UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

POLITIQUE MONÉTAIRE, PRIX DU PÉTROLE ET INCERTITUDES MACROÉCONOMIQUES : UNE APPROCHE FAVAR POUR L'ÉCONOMIE CANADIENNE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

DAIBA AMINOU AMADOU

MAI 2023

Remerciements

Tout d'abord, je rends grâce à Dieu, le pourvoyeur de toute chose, qui m'a permis de parvenir au bout de ce projet. Mes remerciements vont à l'endroit de mon directeur de recherche, Alain Paquet, pour son encadrement, son soutien, sa disponibilité et sa générosité intellectuelle. Par ses encouragements et sa patience, ce travail a vu le jour. Les mots manquent pour exprimer ma gratitude.

Je tiens également à remercier les enseignants du département des sciences économiques de l'École des Sciences de la Gestion (ESG) de l'UQAM, notamment les deux titulaires de la chaire de recherche en macroéconomie et prévisions de l'ESG−UQAM, les professeurs Alain Guay et Dalibor Stevanovic. Je les remercie pour leur accueil et leur soutien au sein de la chaire de recherche. Mes sincères remerciements à l'endroit de Martine Boisselle Lessard, qui a été mon tout premier contact au sein du département, pour ses conseils, ses orientations et ses encouragements tout au long de mon parcours.

Enfin, mes remerciements vont à l'égard de ma famille pour leur soutien sans faille : ma mère, mon père, mes frères et sœurs, oncles et tantes, pour leur appui constant ; mon oncle et tuteur Hamadou Oumarou Bayo pour son soutien inconditionnel et multiforme ; merci à Farida pour sa patience et ses encouragements. Je tiens également à remercier tous mes frères et amis : je pense à Aboubakar Amadou ; Ben Moustapha Diedhiou qui m'a accueilli et protégé ; merci à Alioum, Mohamadou Bello, Michée Ngouma, Mohamed Yunus, Assion Koumou, Thierry Belinga, Hassan et Hamidou. Votre présence, de près ou de loin, m'a réconforté.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX v
LISTE DES FIGURES vi
RÉSUMÉ viii
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE 7
CHAPITRE II MÉTHODOLOGIE 14
2.1 Le modèle 14
2.2 L'estimation 16
2.3 Identification des chocs par la décomposition de Cholesky 18
2.4 Détermination du nombre de facteurs 21
2.5 Modèles estimés 22
2.5.1 Le modèle SVAR 22
2.5.2 Le modèle FAVAR 23
CHAPITRE III LES DONNÉES 26
3.1 Variables d'intérêt 26
3.2 Variables dont sont extraits des facteurs 33
CHAPITRE IV RÉSULTATS EMPIRIQUES 34
4.1 Facteurs estimés 34
4.2 Sentiers de réponses des modèles estimés 37
4.2.1 Modèle FAVAR de référence 38
4.2.2 Modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesure d'incertitudes macroéconomiques 40
4.2.3 Comparaison entre le modèle FAVAR de référence et le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques 42

4.2.4 Comparaison entre le modèle VAR et le modèle FAVAR de référence . . . 43

4.3 Décomposition de la variance et R^2 . . . 44

4.4 Analyses de robustesse . . . 47

4.4.1 Instrument de politique monétaire : première différence du taux d'intérêt à un jour de la Banque du Canada . . . 47

4.4.2 Étude de stabilité : sous-échantillon de 1982T2 à 2007T2 . . . 49

CONCLUSION . . . 51

APPENDICE A DONNÉES . . . 54

APPENDICE B STATIONNARITÉ ET ÉVOLUTION DES VARIABLES D'INTÉRÊT . . . 61

APPENDICE C INFORMATIONS SUR LES FACTEURS . . . 63

APPENDICE D FONCTIONS DE RÉPONSES IMPULSIONNELLES ET DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE . . . 65

APPENDICE E ANALYSE DE ROBUSTESSE . . . 71

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

3.1 Description des variables d'intérêt 32

3.2 Test de stationnarité des variables d'intérêt sur l'échantillon 1982T2 à 2019T2 33

4.1 Différents modèles estimés 37

4.2 Décomposition de la variance et R^2 46

A.1 Liste des variables 55

B.1 Test de non stationnarité des variables d'intérêt sur l'échantillon 1982T2 à 2019T2 61

C.1 Corrélation entre les facteurs estimés et les variables 63

D.1 Décomposition de la variance et R^2 70

LISTE DES FIGURES

Figure		Page
3.1	Évolution des différentes variables d'intérêt.	31
4.1	Scree plot et Trace	35
4.2	Évolution des facteurs estimés	36
4.3	Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR de référence.	40
4.4	Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques	41
4.5	Comparaison des réponses entre modèle FAVAR de référence et modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques	42
4.6	Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses des modèles VAR standards augmentés de facteurs.	44
4.7	Comparaison des réponses avec le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 3 mois et le taux d'intérêt à un jour comme variable de politique monétaire	48
4.8	Comparaison des réponses d'un choc de politique monétaire restrictive avec les échantillons 1982T2 à 2019T2 et de 1982T2 à 2007T2.	50
B.1	Évolution des différentes variables d'intérêt.	62
C.1	Évolution des facteurs estimés	64
C.2	Scree plot et Trace	64
D.1	Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR de référence.	65

D.2 Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et incertitudes macroéconomiques. 66

D.3 Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses du modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques 67

D.4 Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses des modèles VAR standards augmentés de facteurs. . 68

D.5 Comparaison entre les réponses provinciales du modèle FAVAR de référence pour les variables retenues. 69

E.1 Comparaison des réponses avec le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 3 mois et le taux d'intérêt à un jour comme variable de politique monétaire 71

E.2 Comparaison des réponses d'un choc de politique monétaire restrictive avec les échantillons 1982T2 à 2019T2 et de 1982T2 à 2007T2. 72

RÉSUMÉ

Cette étude porte sur l'analyse des effets de la politique monétaire sur l'économie canadienne, pour la période du 2e trimestre de 1982 au 2e trimestre 2019 à l'aide de modèle VAR à facteurs ou FAVAR (Factor Augmented Vector Autoregression). Nous explorons différentes variantes de ces modèles en nous inspirant des travaux de Bernanke *et al.* (2005) et Boivin *et al.* (2010) pour revisiter l'impact de chocs monétaires dans une petite économie ouverte comme le Canada. Nous utilisons un échantillon plus récent, en exploitant la grande base de données canadiennes pour l'analyse macroéconomique (LCDMA : Large Canadian Database for Macroeconomic Analysis) hébergée à la Chaire en macroéconomie et prévisions de l'ESG-UQAM auxquels nous ajoutons des variables telles que le prix relatif du pétrole et des mesures d'incertitude macroéconomique américaine et canadienne pour refléter le contexte économique de ces dernières années. D'une part, la première variable ajoutée est vraisemblablement pertinente compte tenu de l'importance du secteur pétrolier au Canada. D'autre part, les hausses plus marquées de l'incertitude macroéconomique à certains moments dans les deux pays, dont celui autour de la Crise économique et financière en 2008, de même que l'augmentation relative de l'incertitude dans un pays par rapport à celle de l'autre auraient mérité d'être évoquées. Nous comparons, dans un premier temps, le modèle FAVAR de référence − composé de 8 facteurs estimés et de l'instrument de politique monétaire − au modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques. Ensuite, nous comparons un modèle VAR au modèle FAVAR de référence en faisant varier le nombre de facteurs dans ce dernier. Les résultats obtenus suggèrent que les réponses des variables dans les modèles FAVAR estimés sont conformes avec l'impact attendu d'un choc de politique monétaire restrictive. Ils ont permis également de corriger les énigmes empiriques usuelles pour le Canada. Par ailleurs, l'ajout du prix relatif du pétrole et des mesures d'incertitude macroéconomique apporte de l'information additionnelle et pertinente qui améliore la transmission de la politique monétaire au Canada.

Mots clés : FAVAR, mesures d'incertitudes macroéconomiques canadienne et américaine, LCDMA, politique monétaire, prix relatif du pétrole, VAR.

INTRODUCTION

La politique monétaire englobe un ensemble de mesures visant à maintenir la confiance dans la valeur de la monnaie en garantissant une stabilité des prix (inflation faible et stable), à concourir à la stabilité du système financier et à contrôler plus ou moins les fluctuations économiques. Une banque centrale peut mener cette politique par le moyen de plusieurs instruments. L'instrument principal qu'utilise la Banque du Canada est le taux d'intérêt directeur et la fourchette du taux d'intérêt à un jour qu'elle fait varier de façon à concilier l'augmentation de la production potentielle et le maintien de l'inflation autour de sa cible annuelle de 2%.

Afin de proposer des politiques monétaires efficaces, les chercheurs et économistes ont développé des outils et techniques économétriques variés qui permettent d'estimer et analyser les effets de la politique monétaire sur l'activité économique. Nous citons les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) qui sont communément utilisés dans la littérature notamment pour estimer des effets de la politique monétaire. À l'aide de restrictions d'identification, les VAR structurels permettent d'obtenir les réponses des variables incluses dans le modèle suite aux chocs structurels identifiés. Par ailleurs, il permet d'estimer la part d'un choc structurel dans la dynamique de ces variables à l'aide de la décomposition de la variance, ainsi que d'obtenir des scénarios de simulations et de prévisions dynamiques.

Malgré ses avantages reconnus, les modèles VAR structurels produisent souvent des résultats qui ne sont pas tous interprétables sur la base de la théorie économique. C'est le cas de l'énigme des prix (en anglais *price puzzle*) observé dans le cadre de l'étude de la politique monétaire. En effet, la modélisation du VAR

structurel conduit souvent à des résultats conflictuels avec l'intuition découlant de la littérature théorique telle qu'une hausse du taux d'intérêt directeur, identifié comme le choc de politique monétaire, entraînant une hausse des prix. Par ailleurs, les modèles VAR structurels sont de petites dimensions, car ils ne peuvent inclure généralement qu'un maximum de dix variables afin d'assurer une estimation efficiente (Christiano *et al.*, 1998; Boivin et Ng, 2006). Cependant, Bernanke et Boivin (2003) soulignent que la politique monétaire se conduit réellement dans un environnement riche en données. Les banques centrales surveillent activement des milliers de séries chronologiques, car la compréhension des différents chocs qu'a subis l'économie est un préalable pour espérer incorporer cette information avec succès avant leurs prises de décisions finales. L'analyse de la politique monétaire utilisant une quantité limitée de données peut donc conduire à des résultats biaisés. Dans cette réflexion, des méthodes économétriques basées sur l'analyse en composante principale (ACP) ont été mises au point pour extraire un petit nombre de facteurs à partir d'une importante quantité de séries chronologiques. Ces méthodes ont pour but d'approximer au mieux l'écart entre le processus réel d'élaboration de la politique monétaire et son analyse économétrique. Ainsi un ensemble de travaux utilisant le modèle FAVAR (en anglais *Factor-Augmented Vector Autoregressive*) de Bernanke *et al.* (2005) ont vu le jour.

Le modèle FAVAR se définit comme un modèle VAR augmenté de facteurs. Ces facteurs sont extraits à partir d'un grand ensemble de séries chronologiques économiques selon une méthode appropriée. Le recours à cette modélisation permet de lever le problème de dimensionnalité dont souffre la modélisation dans un VAR structurel conventionnel. Ainsi, Bernanke *et al.* (2005) et Favero *et al.* (2005) ont employé les modèles FAVAR pour examiner l'effet de la politique monétaire aux États-Unis et en Zone Euro. Leurs conclusions mettent en évidence que l'inclusion des facteurs dans le modèle VAR permet d'obtenir des résultats plus cohérents et

plausibles par rapport à l'utilisation d'un simple modèle VAR. Boivin *et al.* (2010) utilisent une extension du modèle FAVAR de base pour analyser les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans une petite économie ouverte telle que le Canada. Ces derniers ajoutent des étapes supplémentaires dans la méthode de traitement des facteurs en s'inspirant de Boivin et Giannoni (2009) dans le but de purger les liens contemporains qui existent entre les facteurs et la variable de politique monétaire. Ils confirment que ce modèle permet de réduire considérablement l'énigme des prix et l'énigme du taux de change aussi bien avec des données trimestrielles que des données mensuelles.

Notre recherche a pour but d'étudier les effets de la politique monétaire sur l'économie canadienne en utilisant un modèle vectoriel autorégressif augmenté de facteurs (FAVAR). En comparaison à l'étude menée par Bernanke *et al.* (2005) et Boivin *et al.* (2010), notre étude permet : (1) d'actualiser les études précédentes sur la politique monétaire canadienne jusqu'en 2019T2, en utilisant une nouvelle base de données ; (2) de prendre en compte dans le modèle des variables macroéconomiques importantes telles qu'une mesure d'incertitude macroéconomique canadienne et le prix relatif du pétrole, de façon à représenter au mieux le comportement d'une banque centrale ainsi que les informations qu'elle observe lors de sa prise de décision ; et (3) d'inclure une mesure d'incertitude macroéconomique américaine dans les analyses, de façon à prendre en compte le fait que les fluctuations significatives dans l'économie des États-Unis ont un impact sur l'économie du Canada. Par ailleurs, dans un environnement riche en données, la puissance prédictive et analytique du FAVAR est d'intérêt pour notre recherche. La présence de ces variables macroéconomiques clés dans notre étude la rend novatrice et pertinente étant donné les événements récents qui ont affecté l'économie mondiale et canadienne avant l'apparition de la pandémie de COVID−19. Bien qu'étant un exportateur net de pétrole brut, le Canada est une petite économie ouverte

importatrice de pétrole brut. Les variations importantes dans le prix du pétrole observés ces dernières années et les périodes de fortes incertitudes qui en découlent font en sorte que nous nous attendons à ce que ces variables clés apportent des informations additionnelles utiles pour les analyses du banquier central.

Ainsi donc, nous modélisons deux spécifications d'un FAVAR, estimé par la méthode en deux étapes dont nous comparons les fonctions de réponses à celles d'un VAR structurel. Comme dans les études de Bernanke *et al.* (2005) et Boivin *et al.* (2010), le premier modèle FAVAR, qui est le modèle de référence, comporte huit facteurs et la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois. Le second modèle FAVAR comprend huit facteurs estimés, une mesure d'incertitude macroéconomique américaine, la première différence de l'indice canadien de la production industrielle, la première différence de l'indice des prix à la consommation canadiens, le prix relatif du pétrole, la première différence du taux de chômage canadien, la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois, la première différence de l'agrégat monétaire (M2P) et une mesure d'incertitude macroéconomique canadienne. Nous adoptons l'approche de Boivin et Giannoni (2009) pour l'extraction des facteurs, où les auteurs proposent des étapes de régression supplémentaires qui permettent de purger tous les effets de la politique monétaire. Nous adoptons cette stratégie afin d'avoir un comparatif avec les réponses obtenues par Boivin *et al.* (2010) qui est une référence pour ce qui est de la politique monétaire utilisant le modèle FAVAR au Canada. En outre, suivant l'étude de Boivin *et al.* (2010), nous utilisons dans les différents modèles le taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois comme instrument de politique monétaire, car cette variable est fréquemment utilisée pour capter la politique monétaire au Canada. Toutefois, nous exploitons également l'alternative du taux d'intérêt à un jour utilisé par la Banque du Canada dans nos analyses de robustesse.

