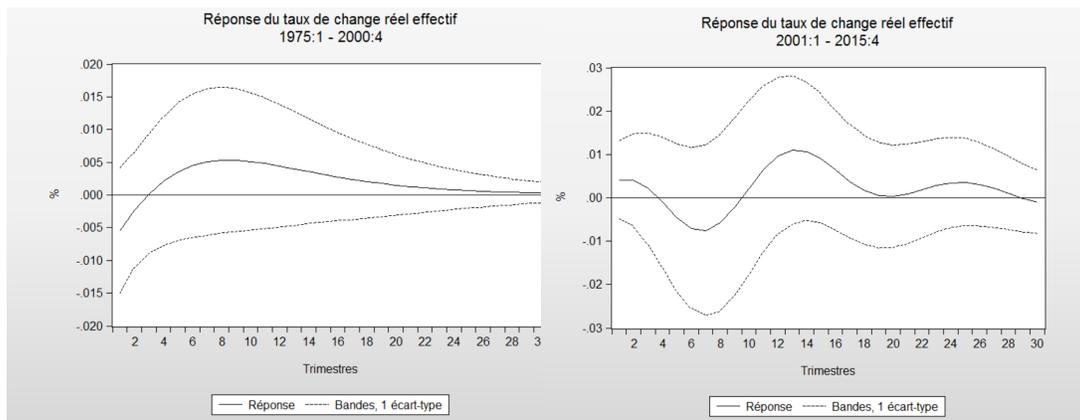


FIGURE 8 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d’investissement avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

Norvège

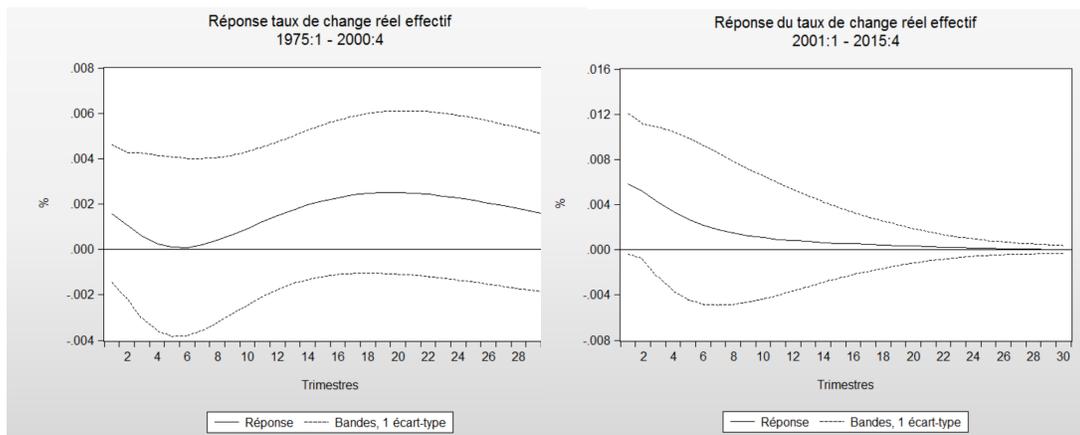


FIGURE 9 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

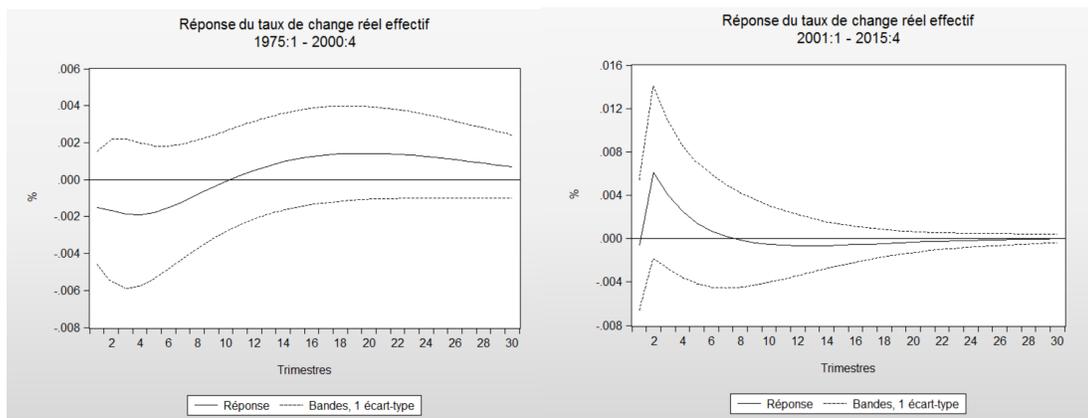


FIGURE 10 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d'investissement avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Nouvelle-Zélande