Le modèle VAR structurel que nous avons construit est composé des variables d'intérêts suivantes : une mesure d'incertitude macroéconomique américaine, la première différence de l'indice canadien de la production industrielle, la première différence de l'indice des prix à la consommation canadiens, le prix relatif du pétrole, la première différence du taux de chômage canadien, la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois, la première différence de l'offre de monnaie (M2P) et une mesure d'incertitude macroéconomique canadienne. Les fonctions de réponses de ce VAR sont extraites, puis comparées aux réponses obtenues à partir de l'estimation du modèle FAVAR de référence. Nous estimons, ensuite, les réponses du modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes comme mentionné précédemment.

Nous faisons une première comparaison entre les modèles FAVAR de référence et FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes, suivi d'autres comparaisons entre les modèles VAR et FAVAR de référence en faisant varier le nombre de facteurs. Les réponses des variables macroéconomiques clés représentant l'activité réelle telles que l'indice de production, le PIB, l'investissement réel, l'emploi total, les importations et exportations tendent toutes à la baisse suite à un resserrement de la politique monétaire. Ceci traduit vraisemblablement un ralentissement de l'activité économique. La réponse à la baisse de la masse monétaire suite à un choc de politique monétaire restrictive est cohérente avec la théorie économique. De plus, ces résultats concordent avec les conclusions tirées dans la littérature économique sur l'impact d'un choc de politique monétaire, dont Boivin *et al.* (2010). Dans leurs travaux, Bernanke *et al.* (2005) trouvent que les fonctions de réponses sont généralement du signe et de l'ampleur attendus : suite à un choc de politique monétaire restrictive, les mesures de l'activité réelle diminuent, les prix finissent par baisser et les agrégats monétaires diminuent. Tous les modèles FAVAR estimés dans cette étude ont permis de corriger les énigmes de

prix largement discutés dans la littérature. Enfin, cette étude nous indique que l'ajout du prix relatif du pétrole et des mesures d'incertitudes macroéconomiques ont permis d'apporter de l'information additionnelle et pertinente qui a contribué à améliorer la transmission de la politique monétaire au Canada.

La suite de notre texte est organisée de la façon suivante. Le premier chapitre discute de l'origine des modèles VAR et FAVAR, ainsi que leur utilisation dans le cadre des politiques monétaires selon la littérature économique. Le deuxième chapitre présente la méthodologie d'estimation des modèles VAR et FAVAR que nous avons utilisés. Le troisième chapitre décrit les principales données, leurs sources et l'évolution des facteurs estimés. Le quatrième chapitre compare les fonctions de réponses des variables incluses dans le modèle suite à un choc de politique monétaire restrictive et évalue la robustesse de nos résultats. Enfin, nous concluons.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'effet de la politique monétaire sur l'économie est une question centrale qui a fait l'objet de plusieurs travaux de recherche en macroéconomie depuis des décennies. Ayant pour objectif principal d'assurer la stabilité des prix par le moyen de politiques monétaires, les banques centrales contribuent de façon significative à la stabilité de l'économie. La mise en place d'une politique monétaire adéquate requiert une bonne compréhension du mécanisme de transmission monétaire. Par conséquent, plusieurs études ont mis en évidence des techniques et modèles théoriques et empiriques pour pouvoir estimer et analyser la dynamique d'une économie suite à des chocs de politiques monétaires. Nous citons parmi tant d'autres, les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) structurels qui ont été introduits dans les années 1980 pour pallier aux multiples critiques adressées aux modèles VAR non contraints qui ne permettaient pas une interprétation structurelle des fonctions de réponses obtenues.

Bernanke et Blinder (1992), Leeper et Gordon (1992) et Christiano *et al.* (1996) proposent d'évaluer les effets d'un choc de politique monétaire à l'aide des modèles VAR structurels. Ce modèle présente un double avantage d'être facile à exécuter et d'avoir la capacité de mesurer les effets d'un choc de politique monétaire sans exiger un modèle structurel complet de l'économie. Cependant, l'évaluation

des effets de la politique monétaire à l'aide du modèle VAR structurel pose un certain nombre de problèmes, parmi lesquels : l'absence d'accord sur la stratégie appropriée d'identification des chocs et le manque d'information causé par le petit nombre de variables incluses dans le modèle.

La littérature des années 1990 sur l'étude des chocs de politique monétaire présente au moins trois principales stratégies pour identifier les chocs de politique monétaire [1]. Par exemple, Christiano *et al.* (1996) utilisent une stratégie connue sous le nom de l'hypothèse de récursivité avec un ordonnancement temporel particulier quant aux effets contemporains des chocs sur les variables du modèle qui impose souvent que la production et les prix ne réagissent qu'avec retard suite à un choc de politique monétaire. Bernanke (1986), Sims et H. (1986), Sims et Zha (1995), et Leeper *et al.* (1996) adoptent une approche plutôt différente qui délaisse l'hypothèse de récursivité. Par exemple, Sims et Zha (1995) supposent que la banque centrale américaine (Fed) n'observe pas le niveau des prix lors de la détermination de la valeur de son instrument de politique monétaire et que les mouvements contemporains du taux d'intérêt n'affectent pas la production globale de façon contemporaine. Dans le cadre de leurs modèles, ils utilisent l'agrégat M2 comme instrument de politique monétaire et des données américaines trimestrielles de 1964T1 à 1994T1. Ils interprètent le peu de variations dans le cycle observé dans l'après-guerre comme étant attribuable à une variation imprévisible de la politique monétaire. Kim et Roubini (2000) trouvent que leur méthodologie est intéressante pour plusieurs raisons : « elle permet de faire la distinction entre les chocs de masse monétaire et les chocs de demande de monnaie, ce qui est nécessaire pour résoudre le problème de la liquidité et elle permet de modéliser des restrictions structurelles contemporaines sur différentes équations plutôt que

1. Christiano *et al.* (1999) rédigent une synthèse de la plupart des stratégies d'identification des chocs de politique monétaire utilisées dans la littérature des années 1990.

sur une structure récursive ». Toutefois, cet abandon de l'hypothèse de récursivité ne permet pas d'adopter une stratégie d'identification qui permettrait au choc de politique monétaire d'avoir un impact contemporain sur les autres variables non politiques. Par exemple, Leeper et Gordon (1992) supposent que la production réelle agrégée et le niveau des prix ne sont pas affectés de façon contemporaine par un choc de politique monétaire. Pagan et Robertson (1995) et Faust et Leeper (1997) adoptent une stratégie d'identification à partir de l'hypothèse qu'un choc de politique monétaire n'affecte pas l'activité économique à long terme. Uhlig (1997) utilise une méthode d'identification utilisant la restriction de signes selon l'hypothèse que les chocs de politique monétaire de contraction n'augmentent pas les prix. Des contributions récentes prolongent l'étude du mécanisme de transmission monétaire au Canada en adoptant des schémas d'identification plus complexes et montrent que les hypothèses utilisées pour identifier les chocs de politique monétaire dans le modèle VAR structurel peuvent avoir une incidence cruciale sur les résultats de l'analyse (Cushman et Zha, 1997; Kim et Roubini, 2000). Par exemple, l'étude de Kim et Roubini (2000) visait à comparer deux hypothèses d'identification différentes pour les chocs de politique monétaire dans un modèle VAR à trois variables aux États-Unis, en utilisant des données trimestrielles couvrant la période de 1952 à 1995. La première hypothèse supposait que les chocs de politique monétaire avaient un effet direct sur l'inflation et la production, mais pas sur les taux d'intérêt à court terme, tandis que la deuxième hypothèse supposait que les chocs de politique monétaire avaient un effet direct sur l'inflation et les taux d'intérêt à court terme, mais pas sur la production. Les résultats ont montré que les réponses de l'inflation, de la production et des taux d'intérêt à court terme aux chocs de politique monétaire étaient très différentes selon les hypothèses d'identification choisies. Dans le premier cas, un choc de politique monétaire a entraîné une augmentation de l'inflation avec un effet modéré sur la production, tandis que dans le deuxième cas, un choc de politique monétaire a entraîné une hausse

des taux d'intérêt à court terme avec un effet modéré sur l'inflation. Ces résultats soulignent l'importance des hypothèses d'identification dans l'analyse VAR.

Mis à part le manque de consensus sur la stratégie et les hypothèses d'identifications, les modèles VAR structurels sont difficiles à mettre en œuvre lorsqu'un grand nombre de variables doit être inclus dans le modèle. La fameuse énigme des prix (en anglais *price puzzle*) [2] est l'un des problèmes qui en découlent. Sims (1992) a fait valoir que cela pouvait résulter de l'exclusion de variables pouvant contenir de l'information qui permettrait d'anticiper l'inflation future. Il a, par ailleurs, montré que l'énigme des prix était considérablement réduite si les prix des matières premières étaient inclus dans le VAR structurel puisque ceux-ci sont souvent un indicateur avancé d'inflation. De plus, Bernanke *et al.* (2005) montrent que les fonctions de réponses ne peuvent être observées que pour les variables incluses dans le VAR structurel, soit un petit sous-ensemble de variables dont le chercheur et les décideurs politiques se soucient. Pourtant, pour avoir un portrait plus ou moins complet de l'économie, il serait plus intéressant d'observer les réponses d'autres variables clés de l'économie suite à un choc de politique monétaire identifié. Par exemple, en période de forte incertitude, on serait intéressé à documenter les sentiers de réponses des variables d'incertitude macroéconomique suite à un choc de politique monétaire.

Dans le souci d'apporter une solution aux problèmes ci-dessus, Bernanke *et al.* (2005) proposent de considérer un modèle FAVAR. Ce dernier consiste à introduire un petit nombre de facteurs extraits d'un grand nombre de variables dans un modèle VAR. Les facteurs extraits par des techniques appropriées sont utilisés

---

2. Expression utilisée par Sims (1992) pour désigner le résultat empirique obtenu avec un VAR structurel qui permet de constater qu'une hausse du taux d'intérêt entraîne une augmentation du niveau des prix. Alors que basé sur la théorie économique, l'on s'attendrait à une baisse des prix suite à une hausse du taux d'intérêt.

comme variables endogènes afin d'apporter des informations additionnelles au modèle VAR. Les modèles FAVAR peuvent ainsi atténuer les problèmes de choix des hypothèses d'identification largement discutés dans la littérature et le manque d'informations dans les modèles VAR standard. Stock et Watson (2002a,b) et Forni et Reichlin (1998) avaient précédemment montré que l'information de très grand nombre de données macroéconomiques peut être résumée et captée par un petit nombre de facteurs communs et afficher une meilleure performance pour caractériser les relations dynamiques entre les variables macroéconomiques, de même que pour conduire des exercices de prévision. Stock et Watson (2002a) utilisent dans un exercice de prévision les facteurs estimés et trouvent que cette approche donne de meilleurs résultats en termes d'écart quadratique moyen (en anglais, mean-square error ou MSE) des variables macroéconomiques américaines par rapport à des modèles univariés ou d'autres types de modèles. Bernanke et Boivin (2003) confirment les résultats de Stock et Watson (2002a) et trouvent que la représentation statistique des effets de la politique monétaire américaine se trouve améliorée grâce à l'utilisation des facteurs estimés.

Le modèle FAVAR présente plusieurs avantages. Bernanke *et al.* (2005) montrent qu'en adoptant un schéma récursif d'identification, le modèle FAVAR produit des réponses plausibles de l'économie à un choc de politique monétaire. Les facteurs étant extraits d'un vaste ensemble de séries économiques, il n'est pas nécessaire de désigner des variables particulières comme indicateurs du comportement de marchés ou de secteurs entiers de l'économie. Par ailleurs, ils montrent que le modèle FAVAR peut donner une représentation plus complète des effets des chocs de politique monétaire sur l'économie en fournissant des fonctions de réponses de toutes les variables incluses dans le modèle suite aux chocs identifiés. Ils utilisent pour la première fois un FAVAR pour évaluer les effets d'un choc de politique monétaire sur l'économie américaine en utilisant des données mensuelles sur la

période 1951T1 à 2001T8. Leurs résultats confirment dans une certaine mesure l'idée que l'énigme des prix résulte de l'exclusion des informations additionnelles et qu'on obtient des fonctions de réponses raisonnables des agrégats monétaires et un effet des prix atténué grâce aux informations comprises pour conditionner le sentier des variables. Boivin *et al.* (2010) évaluent l'effet de la politique monétaire sur l'économie américaine par un modèle FAVAR. Sur un échantillon de données trimestrielles allant de 1966T1 à 2008T4, ces auteurs essaient de comprendre les causes de la « grande modération », c'est-à-dire de l'effet atténué de la politique monétaire sur l'activité réelle et l'inflation au cours des dernières décennies par rapport aux effets des années précédant 1980. Leurs résultats suggèrent que ces changements sont liés aux variations des chocs exogènes occasionnés par les changements des politiques.

Bien que la majorité des applications du modèle FAVAR dans la littérature sur la politique monétaire se concentre sur l'économie américaine qui est une grande économie ouverte, il faut rappeler que d'autres travaux utilisant un modèle FAVAR dans d'autres pays ont obtenu des résultats similaires. Par exemple, Shibamoto (2007) utilise le cadre FAVAR pour analyser les effets de la politique monétaire au Japon. Il utilise un panel de 148 séries macroéconomiques japonaises mensuelles couvrant la période de novembre 1988 à février 2001. Il trouve que le modèle FAVAR permet d'atténuer l'énigme des prix tandis que le VAR standard ne permet pas une identification correcte des chocs de politique monétaire. Boivin *et al.* (2010) utilisent le modèle FAVAR pour examiner les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans une petite économie ouverte comme le Canada, avec des données canadiennes mensuelles, puis trimestrielles sur la période 1961T1 à 2008T1. Ils estiment un impact plausible d'un choc de politique monétaire sur de nombreuses variables macroéconomiques canadiennes. De plus, ils démontrent que le modèle FAVAR aide à corriger l'énigme des prix et de taux de change dans

les estimations avec des données mensuelles. Plus récemment, Boivin *et al.* (2020) examinent les effets des chocs de crédit sur les variables macroéconomiques clés telles que le PIB, l'inflation et les taux d'intérêt, en utilisant une grande quantité de données économiques et financières américaine couvrant une période allant de 1984 à 2018 dans un modèle à facteurs structurels. Les résultats montrent que les chocs de « spread » de crédit ont contribué à la détérioration de l'économie pendant la Grande Récession et que la politique monétaire a partiellement compensé ces effets.

Le cadre FAVAR a également été utilisé pour analyser d'autres effets. Par exemple, Lescaroux et Mignon (2009) utilisent un modèle FAVAR pour mesurer les effets des prix du pétrole sur l'économie Chinoise. Ils cherchent à estimer l'effet des variations du prix du pétrole sur l'économie chinoise en utilisant des données chinoise trimestrielle sur la période 1980T1 à 2006T4. Ils trouvent qu'un choc pétrolier entraîne une augmentation des indices des prix à la consommation et à la production et par ricochet une augmentation du taux d'intérêt, un impact négatif sur le PIB, l'investissement et la consommation.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Afin de mesurer l'effet de la politique monétaire sur une variété de variables macroéconomiques et financières au Canada, nous appliquons un modèle FAVAR. Ce modèle nous permet d'utiliser de grandes quantités de variables, pouvant ainsi apporter des informations additionnelles aux analyses par rapport au modèle VAR standard. Cette grande quantité de variables utilisées dans le modèle FAVAR vise à représenter des informations connues par les banques centrales et jugées utiles pour dresser un portrait plus global de l'économie. Néanmoins, nous présentons également un VAR standard à titre de référence pour une comparaison avec les résultats du modèle FAVAR. Ce chapitre est consacré à présenter le modèle FAVAR en détail.

2.1 Le modèle

Soit Y, une matrice de séries économiques observables de dimension $(T \times M)$ et F une matrice de facteurs latents non observables de dimension $(T \times K)$, où T est le nombre d'observations dans les séries chronologiques, M le nombre de variables contenues dans Y, et K le nombre de facteurs contenus dans F. Dans les SVAR qui traitent des questions monétaires, Y pourrait contenir des variables qui représentent la dynamique de l'économie et de transmissions des chocs de politique

monétaire. Comme l'illustre Bernanke *et al.* (2005), les facteurs estimés pourraient représenter les concepts comme des indicateurs de l'activité économique, des pressions sur les prix, des conditions de crédit ou d'autres facettes caractéristiques ou secteurs possiblement associés à des concepts théoriques difficiles à identifier avec des variables macroéconomiques prises de manière isolée. Considérons l'équation de transition représentant la dynamique conjointe $(F_t\,; Y_t)$ suivante :

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi_p(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + \epsilon_t \ , \tag{2.1}$$

où $\Phi_p(L)$ représente un polynôme matriciel incluant p retards. ϵ_t, de taille $[(K + M) \times 1]$, est le vecteur de termes d'erreurs de moyenne nulle avec variance-covariance Q. Le modèle pourrait être assimilé à un VAR si les F_t étaient observés. Comme dans les SVAR qui traitent des questions de politique monétaire, Y_t pourrait contenir des variables clés de l'activité économique, des prix et une variable de politique monétaire.

Stock et Watson (2002a) indiquent que les perturbations de certaines variables peuvent être causées par les facteurs latents. En effet, les facteurs captent des informations importantes sur l'économie et sont extraits d'un grand ensemble de variables préalablement exprimés de sorte qu'elles soient stationnaires et incluses dans un vecteur X_t. Ce vecteur est supposé lié à F_t et Y_t par l'équation de transition suivante :

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + \upsilon_t \ , \tag{2.2}$$

où X_t désigne un vecteur de séries économiques chronologiques de taille $(N \times 1)$, et Y_t est un vecteur de taille $(M \times 1)$ de variables macroéconomiques observables contenant la variable de politique monétaire [1]. Λ^f et Λ^y sont des matrices de *poids*

1. N peut être supérieur au nombre d'observations T.

de taille $(N \times k)$ et $(N \times M)$ respectivement, avec $k \leq K$. Le vecteur υ_t est composé d'erreurs idiosyncratiques de taille $(N \times 1)$ qui ne sont pas corrélées avec les facteurs à tous les décalages temporels.

2.2 L'estimation

Bernanke *et al.* (2005) proposent deux méthodes d'estimation du modèle FAVAR. La première méthode consiste en une estimation en deux étapes. Dans cette approche, la première étape consiste à extraire les facteurs de l'équation (2.2) à partir d'une analyse en composante principale (ACP) afin d'obtenir les facteurs estimés $\hat{F}_t$. La seconde étape consiste à estimer la dynamique des variables à l'aide de l'équation de transition (2.1) en remplaçant la matrice des facteurs F_t par son estimé $\hat{F}_t$. Cette approche présente l'avantage d'être simple à implémenter, car elle exige moins de calculs et n'impose pas d'hypothèses sur la distribution des variables dans l'équation (2.2).

La deuxième méthode est réalisée en une seule étape par des techniques d'échantillonnage de Gibbs basée sur le maximum de vraisemblance bayésienne. Bernanke *et al.* (2005) utilisent cette technique d'estimation et n'ont pas trouvé une grande différence dans les résultats en ce qui concerne l'étude de la politique monétaire, mais les auteurs trouvent que cette deuxième méthode est coûteuse en termes de calculs.

Pour notre travail, nous optons pour la méthode d'estimation en deux étapes à l'aide de l'Analyse en Composantes Principales (ACP). C'est une méthode non-paramétrique pour identifier l'espace partagé par les facteurs de X_t, désigné par $C(F_t, Y_t)$. Considérons l'équation (2.2), l'espace engendré par les facteurs est estimé par les premières K+M composantes principales de X_t, notées $\hat{C}(F_t, Y_t)$. Comme le montrent Stock et Watson (2002a), si le nombre d'observations N est

élevé et que le nombre de composantes principales est suffisamment grand pour inclure tous les facteurs réels, alors les composantes principales permettent de retrouver de manière cohérente l'espace commun engendré à la fois par F_t et Y_t.

Étant donné que nous utilisons un schéma d'identification récursif, il est nécessaire de s'assurer d'avoir des composantes communes $\hat{C}(F_t\ ; Y_t)$ qui sont complètement différentes de Y_t en supprimant la dépendance directe de $\hat{C}(F_t\ ; Y_t)$ sur Y_t. Cet exercice permet d'obtenir une estimation fiable de F_t, appelée $\hat{F}_t$. Par ailleurs, le schéma d'identification adopté suppose que les facteurs non observés ne répondent aux innovations de politique monétaire qu'avec un décalage temporel. Pour ce faire, nous adoptons la méthode utilisée par Bernanke *et al.* (2005) qui consiste à diviser nos variables en deux sous-groupes de variables à savoir : les variables à évolution lentes ou « slow-moving variables» (en anglais) et les variables à évolution rapide ou « fast-moving variables » (en anglais). [2]

Les variables à évolution lente sont supposées ne pas répondre immédiatement à un choc de politique monétaire ; à l'opposé, les variables à évolution rapide, elles, sont supposées répondre simultanément et contemporainement à un choc de politique monétaire. Il convient donc d'extraire les facteurs latents du sous-groupe de variables à évolution lente qui, par hypothèse, ne sont pas affectées par Y_t contemporainement. Enfin, les facteurs estimés ont également capturé l'effet de Y_t sur X_t. Une dernière étape est donc nécessaire afin de purger ces liens contemporains qui existent entre Y_t et F_t pour qu'ils soient orthogonaux, puisque Y_t constitue notre vecteur de variables d'intérêt dans le cadre de notre étude. Ainsi donc, Y_t est considéré comme un facteur observé.

Afin de purger ce lien entre X_t et Y_t, Boivin et Giannoni (2009) proposent tout

2. La distinction entre les deux sous-groupes de variables est dénotée par un astérisque et est présentée dans le tableau A.1 de l'APENDIX A.

d'abord d'estimer $\hat{F}_t$, pour ensuite suivre la procédure suivante :

1. Faire une régression de X_t sur $\hat{F}_t$ et Y_t pour obtenir $\hat{\Lambda}^Y$ et $\hat{\Lambda}^F$.
2. Calculer $\tilde{X}_t = X_t$ - $\hat{\Lambda}^Y Y_t$.
3. Réestimer $\hat{F}_t$ en utilisant $\tilde{X}_t$.
4. Refaire les trois étapes jusqu'à l'atteinte de la convergence. [3]

La deuxième étape consiste à utiliser les k facteurs estimés finaux, $\hat{F}_t$, afin d'estimer par la suite l'équation (2.1) à l'aide d'un modèle VAR structurel, en remplaçant F_t par $\hat{F}_t$ obtenus après convergence. Le problème des "régresseurs générés" que pose cette méthode est corrigé en utilisant une procédure de bootstrap proposée par Kilian (1998) qui tient compte de l'incertitude dans l'estimation des facteurs

2.3 Identification des chocs par la décomposition de Cholesky

Pour estimer l'équation (2.1), il faut tout d'abord identifier les chocs structurels, que nous dénotons par η_t. La représentation moyenne mobile de l'équation (2.1) peut s'écrire comme :

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{f,f}(L) & C_{f,y}(L) \\ C_{y,f}(L) & C_{y,y}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{f,t} \\ \epsilon_{y,t} \end{bmatrix} \tag{2.3}$$

où $C_p(L) = \sum_{i=o}^{\infty} C_i L^i$, avec $C_0 = I$, la matrice identité. Cette représentation moyenne mobile nous donne l'impact des chocs ϵ_t sur les 2 blocs de variables du modèle $\hat{F}_t$ et Y_t.

---

3. Dans le cadre de notre étude, la convergence est atteinte entre 23 et 28 itérations.

Par ailleurs on suppose que la forme réduite représentée par l'équation (2.1) correspond également la forme structurelle suivante :

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{f,f}(L) & A_{f,y}(L) \\ A_{y,f}(L) & A_{y,y}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{f,t} \\ \eta_{y,t} \end{bmatrix} \tag{2.4}$$

où $A(L) = \sum_{i=o}^{\infty} A_i L^i$, η_t est un vecteur des chocs structurels tels que $\mathbb{E}[\eta_t \eta_t^{'}] = \Omega$ est une matrice diagonale.

L'égalité $C_0 = I$ nous permet d'établir le lien suivant entre les termes d'erreurs de la forme réduite et ceux de la forme structurelle :

$$C_0 \; \epsilon_t = A_0 \; \eta_t \; ,$$

$$\epsilon_t = A_0 \; \eta_t \implies \eta_t = A_0^{-1} \; \epsilon_t \; . \tag{2.5}$$

À partir du lien décrit dans l'équation (2.6), nous pouvons passer de la forme réduite à la forme structurelle en estimant simplement la matrice A_0. Ainsi, nous pouvons déterminer la représentation moyenne mobile structurelle A(L) qui nous donne les fonctions de réponses impulsives (IRF) aux chocs structurels η_t :

$$A(L)\eta_t = C(L)\epsilon_t$$

$$\implies A(L)\eta_t = C(L)A_0\eta_t$$

$$\implies A(L) = C(L)A_0 \; . \tag{2.6}$$

Pour identifier le choc de politique monétaire, nous suivons la méthodologie proposée par Bernanke *et al.* (2005) pour le cas d'un FAVAR. Ces auteurs imposent les restrictions telles qu'aucun facteur latent ne répond de façon contemporaine à un changement imprévu de la politique monétaire. Il s'agit de l'extension de l'identification récursive du choc de politique monétaire des SVAR standards. Les facteurs latents étant orthogonaux entre eux sont donc classés en haut de la matrice.

$$\begin{bmatrix} \epsilon_{f,t} \\ \epsilon_{y,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{f,f}(0) & 0 \\ A_{y,f}(0) & A_{y,y}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{f,t} \\ \eta_{y,t} \end{bmatrix} \tag{2.7}$$

L'estimation des facteurs latents obtenus à partir de l'information X_t orthogonale à Y_t garantit la cohérence de la méthode d'identification utilisée. Pour ordonnancer nos variables dans Y_t, nous avons posé un ensemble d'hypothèses basées sur la théorie économique. Par exemple, dans nos modèles VAR et FAVAR avec plusieurs variables, la structure récursive stipule que : l'indice canadien de la production industrielle ne réagit pas de façon contemporaine à un choc de politique monétaire et les prix ne réagissent pas de façon contemporaine à un choc de politique monétaire. Quant à la position du prix relatif du pétrole, elle est déterminée suivant l'approche de Bernanke *et al.* (1997) qui stipule que les chocs pétroliers n'affectent pas significativement l'économie à court terme. Pour ce qui est des mesures d'incertitudes macroéconomiques américaine et canadienne, nous suivons l'approche de Ludvigson *et al.* (2020) qui suggèrent que la mesure d'incertitude américaine soit placée en premier dans Y_t, car l'activité économique américaine affecte directement les variables macroéconomiques canadiennes. S'agissant de la mesure d'incertitude canadienne, elle doit être placée en dernière position, car elle peut être considérée comme une variable endogène qui réagit aux changements macroéconomiques et sert de mécanismes de transmissions des chocs. Il faut noter que cette approche est une mesure prudente qui fait en sorte qu'elle n'affecte aucune variable de façon contemporaine, contrairement à l'hypothèse de Carriero *et al.* (2019) qui considèrent que les innovations dans cette variable peuvent avoir des répercussions sur les autres variables canadiennes. Par conséquent, dans notre modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et incertitudes, les variables dans Y_t sont ordonnancées de la façon suivante : les facteurs estimés ($\hat{F}_t$), une mesure d'incertitude macroéconomique américaine ($UnUS_t$), la première différence de

l'indice canadien de la production industrielle (ΔIP_t), la première différence de l'indice des prix à la consommation canadiens (ΔCPI_t), le prix relatif du pétrole (PP_t), la première différence du taux de chômage canadien ($\Delta UNEMP_t$), la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois ($\Delta TBILL3M_t$), la première différence de l'agrégat monétaire ($\Delta M2P_t$) et une mesure d'incertitude macroéconomique canadienne ($UnCAD_t$).