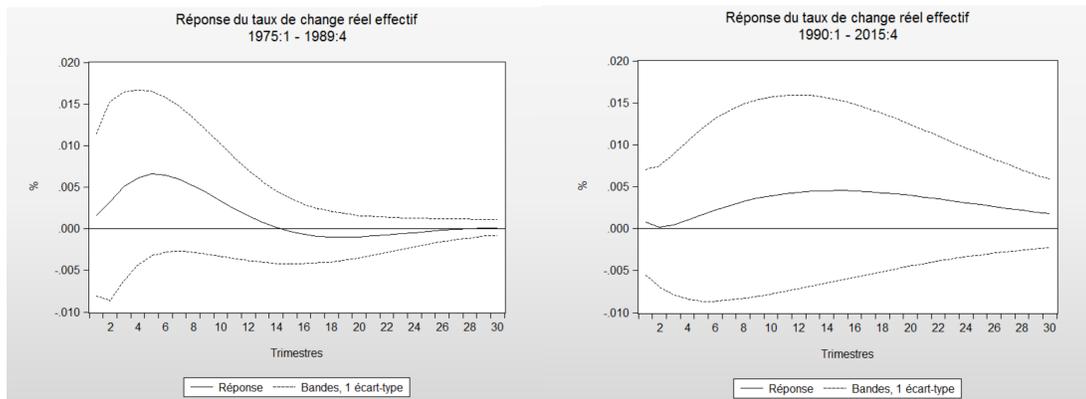


FIGURE 11 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

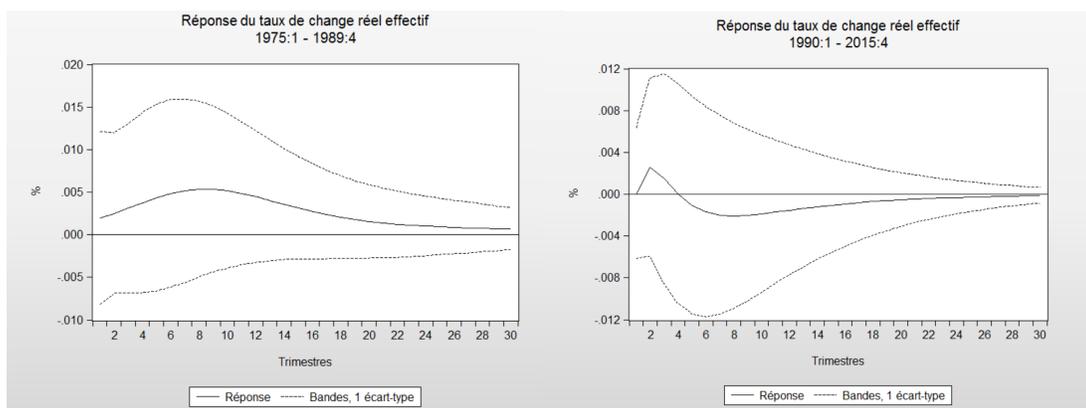


FIGURE 12 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d'investissement avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Pérou