Nous obtenons donc les fonctions de réponses des variables incluses dans notre FAVAR et à partir de la matrice A_0, nous obtenons la matrice $A(L)$ qui nous permet d'obtenir les fonctions de réponses de toutes les variables comprises dans X_t à l'aide de $\hat{F}_t$, Y_t, $\hat{\Lambda}^y$ et $\hat{\Lambda}^f$ par :

$$X_t = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}^f & \hat{\Lambda}^y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{f,f}(L) & A_{f,y}(L) \\ A_{y,f}(L) & A_{y,y}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{f,t} \\ \eta_{y,t} \end{bmatrix} \tag{2.8}$$

$$\frac{\partial X_{i,t+h}}{\partial \eta_{j,t}} = \begin{bmatrix} \hat{\Lambda}_i^f & \hat{\Lambda}_i^y \end{bmatrix} \begin{bmatrix} A_{f,j}^h & A_{y,j}^h \end{bmatrix}. \tag{2.9}$$

2.4 Détermination du nombre de facteurs

La littérature propose diverses méthodes permettant de déterminer le nombre de facteurs. Dans le cadre de ce mémoire, deux méthodes ont été retenues : l'analyse du diagramme des valeurs propres en décroissance (Scree Plot) et le critère d'information de Bai et Ng (2002).

Analyse du diagramme des valeurs propres ou scree plot

Le diagramme présente des valeurs propres en ordre décroissant de la matrice de corrélation de X_t [4]. Les valeurs propres de cette matrice de corrélation représentent

4. X_t représente le panel de variables qui permettent d'extraire les facteurs.

la part de variance expliquée par les facteurs estimés. Le diagramme décroisant des valeurs propres permet d'identifier à quelle valeur propre la pente de la courbe change. Le principe stipule que chaque coude correspond à un changement de pente, puis il convient de compter le nombre de coudes en apparence suffisamment marqués qui correspond au nombre de facteurs le plus approprié.

Critère d'information de Bai et Ng (2002)

Cette méthode a pour objectif de minimiser la variance expliquée par la composante idiosyncratique tout en tant réduisant le nombre important de paramètres qui sont difficiles à calculer. Le problème à résoudre est le suivant :

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

où $p(N,T)$ est une fonction pénalisant l'ajout de facteurs. Plusieurs spécifications des critères de décision ont été développées par Bai et Ng (2002), mais nous choisissons d'utiliser le critère ci-dessous qui est le plus utilisé dans la littérature lorsque la technique d'analyse en composante principale (ACP) est employée pour obtenir les facteurs.

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

avec $V(k, \hat{F}^k) = M^{-1} \sum_{i=1}^{M} \frac{\hat{\epsilon}_i' \hat{\epsilon}_i}{T}$ et $C_{M,T}^2$ est la plus petite valeur entre M et T. Selon ce critère d'information trois facteurs sont retenus pour le modèle FAVAR.

2.5 Modèles estimés

2.5.1 Le modèle SVAR

Le modèle VAR que nous avons estimé comporte huit variables. Dans le cas de ce modèle, le vecteur Y_t se présente comme suit : $Y_t = [\; UnUS_t, \; \Delta IP_t, \; \Delta CPI_t,$

PP_t, $\Delta UNEMP_t$, $\Delta TBILL3M_t$, $\Delta M2P_t$, $UnCAD_t$] où $UnUS_t$ est une mesure d'incertitude macroéconomique américaine, ΔIP_t la première différence de l'indice canadien de la production industrielle, ΔCPI_t la première différence de l'indice des prix à la consommation canadiens, PP_t le prix relatif du pétrole, $\Delta UNEMP_t$ la première différence du taux de chômage canadien, $\Delta TBILL3M_t$ la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois, $\Delta M2P_t$ un agrégat monétaire et $UnCAD_t$ une mesure d'incertitude macroéconomique canadienne. Le modèle VAR estimé inclue une constante et une tendance déterministe linéaire. Ce modèle VAR est estimé avec des variables stationnaires car, une des finalités de cet exercice est de comparer les résultats obtenus avec ceux des modèles FAVAR, dont toutes les variables sont stationnaires.

2.5.2 Le modèle FAVAR

Nous estimons deux modèles FAVAR. Le premier modèle FAVAR que nous appellerons modèle de référence reprend les méthodologies de Bernanke *et al.* (2005) et Boivin *et al.* (2010). Le vecteur Y_t contient une variable de politique monétaire à savoir : $\Delta TBILL3M$ et K facteurs estimés $\hat{F}_t$ [5] (équation 2.11). Bernanke *et al.* (2005) considèrent que cette spécification est une référence car, elle permettrait à l'économètre d'essayer de décrire le comportement du banquier central qui n'observe que l'instrument de politique monétaire ($\Delta TBILL3M$) et un ensemble d'indicateurs macroéconomiques (X_t dans lequel on extraient les $\hat{F}_t$).

---

5. K égale à ***huit*** dans le modèle de base suivant l'approche de Bernanke *et al.* (2005) qui consiste à ajouter des facteurs jusqu'à ce que les réponses impulsionnelles générées par le modèle soit stable avec l'ajout de facteurs supplémentaires

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ \Delta TBILL3M \end{bmatrix} = A(L)\epsilon_t. \tag{2.10}$$

Cependant, l'une des forces du modèle FAVAR est qu'il est flexible et peut permettre l'ajout d'autres variables macroéconomiques [6], ce qui permet d'isoler la contribution marginale des informations additionnelles. Afin de mieux exploiter cette opportunité qu'offre le modèle FAVAR, nous estimons un deuxième modèle FAVAR que nous appellerons FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitude, qui comporte les facteurs inobservés et huit variables observées. Ce deuxième modèle FAVAR n'est rien d'autre que notre modèle VAR auquel nous ajoutons des facteurs estimés.

Il se présente comme suit :

$$\begin{bmatrix} \hat{F}_t \\ UnUS_t \\ \Delta IP_t \\ \Delta CPI_t \\ PP_t \\ \Delta UNEMP_t \\ \Delta TBILL3M_t \\ \Delta M2P_t \\ UnCAD_t \end{bmatrix} = A(L)\epsilon_t. \tag{2.11}$$

6. Ces variables agissent comme des facteurs observés. En plus du modèle de référence, Bernanke *et al.* (2005) estiment un modèle FAVAR qui contient d'autres variables macroéconomiques afin de voir les informations additionnelles qu'apportent ces variables (facteurs observés).

Il est aussi important de noter que même si nous utilisons des critères de décision pour déterminer le nombre de facteurs adéquat, nous faisons varier les facteurs pour au moins trois valeurs afin de pouvoir discuter des informations additionnelles apportées par les facteurs.

CHAPITRE III

LES DONNÉES

Deux groupes de variables sont utilisés. Le premier groupe est celui des variables d'intérêt qui inclut à la fois des variables macroéconomiques canadiennes, une variable américaine et une variable internationale. Le second groupe de variables est celui qui a été utilisé pour l'extraction des facteurs. Toutes nos variables sont de fréquence trimestrielle. Elles couvrent la période de 1982T2 à 2019T2 et ont subi des transformations, quand nécessaire, pour être stationnaires. La méthode de transformation utilisée pour chaque série est décrite à l'APPENDICE A. Nous présentons ci-dessous la composition de chaque groupe de variables et leurs sources.

3.1 Variables d'intérêt

Notre travail utilise huit variables d'intérêt, dont le premier sous-groupe comporte cinq variables et le deuxième sous-groupe comporte trois variables. Les variables du premier sous-groupe proviennent d'une grande base de données pour l'analyse macroéconomique (en anglais *A Large Canadian Database for Macroeconomic Analysis : LCDMA*) construite par Fortin-Gagnon *et al.* (2022) et hébergée par la Chaire en macroéconomie et prévisions de l'École des Sciences de la Gestion de l'Université du Québec à Montréal (ESG-UQAM). Cette grande base de données est mise à jour en temps réel au moyen des données provenant de Statistique

Canada et ses données ont subi des transformations pour induire la stationnarité.

La première variable du sous-groupe des cinq variables d'intérêt est la première différence du logarithme de l'indice canadien de la production industrielle (ΔIP) ; cette variable fait référence à la production des infrastructures industrielles qui couvre des secteurs tels que l'exploitation minière, la fabrication, l'électricité, le gaz, la vapeur et la climatisation, etc. Cet indicateur est mesuré par un indice basé sur une période de référence qui exprime l'évolution du volume de production. La deuxième variable est la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois ($\Delta TBILL3M$) qui représente le rendement reçu pour investir dans un titre du Trésor émis par le gouvernement du Canada, dont l'échéance est de 3 mois. Cette variable sert à représenter l'état de la politique monétaire au Canada. La troisième variable est la première différence du logarithme de l'indice des prix à la consommation canadiens (ΔCPI) qui représente le changement dans le niveau des prix correspondant à un panier fixe constitué de huit composantes représentatives des biens et services. La quatrième variable est la première différence du taux de chômage canadien ($\Delta UNEMP$). La cinquième variable est la première différence du logarithme de l'offre de monnaie au sens large ($\Delta M2P$).

Le deuxième sous-groupe de variables d'intérêt est composé de trois variables dont la première est une mesure d'incertitude macroéconomique américaine ($UnUS$) mise à jour par Ludvigson *et al.* (2020). Elle est calculée en agrégeant la volatilité inconditionnelle des erreurs de prévisions de plusieurs séries macroéconomiques et financières telles que la production industrielle, les ventes au détail, l'emploi, l'inflation, les taux d'intérêt, les prix des matières premières, les taux de change, les indices boursiers, entre autres. La volatilité inconditionnelle des erreurs de prévision de ces séries est calculée à l'aide d'un modèle VAR(1) où l'incertitude macroéconomique est représentée par un vecteur de volatilité qui évolue au fil du

temps. Cette mesure est ajustée en prenant en compte les variations saisonnières et les effets de la publication des données sur l'incertitude macroéconomique. Ainsi construite, elle permet de suivre l'évolution de l'incertitude macroéconomique aux États-Unis sur une base mensuelle et peut être assimilée à l'ensemble des évènements macroéconomiques imprévisibles. La deuxième variable est une mesure de l'incertitude macroéconomique canadienne ($UnCAD$) mise à jour par Moran *et al.* (2022). Il faut noter que c'est l'une des toutes premières mesures d'incertitude macroéconomique construite pour le Canada utilisant la technique de Jurado *et al.* (2015) sur la base de données LCDMA. Elle permet de suivre l'évolution de l'incertitude macroéconomique au Canada sur une base trimestrielle et est construite en agrégeant la volatilité inconditionnelle des erreurs de prévision de plusieurs séries macroéconomiques et financières. La troisième variable est un prix relatif du pétrole (PP), défini comme le prix West Texas Intermediate (WTI) en baril de pétrole en dollars américains divisé par l'indice américain des prix à la consommation. Elle est tirée de McCracken et Ng (2020).

Nous retrouvons dans la Figure 3.1, un aperçu de l'évolution de nos variables d'intérêt. Plus particulièrement, nous pouvons décrire l'évolution de quelques variables d'intérêt à savoir : la mesure d'incertitude macroéconomique américaine, la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne ainsi que le prix relatif du pétrole. En ce qui concerne la mesure d'incertitude américaine, elle est restée relativement stable entre 1982 et le début des années 1990, oscillant entre 1,08 et 1,25. À partir du milieu des années 1990, elle a commencé à diminuer progressivement, atteignant un creux au début des années 2000, avant d'augmenter légèrement à la fin de l'année 2003. Cependant, l'incertitude a connu une forte augmentation entre 2008 et 2009 en raison de la crise financière mondiale, atteignant un sommet historique en 2009. Après la crise financière, l'incertitude est restée élevée mais a connu une diminution régulière jusqu'en 2013. À partir de 2014, l'incertitude a de nou-

veau augmenté légèrement avant de se stabiliser autour de 1,04 jusqu'en 2019. Ces variations dans la mesure de l'incertitude macroéconomique américaine reflètent probablement les changements dans les conditions économiques et financières aux États-Unis au cours de cette période. Les événements tels que la crise financière mondiale, les récessions économiques, les changements de politiques économiques et les fluctuations des marchés financiers peuvent tous avoir une incidence sur les niveaux d'incertitude perçue dans l'économie américaine.

Pour ce qui est de la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne, elle est restée relativement stable, oscillant entre 1,01 et 1,23 entre avril 1982 et janvier 1991 avec quelques périodes de légère augmentation et de diminution. À partir d'avril 1991, elle a commencé à augmenter progressivement, atteignant un sommet en janvier 1992, avant de diminuer légèrement jusqu'en avril 1994. Cependant, l'incertitude a connu une forte augmentation entre juillet 1994 et avril 1995 en raison de changements dans l'économie canadienne, tels que la dévaluation du dollar canadien. Cette augmentation a été suivie d'une période de légère diminution de l'incertitude jusqu'en juillet 1997. À partir d'octobre 1997, l'incertitude a connu une nouvelle période de croissance jusqu'en avril 1999, avant de diminuer légèrement jusqu'en avril 2000. Cependant, l'incertitude a connu une forte augmentation entre juillet 2000 et avril 2003 en raison de la récession économique et des événements du 11 septembre aux États-Unis, qui ont également eu un impact sur l'économie canadienne. Cette augmentation a été suivie d'une période de légère diminution de l'incertitude jusqu'en janvier 2007. À partir d'avril 2007, l'incertitude a connu une nouvelle période de croissance jusqu'en janvier 2009 en raison de la crise financière mondiale a atteint un sommet historique en octobre 2008. Après la crise financière, l'incertitude est restée élevée mais a connu une légère diminution jusqu'en juillet 2014. À partir d'octobre 2014, l'incertitude a de nouveau augmenté légèrement avant de se stabiliser autour de 1,08 jusqu'en avril

2019. Tout comme pour l'incertitude macroéconomique américaine, les variations dans l'indice d'incertitude macroéconomique canadien peuvent être interprétées comme reflétant des changements dans les conditions macroéconomiques et financières au Canada, tels que les récessions économiques, les fluctuations des marchés financiers, les changements de politiques économiques et les événements mondiaux ayant un impact sur l'économie canadienne.

Enfin, pour le prix relatif du pétrole, la figure montre une forte volatilité de ce dernier, avec des pics importants lors de la guerre du Golfe en 1990-1991, suivis d'une baisse progressive jusqu'à la fin des années 1990. Entre 2000 et 2007, le prix du pétrole est resté relativement stable, avant d'augmenter fortement en 2008 et 2009, en même temps que la crise financière mondiale. Le prix du pétrole a connu une nouvelle augmentation en 2011 en raison des événements politiques dans le monde arabe, mais il est resté relativement stable jusqu'en 2014. À partir de 2014, le prix du pétrole a chuté fortement en raison de la surproduction mondiale, avant de se stabiliser à un niveau bas jusqu'en 2018, où il a commencé à augmenter de nouveau.

En conclusion, la figure 3.1 met en évidence l'évolution des variables d'intérêt pour l'économie américaine et canadienne ainsi que pour le prix relatif du pétrole. Elle montre que ces variables sont soumises à de fortes fluctuations, en grande partie en raison de l'impact de divers événements économiques, politiques et financiers tant au niveau national qu'international.