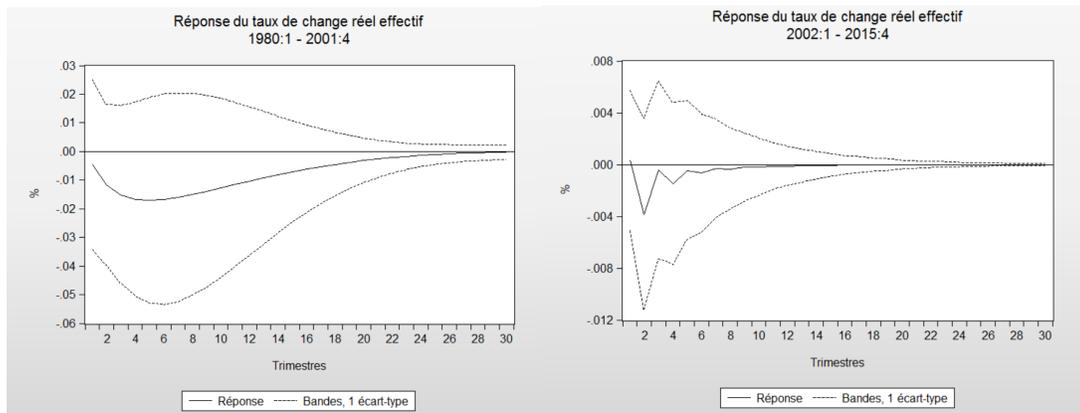


FIGURE 13 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

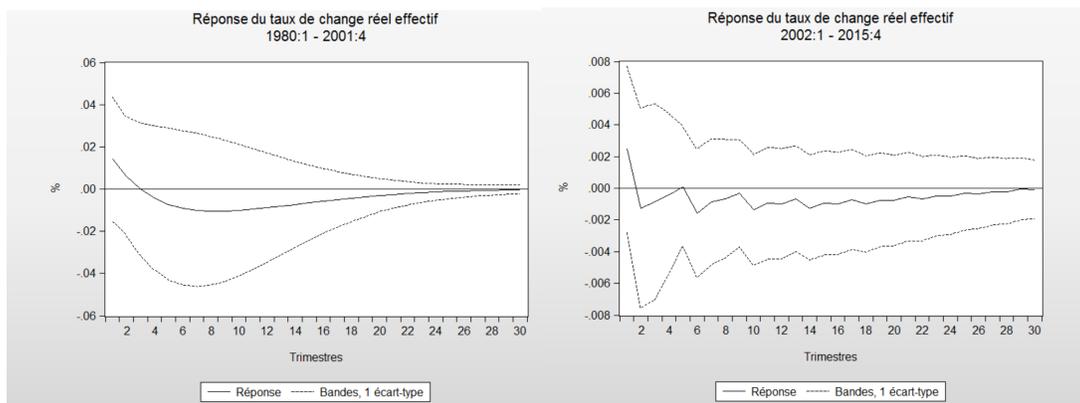


FIGURE 14 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d'investissement avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Royaume-Uni

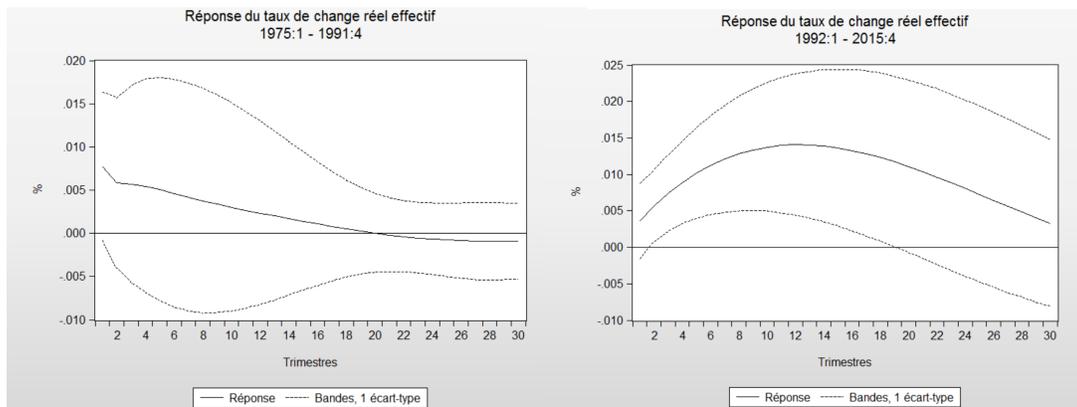


FIGURE 15 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

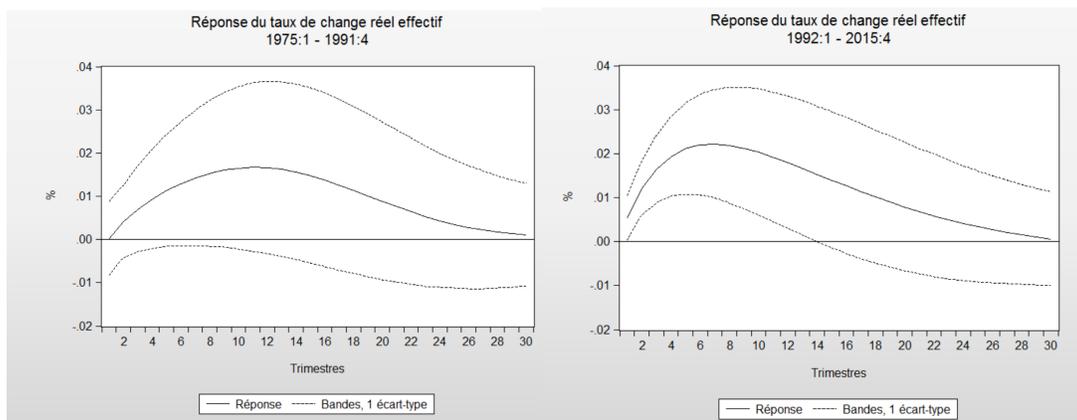


FIGURE 16 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d'investissement avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Suède

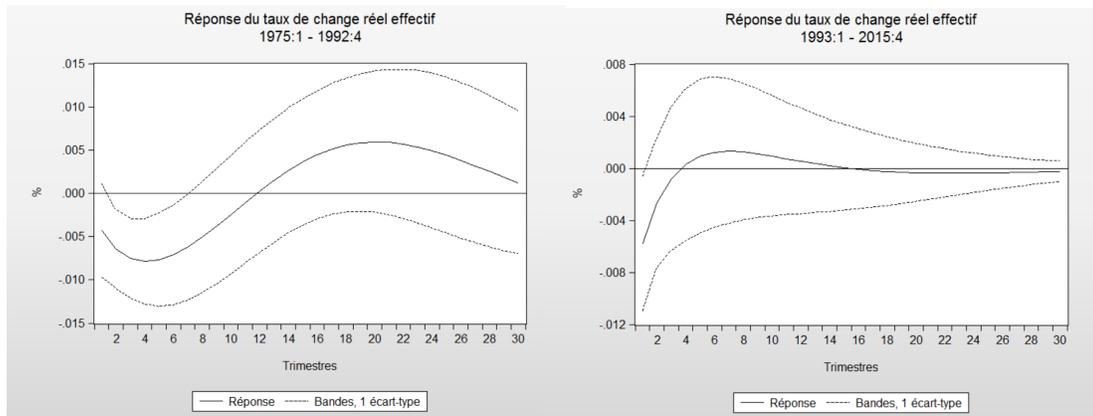


FIGURE 17 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

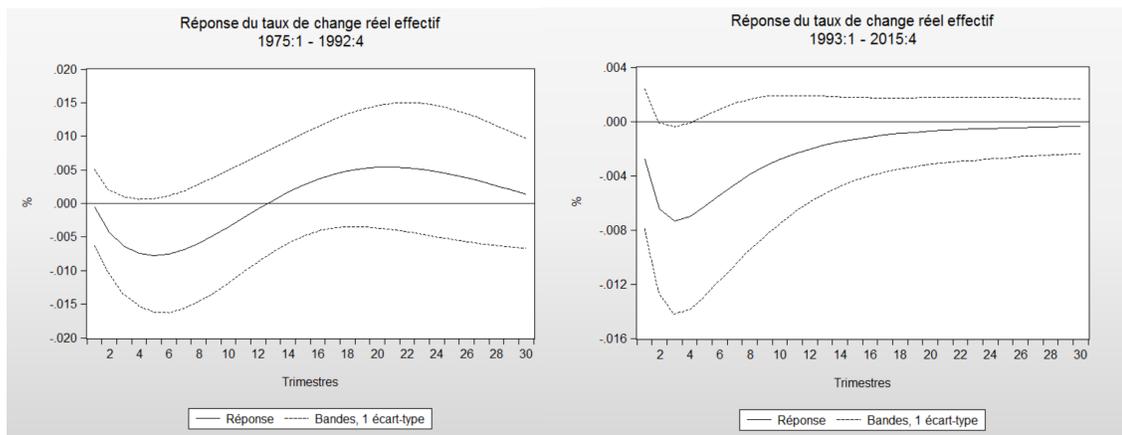


FIGURE 18 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses d’investissement avant le ciblage de l’inflation et après le ciblage de l’inflation