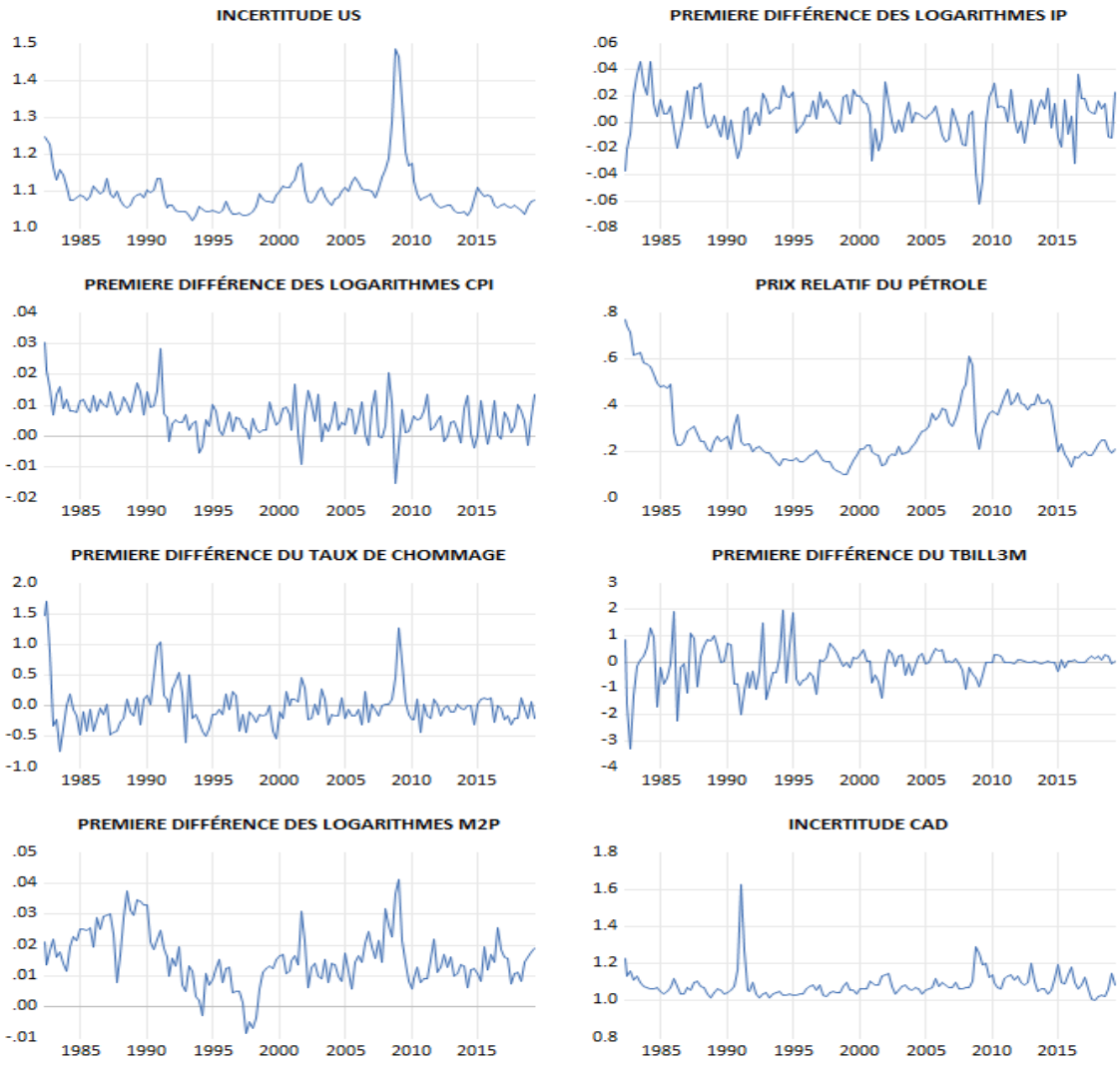

Figure 3.1. Évolution des différentes variables d'intérêt.

Le Tableau 3.1 quand à lui présente les descriptions des variables d'intérêts et pour vérifier la non-stationnarité des séries, nous avons utilisé le test de Dickey-Fuller augmenté (test ADF) et nous avons retenu la méthode du critère d'Akaike (AIC) pour identifier le nombre de retards. Le modèle retenu pour toutes les variables inclut une constante, n'inclut pas de tendance ni de variables de dépendance temporelle. Les résultats du test de non-stationnarité ont été présentés dans le Tableau 3.2.

Tableau 3.1. Description des variables d'intérêt

variables	Description	Source
Série internationale :		
Prix relatif du pétrole	Prix relatif du pétrole brut : West Texas Intermediate (WTI) - Cushing, Oklahoma (2012 dollars par baril), divisé par l'indice des prix à la consommation américaine	McCracken et Ng (2020)
Série américaine :		
Incertitude macro-US	Mesure d'incertitude macroéconomique américaine calculé par Jurado *et al.* (2015)	Ludvigson *et al.* (2020)
Series Canadiennes :		
Incertitude macro-CAD	Mesure d'incertitude macroéconomique canadienne construit à partir de la technique de calcul de Jurado *et al.* (2015)	Moran et al. (2020)
Production industrielle	Première différence du logarithme de l'indice canadien de la production industrielle	LCDMA
Taux de chômage	Première différence du taux de chômage du Canada	LCDMA
Agrégat monétaire	Première différence du logarithme de l'offre de monnaie M2+	LCDMA
Taux d'intérêt canadien à 3 mois	Première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadien à 3 mois	LCDMA
Indice des prix à la consommation	Première différence du logarithme de l'indice canadien des prix à la consommation	LCDMA

Tableau 3.2. Test de stationnarité des variables d'intérêt sur l'échantillon 1982T2 à 2019T2

Variables	**Pvalue**	**rejet de Ho : non stationnarité**
ΔIP	0	rejet
$\Delta TBILL3M$	0	rejet
ΔCPI	0.0018	rejet
$\Delta UNEMP$	0.0014	rejet
$\Delta M2P$	0.0303	rejet
UnUS	0.0056	rejet
UnCAD	0	rejet
PP	0.0112	rejet

3.2 Variables dont sont extraits des facteurs

Pour extraire les facteurs, nous avons utilisé 222 variables, soit 172 variables macroéconomiques canadiennes fédérales et 50 variables macroéconomiques spécifiques aux provinces canadiennes. Toutes ces variables sont extraites de la grande base de données canadienne pour l'analyse macroéconomique (LCDMA) et sont de fréquences trimestrielles. Cette base de données présente de nombreux avantages reconnus, comme son accessibilité et sa mise à jour en temps réel. Les séries canadiennes comprennent des mesures de l'activité économique (par exemple : PIB, emploi, consommation et investissement), des mesures de prix (par exemple : l'IPC, des indices de prix industriels et des prix d'énergie comme le pétrole et le charbon), des variables monétaires et financières (divers taux d'intérêt, agrégats monétaires et de crédit, des indices boursiers et des indices du logement etc.), des séries sur le commerce international et des séries sur les comptes courants et en capital. Les séries provinciales comprennent des mesures d'emploi, de prix et des indices du logement. Toutes ces séries sont présentées dans l'APPENDICE A.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS EMPIRIQUES

4.1 Facteurs estimés

La figure 4.1 présente le diagramme des valeurs propres et le diagramme de trace qui représente la proportion de variances expliquées par les k premiers facteurs. De façon visuelle, le diagramme des valeurs propres montre cinq changements de pente (facteur f = 2,5,6,7,8), la pente de la courbe ne change plus après f = 8, ce qui suggérerait qu'il y a cinq coudes et par conséquent cinq facteurs principaux. Le diagramme de trace quant à lui montre par exemple que les huit premiers facteurs expliquent 47% de la variance du panel.

La figure 4.2 ci-dessous nous donnent l'évolution des huit premiers facteurs pour la période de 1982T2 à 2019T2. Les bandes verticales représentent les périodes de récession canadienne répertoriées par Cross et Bergevin (2012) de l'Institut C.D. Howe sur la période visée. Il est important de remarquer que l'évolution des facteurs estimés à travers le temps est reliée à l'activité économique et une réaction est également perceptible lors des récessions. La figure 4.2 met en évidence le cas du premier facteur qui présente des augmentations significatives lors des périodes de récession, les autres facteurs aussi connaissent des variations durant les récessions, mais ces variations sont plus importantes pendant la Crise économique et financière de 2007-2009.

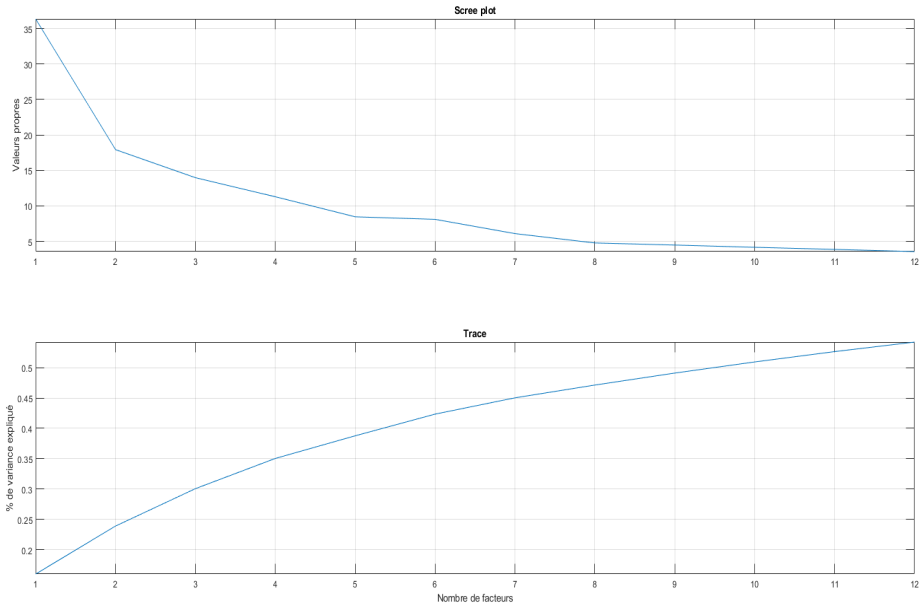

Figure 4.1. Scree plot et Trace

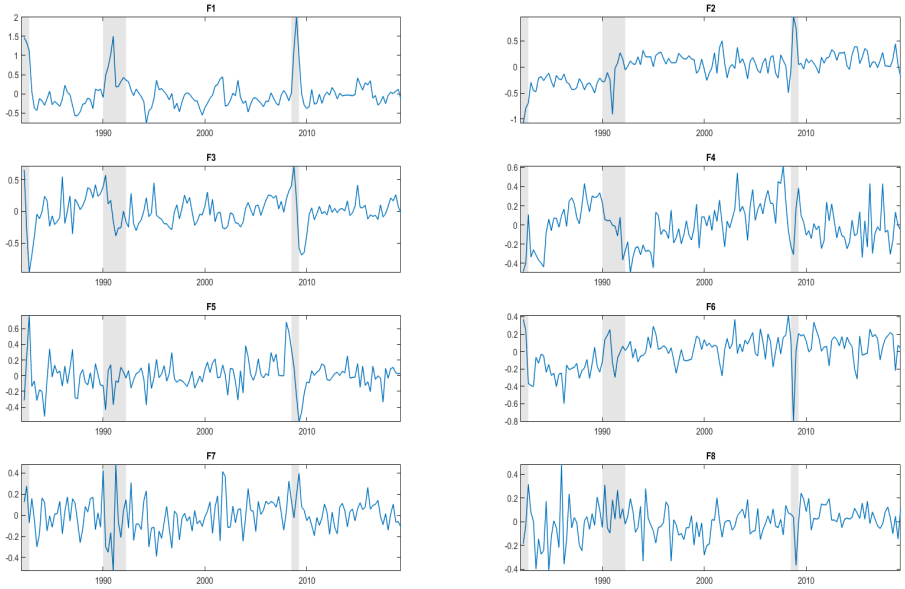

Figure 4.2. Évolution des facteurs estimés

4.2 Sentiers de réponses des modèles estimés

Dans cette section, nous présentons les résultats des estimations des modèles dont nous avons rappelé les spécifications dans le tableau 4.1. Pour nos estimations, le nombre de retards est choisi en se basant sur le critère d'information d'Akaike (AIC). Nous retenons ainsi trois retards pour le modèle VAR et deux retards pour les modèles FAVAR. Pour les principaux modèles FAVAR, nous utilisons huit facteurs.

Tableau 4.1. Différents modèles estimés

Nom du modèle	Composition du vecteur des variables d'intérêts (Y_t)	Paramètres
Modèle VAR	$Y_t = [\ UnUS_t \quad \Delta IP_t \quad \Delta CPI_t \ ; PP_t \, \Delta UNEMP_t \quad \Delta TBILL3M_t \quad \Delta M2P_t \quad UnCAD_t\ ]$	**retards** $= 3$ **facteur** $= 0$
Modèle FAVAR de référence	$Y_t = [\ \hat{F}_t \quad \Delta TBILL3M_t\ ]$	**retards** $= 2$ **facteurs** $= 8$
Modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes	$Y_t = [\ \hat{F}_t \quad UnUS_t \quad \Delta IP_t \ \Delta CPI_t \quad PP_t \ \Delta UNEMP_t \ \Delta TBILL3M_t \ \Delta M2P_t \quad UnCAD_t\ ]$	**retards** $= 2$ **facteurs** $= 8$

Il est important de souligner que notre recherche se focalise principalement sur les modèles FAVAR. Dans un premier temps, nous estimons les fonctions de réponses impulsionnelles obtenues à partir des deux modèles FAVAR présentées dans le tableau ci-dessus, respectivement. Ensuite, nous comparons les réponses impulsionnelles pour évaluer, entre le modèle FAVAR de référence − inspiré des travaux de Bernanke *et al.* (2005) − et le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes, lequel permet d'améliorer la transmission de la politique monétaire aux indicateurs économiques. Enfin, nous comparons le modèle VAR aux modèles FAVAR de référence avec différents nombres de facteurs − modèles

incluant 3, 5 et 8 facteurs − afin de déterminer si nos résultats sont sensibles au nombre de facteurs retenus.

4.2.1 Modèle FAVAR de référence

Nous avons construit un modèle FAVAR de référence, inspiré des travaux de Bernanke *et al.* (2005), composé de huit facteurs non observés et d'une variable observée, soit la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à 3 mois, qui représente l'indicateur de l'état de la politique monétaire. Nous avons estimé les réponses des variables du modèle suite à un choc de politique monétaire restrictive − c'est-à-dire une hausse du taux d'intérêt − sur un horizon $h = 16$ trimestres. Nous avons retenu deux retards pour construire le modèle, d'après le critère d'information d'Akaike. La figure 4.3 présente les fonctions de réponse de 20 variables représentatives pour refléter différents aspects de l'économie canadienne : activité réelle, marché de change, marché du crédit, etc. Les intervalles de confiance des réponses, estimés à 90% de significativité, sont obtenus par la méthode bootstrap après 2000 tirages.

Nous remarquons qu'un choc de politique monétaire restrictive d'une amplitude de 1 point de pourcentage (c'est à dire 100 points de base) entraîne une réponse négative de l'indice de production industrielle au premier trimestre. Il atteint son niveau le plus bas de -0.08 point de pourcentage au 9^{e} trimestre. Le PIB baisse de facon progressive et statistiquement significative, pour atteindre un minimum de -0.22 point de pourcentage au 9^{e} trimestre. L'emploi total baisse à partir du 2^{e} trimestre, mais cette réponse n'est pas statistiquement significative. Le taux de chômage, par contre, connaît une hausse temporaire et significative, qui atteint son maximum autour de 0.15 point de pourcentage au 4^{e} trimestre, avant de s'estomper avec le temps. Par ailleurs, on constate que le dollar canadien s'apprécie

suite à un choc de politique monétaire restrictive, pour ensuite retourner progressivement à son niveau initial. L'indice des prix à la consommation (IPC) pour tous les postes baisse de façon persistante, mais cette baisse est non significative. La hausse du taux d'intérêt entraîne une baisse significative et persistante du crédit des ménages. On observe également une baisse persistante, mais non significative de la masse monétaire tout au long de l'horizon. La réponse des taux des hypothèques résidentiels est positive à l'impact, puis baisse graduellement pour devenir négative à partir du 4^{e} trimestre. Toutefois, cet effet n'est par contre pas significatif. Enfin, l'indice des prix des nouveaux logements (NHPI) est affecté positivement à l'impact. Par la suite, il connaît une baisse graduelle, quitte à avoir un impact négatif, mais non significatif et persistant à partir du 2^{e} trimestre.

En sommes, les variables macroéconomiques clés représentant l'activité réelle tels que l'indice de production, le PIB, l'investissement réel, l'emploi total, les importations et exportations tendent toutes à chuter suite à un resserrement de la politique monétaire, ce qui traduit ainsi un ralentissement de l'activité économique. La réponse négative de la masse monétaire suite à un choc de politique monétaire restrictif est cohérente avec la théorie économique. Ces résultats concordent avec les conclusions tirées dans la littérature économique sur l'impact d'un choc de politique monétaire, particulièrement dans une petite économie ouverte comme le Canada (Boivin *et al.* (2010)). De même, ces résultats concordent également avec ceux qu'obtiennent Bernanke *et al.* (2005). En effet, dans leurs travaux, ils trouvent que les réponses sont généralement du signe et de l'ampleur attendus : suite à un choc de politique monétaire restrictive, les mesures de l'activité réelle diminuent, les prix finissent par baisser et les agrégats monétaires diminuent.

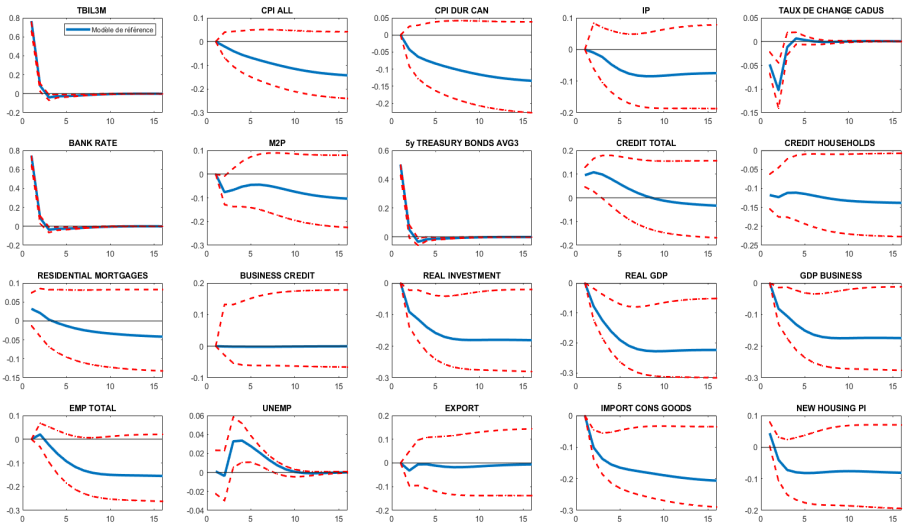

Figure 4.3. Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR de référence.

4.2.2 Modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesure d'incertitudes macroéconomiques

Le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes est composé de 8 facteurs non observés et 8 variables observées suivantes : les mesures d'incertitude macroéconomique américaines et canadiennes, le prix relatif du pétrole, la première différence du logarithme de l'indice canadien de la production industrielle, la première différence du taux de chômage du Canada, la première différence du logarithme de l'agrégat monétaire M2P, la première différence du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à 3 mois et la première différence du logarithme de l'indice canadien des prix à la consommation. Nous avons estimé les réponses des variables du modèle suite à un choc de politique monétaire restrictive sur un horizon $h = 16$ trimestres. Nous avons retenu deux retards pour construire le modèle, d'après le critère d'information d'Akaike. La Figure 4.2 présente les réponses du même groupe de variables représentatives indiquées dans le

modèle précédent. Les intervalles de confiance des réponses, estimés à 90%, sont également obtenus par la méthode bootstrap après 2000 tirages.

Les résultats des estimations révèlent que les réponses des variables de l'activité réelle, du marché du crédit et du marché de change sont cohérentes avec l'impact attendu lors d'une augmentation inattendue du taux d'intérêt. En effet, la figure 4.4 montre un ralentissement de l'activité réelle, car, les réponses des variables telles que l'indice canadien de la production industrielle, le PIB, l'investissement réel, les exportations et les importations tendent à être négative. Nous observons également une hausse transitoire du taux de chômage, associée à une baisse persistante de l'emploi total. Quant aux marchés de change, expliqué par la dynamique du taux de change, le dollar canadien s'apprécie avant de retourner à son niveau initial. En moyenne, le marché du crédit réagit négativement à l'augmentation des taux d'intérêt. Enfin, la quantité de monnaie en circulation diminue en réponse à l'augmentation du taux d'intérêt.

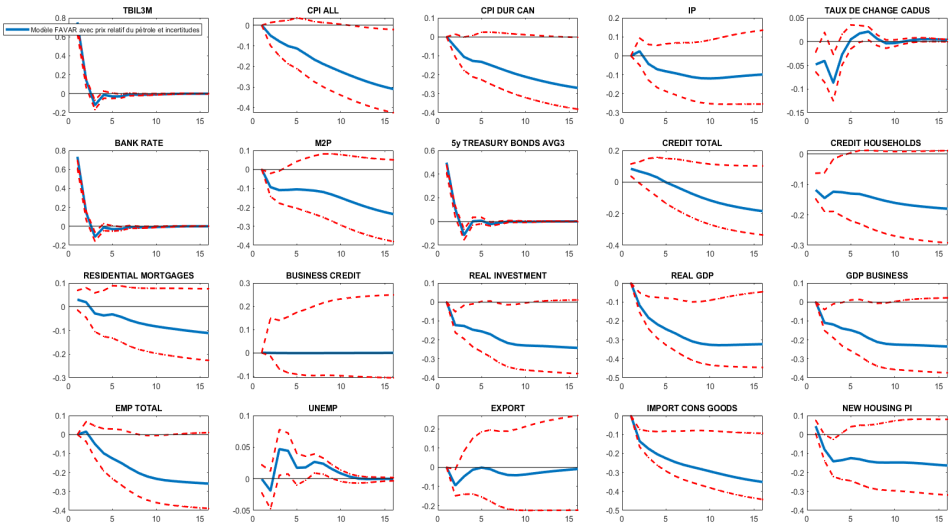

Figure 4.4. Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques

4.2.3 Comparaison entre le modèle FAVAR de référence et le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques

La Figure 4.5 combine les réponses des deux modèles FAVAR mentionnés précédemment. Nous observons que les variables représentatives répondent, qualitativement, de façon identique à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive. Toutefois, de légères différences, notamment au niveau des amplitudes, sont observées. En effet, les réponses du modèle avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes sont plus prononcées – amplitudes plus importantes – que celles du modèle de référence. Ces résultats suggèrent que le prix relatif du pétrole ainsi que les mesures d'incertitude ajoutent un contenu informationnel pertinent pour caractériser la dynamique de l'économie. Par ailleurs, les deux modèles FAVAR nous permettent de tirer des conclusions qui concordent à celles du modèle de Bernanke *et al.* (2005).

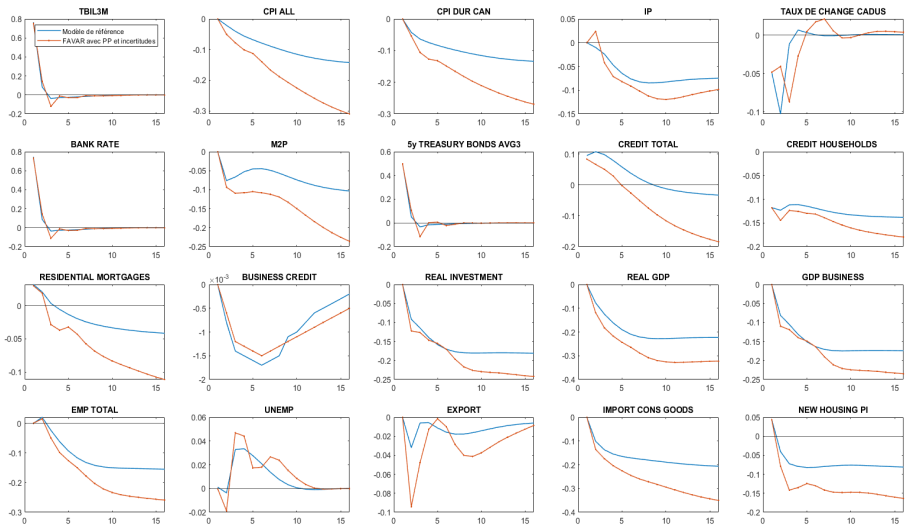

Figure 4.5. Comparaison des réponses entre modèle FAVAR de référence et modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques

4.2.4 Comparaison entre le modèle VAR et le modèle FAVAR de référence

La Figure 4.6 compare le modèle VAR aux modèles FAVAR de référence avec 3, 5 et 8 facteurs, à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive. [1] Dans le modèle VAR, les résultats obtenus indiquent la présence de l'énigme de prix (réponse positive de l'indice des prix à la consommation canadien à la suite d'une augmentation du taux d'intérêt). Toutefois, cette énigme est corrigée au fur et à mesure que nous ajoutons de l'information en augmentant le nombre de facteurs dans le modèle. Par conséquent, le modèle de référence avec 8 facteurs présente une réponse négative plus importante et persistante de l'indice des prix à la consommation canadiens comparé aux autres modèles FAVAR.

En ce qui concerne la réponse de l'indice canadien de la production industrielle estimé par le modèle VAR, nous observons une persistance de la baisse de cette variable jusqu'au 16^{e} trimestre ce qui est inconsistant avec la théorie de la neutralité de la monnaie à long terme. Ce résultat est conforme a celui de Boivin *et al.* (2010). Les réponses de l'indice de production tendent à la baisse dans les quatre modèles énumérés, tout en étant moins importante dans les modèles FAVAR. Ce résultat montre que l'ajout des facteurs dans le modèle VAR permet de mieux capter l'effet du choc de politique monétaire restrictive. Par ailleurs, la réponse du taux de chômage est plus ou moins similaire dans tous les modèles. Elle se caractérise par une hausse transitoire, qui finit par s'estomper au bout de 3 à 4 trimestres pour retourner à son niveau initial. La réponse de la masse monétaire pour tous les modèles est conforme à la théorie économique.

Dans la Figure 4.6, nous pouvons également observer les réponses des variables

---

1. Nous avons mené plusieurs tests pour déterminer le nombre de facteurs adéquat et le nombre de retards adéquat pour chaque modèle (voir annexe).

d'incertitude macroéconomique et du prix relatif du pétrole suite à un choc de politique monétaire. Concernant la mesure d'incertitude macroéconomique des États-Unis, elle augmente légèrement à partir du premier trimestre pour le modèle VAR ainsi que pour les modèles FAVAR avec trois et cinq facteurs. Pour la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne, on observe une diminution à l'impact puis une augmentation progressive pour la plupart des modèles. En ce qui concerne le prix relatif du pétrole, on constate une baisse pour tous les modèles FAVAR, mais il augmente après le 4^{e} trimestre pour le modèle VAR.

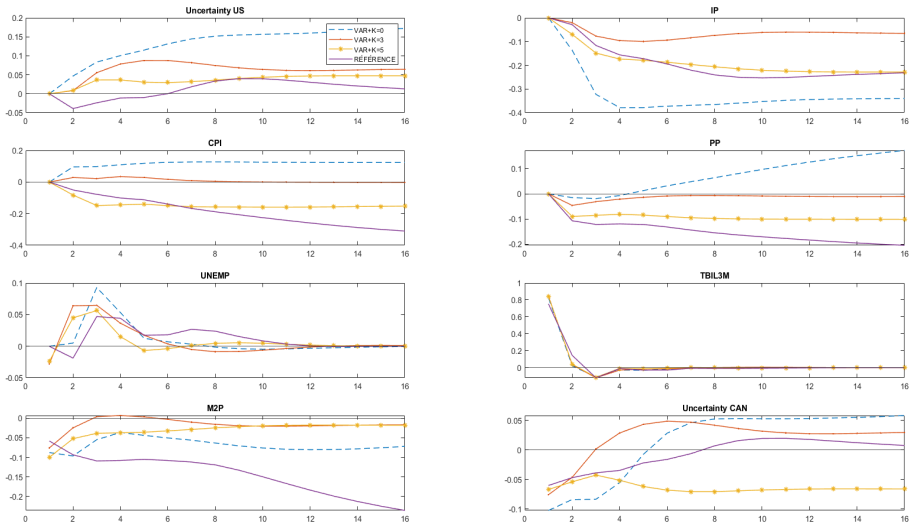

Figure 4.6. Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses des modèles VAR standards augmentés de facteurs.

4.3 Décomposition de la variance et R^2

Le tableau 4.2 rapporte les résultats de la décomposition de la variance et du R^2 des 20 variables que nous avons analysées dans le modèle FAVAR de référence. La première colonne donne la contribution du choc de politique monétaire dans

la variance des variables du modèle FAVAR de référence sur un horizon de 4 ans, soit 16 trimestres. La deuxième colonne contient les R^2 qui correspond au pouvoir explicatif de la composante commune dans la variance de chacune des 20 variables. Cela voudrait dire que plus le R^2 de la composante commune d'une variable est élevé [2], plus les informations contenues dans cette variable sont bien résumées par la composante commune ($\hat{F}_t$ et Y_t dans l'équation 2.2).