Afrique du Sud

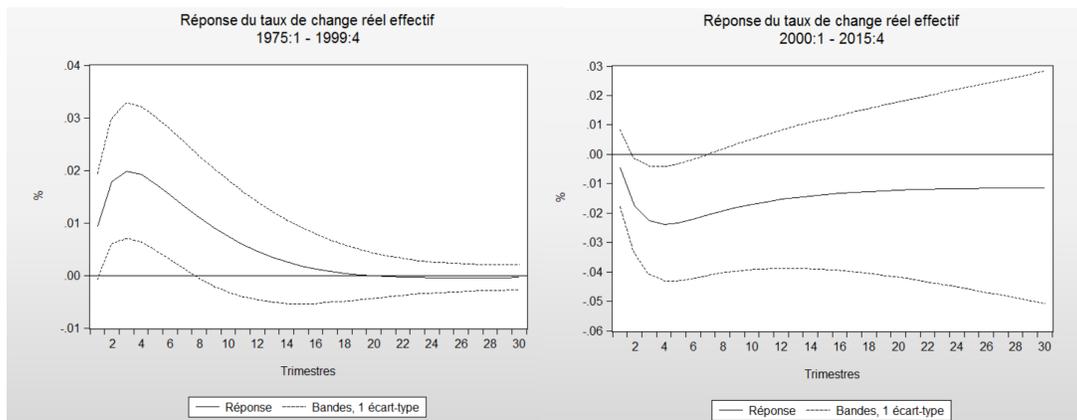


FIGURE 19 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Islande

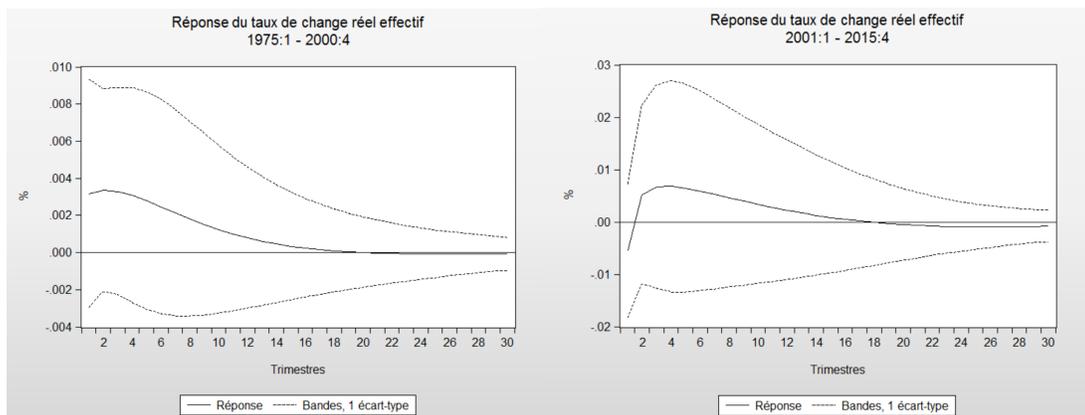


FIGURE 20 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Israël

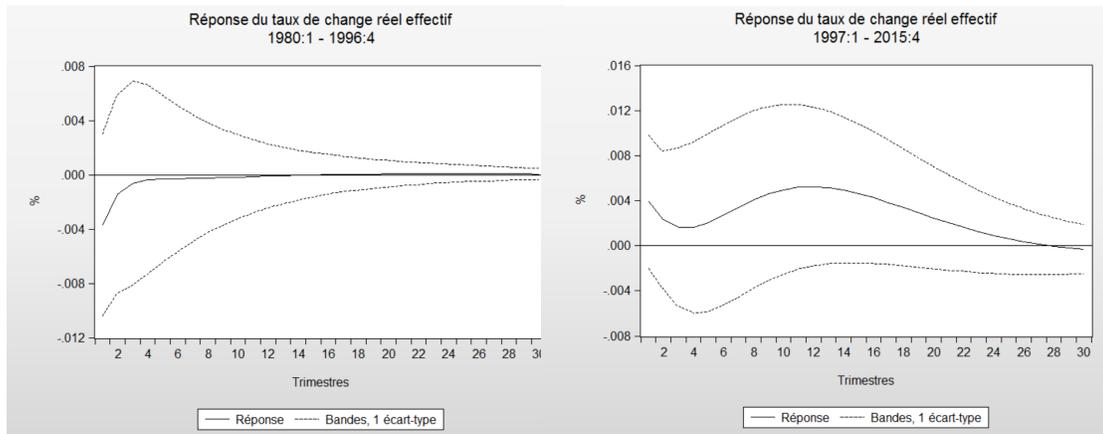


FIGURE 21 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Mexique

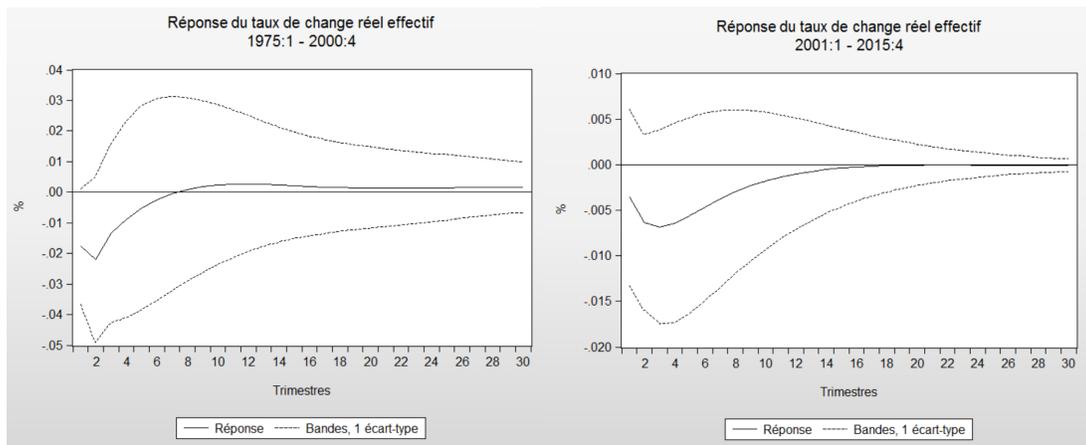


FIGURE 22 – Réponse du taux de change réel effectif suite à un choc de dépenses de consommation avant le ciblage de l'inflation et après le ciblage de l'inflation

Références

- Parantap BASU et Robert KOLLMANN : Productive Government Purchases And The Real Exchange Rate. *Manchester School*, 81(4):461–469, 07 2013.
- Olivier BLANCHARD et Roberto PEROTTI : An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(4):1329–1368, 2002.
- Pedro R.D. BOM et Jenny E. LIGTHART : Public infrastructure investment, output dynamics, and balanced budget fiscal rules. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 40(C):334–354, 2014.
- Hafedh BOUAKEZ, Foued CHIH et Michel NORMANDIN : Measuring the effects of fiscal policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 47(C):123–151, 2014.
- Hafedh BOUAKEZ et Aurélien EYQUEM : Government spending, monetary policy, and the real exchange rate. *Journal of International Money and Finance*, 56(C):178–201, 2015.