Excepté les taux d'intérêt, la contribution du choc de politique monétaire dans la variance des variables sélectionnées varie entre 0 et 7%. Cela confirme l'effet relativement faible du choc de politique monétaire rapporté dans la littérature (Christiano *et al.*, 1999; Bernanke *et al.*, 2005). Plus particulièrement, le choc de politique monétaire explique 4,6%, 7%, 1,1% et 4.1% dans la variance du total des emplois, du taux de chômage, des importations des biens de consommation et de l'indice canadien de la production industrielle respectivement. Pour ce qui est du R^2 de la composante commune, nous pouvons remarquer qu'il est particulièrement élevé pour des variables macroéconomiques clés comme : l'emploi (72.9%), le taux de chômage (70.3%), l'indice canadien des prix à la consommation (69.7%) et le taux de change Canada/États-Unis (83.7%). Ce résultat suggère que notre modèle FAVAR de référence permet de capter les mouvements du cycle économique. Par ailleurs, nous devons avoir moins confiance aux estimations des fonctions de réponses des variables dont le R^2 de la composante commune est faible.

2. Par construction, le R^2 de TBILL3M est 1 puisque c'est un facteur observé.

Tableau 4.2. Décomposition de la variance et R^2

Variables	Décomposition de Variance	R^2
CPI ALL	0.027	0.697
CPI DUR CAN	0.021	0.628
IP	0.041	0.288
TAUX DE CHANGE CADUS	0.012	0.837
BANK RATE	0.604	0.970
M2P	0.005	0.072
5y TREASURY BONDS AVG3	0.257	0.884
CREDIT TOTAL	0.012	0.527
CREDIT HOUSEHOLDS	0.019	0.148
RESIDENTIAL MORTGAGES	0.002	0.114
BUSINESS CREDIT	0.008	0.137
REAL INVESTMENT	0.012	0.606
REAL GDP	0.013	0.803
GDP BUSINESS	0.010	0.611
EMP TOTAL	0.046	0.729
UNEMP	0.070	0.703
EXPORTS	0.008	0.623
IMPORT CONS GOODS	0.011	0.708
NEW HOUSING PI	0.010	0.516

4.4 Analyses de robustesse

Nous évaluons la robustesse de deux façons différentes. Premièrement, nous remplaçons l'instrument de politique monétaire utilisé dans le modèle FAVAR de référence − c'est-à-dire le taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois − par le taux d'intérêt à un jour de la Banque du Canada. Deuxièmement, étant donné que notre échantillon total d'estimation comprend la crise financière de 2008, nous analysons le sous-échantillon allant de la période 1982T2 à 2007T2. Cela est fait dans le but d'éliminer les effets croisés des mesures de politique monétaire non conventionnelles mises en place en réponse à la crise économique de 2008.

4.4.1 Instrument de politique monétaire : première différence du taux d'intérêt à un jour de la Banque du Canada

La Figure 4.7 présente une comparaison des résultats de l'estimation entre le modèle FAVAR de référence utilisant le taux d'intérêt à un jour comme instrument de politique monétaire et celui utilisant le taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois. Les fonctions de réponse de l'ensemble des 20 séries présentées suite à un choc de politique monétaire restrictive évoluent qualitativement de façon similaire, bien que nous notons de légères différences au niveau des amplitudes de certaines réponses, notamment la réponse de l'indice des prix à la consommation des biens durables, du crédit total et des taux d'hypothèques résidentielles. Ainsi, nous obtenons des résultats cohérents et stables quand nous utilisons l'un ou l'autre des taux d'intérêt pour représenter l'instrument de la politique monétaire. Cet exercice permet aussi de justifier le choix du taux d'intérêt sur les bons du Trésor canadiens à trois mois comme représentant un indicateur de l'état de la politique monétaire dans notre étude.

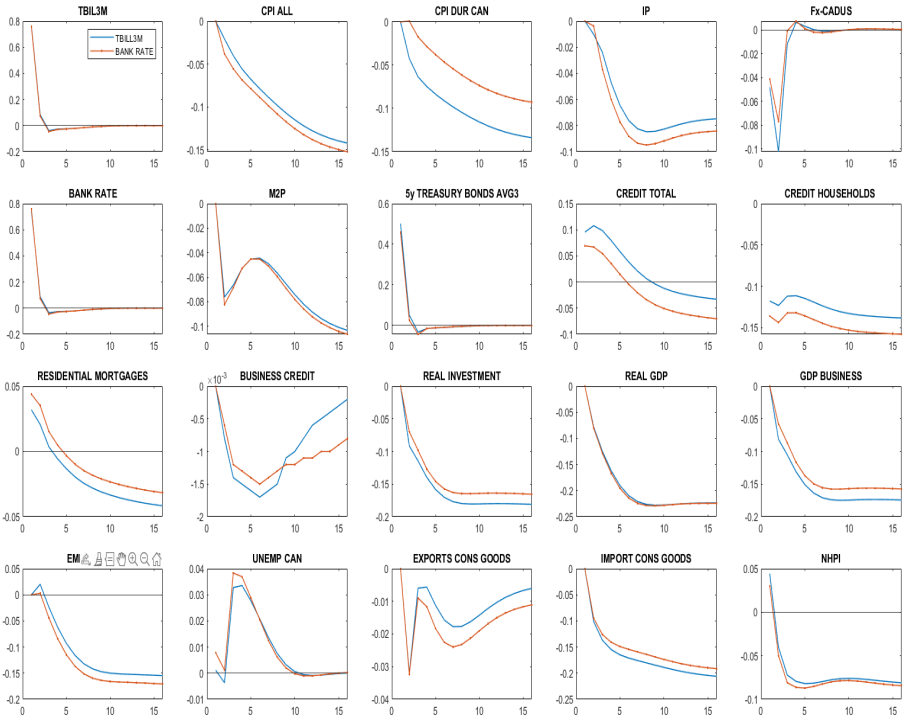

Figure 4.7. Comparaison des réponses avec le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 3 mois et le taux d'intérêt à un jour comme variable de politique monétaire

4.4.2 Étude de stabilité : sous-échantillon de 1982T2 à 2007T2

La Figure 4.8 présente une comparaison des fonctions de réponses entre le modèle FAVAR de référence estimé sur l'échantillon total 1982T2 à 2019T2 et le modèle FAVAR de référence estimé sur le sous-échantillon 1982T2 à 2007T2. Globalement, les fonctions de réponses du sous-échantillon suite à un choc de politique monétaire restrictive, vont dans le même sens que ceux issus de l'échantillon total. Cependant, nous observons de légères différences dans les réponses de certaines variables. En effet, la réponse de M2P dans le modèle construit à partir de l'échantillon total est négative tout au long de l'horizon. Contrairement au modèle construit à partir du sous-échantillon où cette réponse est négative à l'impact et devient positive à partir du 4^{e} trimestre. La réponse des importations des biens de consommation construits à partir de l'échantillon total est négative tout au long de l'horizon. Dans le cas du sous-échantillon, cette réponse est négative à l'impact puis devient positive à partir du 7^{e} trimestre. La réponse du taux de change est faible dans le modèle construit à partir du sous-échantillon. Les réponses de certaines variables telles que l'indice canadien des prix à la consommation, les exportations et l'emploi total sont plus prononcées dans le cas du sous-échantillon.

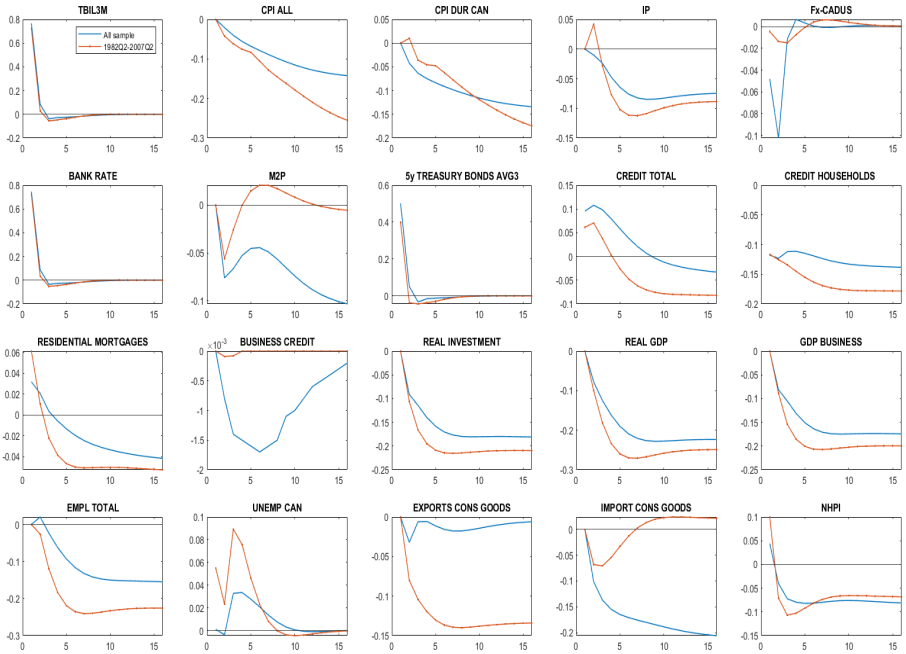

Figure 4.8. Comparaison des réponses d'un choc de politique monétaire restrictive avec les échantillons 1982T2 à 2019T2 et de 1982T2 à 2007T2.

CONCLUSION

Nous avons analysé la transmission des chocs de politique monétaire restrictive dans la dynamique de l'économie canadienne en développant des modèles FAVAR. La méthodologie FAVAR utilise un large ensemble de variables macroéconomiques afin d'en extraire un maximum d'information qui permettent d'analyser l'impact d'un choc de politique monétaire de façon à minimiser l'écart qui existe entre les décisions du banquier central et les analyses économétriques. Ce travail s'inspire des méthodologies de Bernanke *et al.* (2005) et de Boivin *et al.* (2010) pour construire un modèle FAVAR de référence ainsi qu'un modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitude macroéconomique, dans le but d'obtenir un bon comparatif pour le Canada. Nous avons introduit le prix relatif du pétrole ainsi que des mesures d'incertitude macroéconomique dans l'un des modèles pour refléter le contexte économique des dernières années, marquées par des variations importantes du prix du pétrole entre 2014 et 2016 et de fortes augmentations de l'incertitude macroéconomique qui en découle. Nos analyses produisent des réponses impulsionnelles attendues conformément aux résultats de Boivin *et al.* (2010). Nous trouvons qu'un choc de politique monétaire restrictive entraîne de façon générale, pour tous les modèles FAVAR estimés, une baisse de la consommation, une hausse des taux d'intérêt, une appréciation du taux de change, une baisse du niveau des emplois et une augmentation du taux de chômage. À cela s'ajoutent aussi des baisses importantes des investissements, des importations et exportations et une tendance à la baisse de la réponse de l'indice de la production industrielle.

Cependant, les amplitudes des réponses dans le cadre du FAVAR avec prix relatif

du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques sont plus prononcées que celles du FAVAR de référence. Ce qui indique que ce modèle capte bien l'ajout d'informations apportées par ces variables pouvant servir dans les analyses et dans la prise de décisions par les économistes. Par ailleurs, tous les modèles FAVAR estimés sont exempts des énigmes empiriques largement discutés dans la littérature, comme celle des prix et du taux de change. Il en a été de même pour le modèle FAVAR utilisant le taux d'intérêt à un jour de la Banque du Canada comme indicateur de la politique monétaire. Le test de stabilité du sous-échantillon 1987T2 à 2007T2, qui permet d'exclure la période de la crise économique de 2008, produit des résultats proches de ceux de l'échantillon total, malgré quelques différences pour quelques variables.

En somme, nos résultats suggèrent que les facteurs canadiens ont la capacité de bien capter la dynamique de l'économie conformément aux résultats de Boivin *et al.* (2010) et l'existence d'un lien important entre le choc de politique monétaire, le choc du prix du pétrole et ceux des mesures d'incertitudes macroéconomiques. Cependant, notre étude se limite à l'analyse de l'impact d'un choc de politique monétaire identifié en imposant les restrictions par la méthode de la décomposition de Cholesky. Il serait donc intéressant de compléter cette étude, premièrement, en menant une analyse complète de l'impact des autres chocs mentionnés précédemment sur l'économie canadienne. Deuxièmement, il serait intéressant de comparer nos résultats avec ceux obtenus à partir des modèles utilisant des techniques d'identification alternatives, telles que les restrictions de signes et un mixte de restrictions de court et long terme. Par ailleurs, le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à trois mois peut être insuffisant comme indicateur de la politique monétaire car il peut être influencé par d'autres facteurs. Il peut être intéressant d'utiliser la pente de la courbe de rendement pour mesurer l'impact de la politique monétaire en examinant l'impact d'un choc structurel sur cet écart pour obtenir une vali-

dation croisée des résultats obtenus. En fin, les modèles que nous avons estimés utilisent des facteurs inchangés dans le temps. Les différences que nous avons observées dans les réponses des variables lorsque nous comparons l'échantillon total au sous-échantillon suggèrent que les changements structurels qui ont eu lieu au cours des dernières décennies ont pu avoir un impact assez considérable sur l'économie canadienne. Une extension de cette étude serait également l'utilisation d'un FAVAR variant dans le temps (en anglais *"time varying" FAVAR* (TV-FAVAR)), qui est un modèle FAVAR qui admet une variation des chocs des facteurs et leurs paramètres dans le temps. Abbate *et al.* (2016) montrent que les prévisions et l'étude de la transmission des chocs avec le TV-FAVAR sont meilleures que celles avec paramètres FAVAR constants pour la plupart des variables.

APPENDICE A

DONNÉES

Le tableau ci-dessous présente les données utilisées. Il s'agit de 172 variables canadiennes et 50 variables provinciales. La colonne "vecteurs" correspond à la référence de chaque variable sur le site de Statistique Canada pour les variables canadiennes. La colonne "code" correspond au code de transformation utilisé pour rendre stationnaires les variables : (1) pas de transformation ; (2) première différence ; (5) première différence des logarithmes ; (6) seconde différence des logarithmes.

* Les variables à évolution lentes sont indexées d'un astérisque afin de les distinguer des variables à évolution rapide.