- Hafedh BOUAKEZ, Michel GUILLARD et Jordan ROULLEAU-PASDELOUP : Public Investment, Time to Build, and the Zero Lower Bound. *Review of Economic Dynamics*, 23:60–79, January 2017.
- Giancarlo CORSETTI, André MEIER et Gernot J. MÜLLER : Fiscal Stimulus with Spending Reversals. *The Review of Economics and Statistics*, 94(4):878–895, November 2012.
- Soyoung KIM et Nouriel ROUBINI : Twin deficit or twin divergence ? Fiscal policy, current account, and real exchange rate in the U.S. *Journal of International Economics*, 74(2):362–383, March 2008.
- Robert KOLLMANN : Government Purchases and the Real Exchange Rate. CEPR Discussion Papers 7427, C.E.P.R. Discussion Papers, août 2009.
- Gernot J. MÜLLER : Understanding the dynamic effects of government spending on foreign trade. *Journal of International Money and Finance*, 27(3):345–371, April 2008.

Tommaso MONACELLI et Roberto PEROTTI : Fiscal Policy, the Real Exchange Rate and Traded Goods. *Economic Journal*, 120(544):437–461, 05 2010.

Morten O. RAVN, Stephanie SCHMITT-GROHÉ et Martín URIBE : Explaining the Effects of Government Spending Shocks on Consumption and the Real Exchange Rate. NBER Working Papers 13328, National Bureau of Economic Research, Inc, août 2007.