Tableau A.1. Liste des variables

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
		Real output and income		
1	REAL_C*	Real Final consumption expenditure, chained (2012) dollars	v62305723	5
2	REAL_C_GOODS*	Real Final consumption expenditure,Goods, chained (2012) dollars	v62305725	5
3	REAL_C_DUR_GOODS*	Real Final consumption expenditure, Durable goods, chained (2012) dollars	v62305726	5
4	REAL_C_SERV*	Real Final consumption expenditure, Services, chained (2012) dollars	v62305729	5
5	REAL_C_G*	Real General governments final consumption expenditure,, chained (2012) dollars	v62305731	5
6	REAL_I*	Real Gross fixed capital formation, chained (2012) dollars	v62305732	5
7	REAL_I_BUS*	Real Business gross fixed capital formation, chained (2012) dollars	v62305733	5
8	REAL_I_RES*	Real Gross fixed capital formation, Residential structures, chained (2012) dollars	v62305734	5
9	REAL_I_NRES*	Real Gross fixed capital formation, Non-residential structures, chained (2012) dollars	v62305736	5
10	REAL_I_ME*	Real Gross fixed capital formation, Machinery and equipment, chained (2012) dollars	v62305737	5
11	REAL_I_G*	Real Gross fixed capital formation, General governments gross fixed capital formation, chained (2012) dollars	v62305740	5
12	INVEST_INV*	Investment in inventories, chained (2012) dollars	v62305741	6
13	REAL_EXP*	Real Exports of goods and services, chained (2012) dollars	v62305745	5
14	REAL_EXP_SERV*	Real Exports of services, chained (2012) dollars	v62305747	5
15	REAL_IMP*	Real Imports of goods and services, chained (2012) dollars	v62305748	5
16	REAL_IMP_SERV*	Real Imports of services, chained (2012) dollars	v62305750	5
17	REAL_GDP*	Real Gross domestic product , chained (2012) dollars	v62305752	5
18	C_PRICE*	Implicit price index : Final consumption expenditure, 2012 = 100	v62307258	5
19	C_PRICE_GOODS*	Implicit price index : Final consumption expenditure,Goods, 2012 = 100	v62307260	5
20	C_PRICE_DUR_GOODS*	Implicit price index : Final consumption expenditure, Durable goods,2012 = 100	v62307261	5
21	C_PRICE_SERV*	Implicit price index : Final consumption expenditure, Services, 2012 = 100	v62307264	5
22	G_PRICE*	Implicit price index : General governments final consumption expenditure, 2012 = 100	v62307266	5
23	I_PRICE*	Implicit price index : Gross fixed capital formation, 2012 = 100	v62307267	5
24	I_PRICE_BUS*	Implicit price index : Business gross fixed capital formation, 2012 = 100	v62307268	5
25	I_PRICE_RES*	Implicit price index : Gross fixed capital formation, Residential structures, 2012 = 100	v62307269	5
26	I_PRICE_NRES*	Implicit price index : Gross fixed capital formation, Non-residential structures, 2012 = 100	v62307271	5
27	I_PRICE_ME*	Implicit price index : Gross fixed capital formation, Machinery and equipment, 2012 = 100	v62307272	5
28	I_PRICE_G*	Implicit price index : Gross fixed capital formation, General governments gross fixed capital formation, 2012 = 100	v62307275	5
29	EXP_PRICE*	Implicit price index : Exports of goods and services, 2012 = 100	v62307276	5
30	EXP_PRICE_SERV*	Implicit price index : Exports of services, 2012 = 100	v62307278	5
31	IMP_PRICE*	Implicit price index : Imports of goods and services, 2012 = 100	v62307279	5
32	IMP_PRICE_SERV*	Implicit price index : Imports of services, 2012 = 100	v62307281	5
33	GDP_PRICE_IND*	Implicit price index : Gross domestic product, 2012 = 100	v62307282	5
34	BSI_new*	GDP business	v41881479	5
35	GPI_new*	GDP goods	v41881485	5
36	SPI_new*	GDP services	v41881486	5
37	IP_new*	GDP industrial production	v41881487	5
38	NDM_new*	GDP non durable goods	v41881488	5
39	DM_new*	GDP durables	v41881489	5
40	OILP_new*	GDP mining, petrol and gas	v41881501	5

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
41	CON_new*	GDP construction	v41881523	5
42	RT_new*	GDP retail trade	v41881688	5
43	WT_new*	GDP wholesale trade	v41881689	5
44	PA_new*	GDP public administration	v41881775	5
45	FIN_new*	GDP finance and insurance	v41881725	5
46	OIL_CAN_new*	Crude oil production (Cubic metres)	v17948	5
47	indus_capu_tot*	Industrial capacity utilization rates, Total industrial	v4331081	2
48	indus_capu_for*	Industrial capacity utilization rates, Forestry and logging [113]	v4331082	2
49	indus_capu_mine_oil*	Industrial capacity utilization rates, Mining and oil and gas extraction [21]	v4331083	2
50	indus_capu_con*	Industrial capacity utilization rates ,Construction [23]	v4331087	2
51	indus_capu_manu*	Industrial capacity utilization rates, Manufacturing [31-33]	v4331088	2
52	indus_capu_oil*	Industrial capacity utilization rates, Petroleum and coal products manufacturing [324]	v4331101	2
53	indus_capu_chem*	Industrial capacity utilization rates, Chemical manufacturing [325]	v4331102	2
54	indus_capu_mach*	Industrial capacity utilization rates, Machinery manufacturing [333]	v4331109	2
55	TOT_WAGE_SAL*	Wages and salaries	v62468795	5
56	nat_dispo_income*	National disposable income	v62305868	5
57	hhold_dispo_income*	Households disposable income	v62305869	5
58	corp_dispo_income*	Corporations disposable income	v62305871	6
59	nat_saving*	National net saving	v62305876	6
60	hhold_saving*	Households net saving	v62305877	5
61	corp_saving*	Corporations net saving	v62305879	6
62	corp_profit*	Corporation profit before taxes	v66462652	5
		Employment and hours		
63	EMP_CAN*	Employment total	v24793	5
64	EMP_SERV_CAN*	Employment services	v2057610	5
65	EMP_FOR_OIL_CAN*	Employment forestry, fishing, mining, oil and gas	v2057606	5
66	EMP_CONS_CAN*	Employment construction	v2057608	5
67	EMP_SALES_CAN*	Employment sales (wholesale and retail trade)	v2057611	5
68	EMP_FIN_CAN*	Employment finance, insurance and real estate	v2057613	5
69	EMP_MANU_CAN*	Employment manufacturing	v2057609	5
70	EMP_PART_CAN*	Employment part time	v2062813	5
71	UNEMP_CAN*	Unemployment rate	LRUNTTTTCAM156S (FRED)	2
72	UNEMP_DURA_1.4_CAN*	Unemployment duration (1-4 weeks)	v3433878	5
73	UNEMP_DURA_5.13_CAN*	Unemployment duration (5-13 weeks)	v3433879	5
74	UNEMP_DURA_14.25_CAN*	Unemployment duration (14-24 weeks)	v3433880	5
75	UNEMP_DURA_27._CAN*	Unemployment duration (27+ weeks)	v3433882	5
76	UNEMP_DURAvg_CAN_new*	Unemployment average duration	v3433887	5
77	CLAIMS_CAN*	Employment insurance initial claims, Allowed	v383942	1
78	TOT_HRS_CAN*	Hours worked total	v4391505	5
79	GOOD_HRS_CAN*	Hours worked goods	v4391507	5
80	GOOD_OVT_HRS_CAN*	Average overtime hours of all employees, Goods-producing sector	v3595115	2
81	JOB_BI*	Business Index, 2012 = 100, Total number of jobs	v1409157	5

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
82	HOURS_AV_BI*	Business Index, 2012 = 100, Average hours worked	v1409156	5
83	HOURS_TOT_BI*	Business Index, 2012 = 100, Hours worked	v1409155	5
84	LPROD_BI*	Business Index, 2012 = 100, Labour productivity	v1409153	5
85	COMP_HOUP_BI*	Business Index, 2012 = 100, Total compensation per hour worked	v1409158	5
86	U_LCOST_BI*	Business Index, 2012 = 100, Unit labour cost	v1409159	5
87	U_NLABOR_PAY_BI*	Business Index, 2012 = 100, Unit non-labour payments	v20805659	5
88	LABOR_SH_BI*	Business Index, 2012 = 100, Labour share	v20805661	5
89	COMP_TOT_BI*	Business Index, 2012 = 100, Total compensation	v20805663	5
90	NLABOR_PAY_BI*	Business Index, 2012 = 100, Non-labour payments	v20805664	5
91	EMP_COMP*	Compensation of employees - households	v62468791	5
		Housing starts and building permits		
92	NHOUSE_P_CAN	New housing price index, Total (house and land)	v111955442	5
93	hstart_CAN	House Starts (units)	v730416	5
94	build_Total_CAN_new	Building permits (tous)	v42061	5
95	build_Ind_CAN_new	Building permits (industries)	v42064	5
96	build_Comm_CAN_new	Building permits (commerce)	v42065	5
97	BUILD_IND_NRES	Building construction price indexes, 2017 = 100, 11 census metropolitan area, Non-residential buildings [2362]	v122667915	5
98	BUILD_IND_COMM	Building construction price indexes, 2017 = 100, 11 census metropolitan area, Commercial buildings [23622]	v122667916	5
99	BUILD_IND_WARE	Building construction price indexes, 2017 = 100, 11 census metropolitan area, Warehouse	v122667918	5
100	BUILD_IND_INDUS	Building construction price indexes, 2017 = 100, 11 census metropolitan area, Industrial buildings [23621]	v122667920	5
101	BUILD_IND_FAC	Building construction price indexes, 2017 = 100, 11 census metropolitan area, Factory	v122667921	5
		Real inventories, orders, and unfilled orders		
102	MANU_N_ORD_new*	Manufacturing new orders (total)	v723019	5
103	MANU_UNFIL_new*	Manufacturing unfilled orders (total)	v723313	5
104	MANU_TOT_INV_new*	Manufacturing inventories (total)	v724933	5
105	MANU_INV_RAT_new*	Manufacturing inventories to shipments ratio (total)	v725059	1
106	N_DUR_INV_RAT_new*	Manufacturing inventories to shipments ratio (durables)	v725060	1
107	DUR_N_ORD_new*	Manufacturing new orders (durables)	v723034	5
108	DUR_UNFIL_new*	Manufacturing unfilled orders (durables)	v723328	5
109	DUR_TOT_INV_new*	Manufacturing inventories (durables)	v724948	5
110	DUR_INV_RAT_new*	Manufacturing inventories to shipments ratio (durables)	v725074	1
		Interest rates, money, bonds and credit		
111	M3	M3 (gross)	v41552794	5
112	M2p	M2+ (gross)	v41552798	5
113	M_BASE1	Monetary base	v37145	5
114	CRED_T	Total credit	v36414	5
115	CRED_HOUS	Household credit	v36415	5
116	CRED_MORT	Mortgage credit	v36416	5
117	CRED_CONS	Consumption credit	v36417	5
118	CRE_BUS	Business credit	v36418	5
119	LOANS_NBUS_CAN	Non-mortgage loans, to individuals for non-business purposes, total personal loans	v52354203	5
120	LOANS_BUS_CAN	Non-mortgage loans, to individuals and others for business purposes, total loans to Canadian resident non-financial	v52354207	5
		business		
121	MORT_RES_CAN	Mortgages, residential	v52354213	5
122	MORT_NRES_CAN	Mortgages, non-residential	v52354214	5

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
123	LIAB_ACCEPT_CAN	Customers' liability under acceptances	v52354215	5
124	BANK_RATE_L	Bank rate	v122550	2
125	PC_PAPER_1M	Corporate paper rate (1 month)	v122509	2
126	PC_PAPER_3M	Corporate paper rate (3 months)	v122491	2
127	GOV_AVG_1_3Y	Governmental bonds (average rate) (1-3 years)	v122558	2
128	GOV_AVG_3_5Y	Governmental bonds (average rate) (3-5 years)	v122485	2
129	GOV_AVG_5_10Y	Governmental bonds (average rate) (5-10 years)	v122486	2
130	GOV_AVG_10pY	Governmental bonds (average rate) (10+ years)	v122487	2
131	MORTG_1Y	Mortgage rate (1 year)	v122520	2
132	MORTG_5Y	Mortgage rate (5 years)	v122521	2
133	TBILL_3M	Treasury bills (3 months)	v122541	2
134	TBILL_6M	Treasury bills (6 months)	v122552	2
135	PC_3M.Bank_rate	Corporate paper rate (3 months) – Bank rate	Difference	1
136	G_AVG_1.3.Bank_rate	Government bonds (1-3 years) - Bank rate	Difference	1
137	G_AVG_3.5.Bank_rate	Government bonds (3-5 years) - Bank rate	Difference	1
138	G_AVG_5.10.Bank_rate	Government bonds (5-10 years) - Bank rate	Difference	1
139	TBILL_6M.Bank_rate	Treasury bond (6 months) - Bank rate	Difference	1
140	G_AVG_10p.TBILL_3M	Government Bonds (10+ years) - Treasury Bond (3 months)	Difference	1
		Canadian reserves and international trade		
141	RES_TOT	Total Canada's official international reserves	v122396	5
142	RES_USD	Canadian USD reserves	v122398	5
143	RES_IMF	Canadian reserve position at the IMF	v122401	5
144	IOIL_BP_new*	Imports oil	v183426	5
145	EOIL_BP_new*	Exports oil	v191516	5
146	EX_ENER_BP_new*	Export energy products	v191516	5
147	EX_MINER_BP_new*	Exports non-metallic ores	v191511	5
148	EX_METAL_BP_new*	Exports metal and other mineral products	v191522	5
149	EX_IND_EQUIP_BP_new*	Exports industrial machinery, pieces and equipment	v191545	5
150	EX_TRANSP_BP_new*	Exports motor vehicules and parts	v191550	5
151	EX_CONS_BP_new*	Exports consumption goods	v191492	5
152	IMP_METAL_BP_new*	Imports metal and other mineral products	v183446	5
152	IMP_METAL_BP_new*	Imports metal and other mineral products	v183446	5
153	IMP_IND_EQUIP_BP_new*	Imports industrial machinery, pieces and equipment	v183450	5
154	IMP_TRANSP_BP_new*	Imports motor vehicules and parts	v183469	5
155	IMP_CONS_BP_new*	Imports consumption goods	v183457	5
		Exchange rates and stock		
156	USDCAD_new	Exchange rate CADUSD	v37426	5
157	JPYCAD_new	Exchange rate CADJPY	v37456	5
158	GBPCAD_new	Exchange rate CADGBP	v37430	5
159	CAN_EQTY_NETFLOW	Canadian equity and investment fund shares, net flows	v61916203	1
160	CAN_SEC_NETFLOW	Canadian securities, Net flows	v61915649	1
161	FOR_SEC_NETFLOW	Foreign securities, Net flows	v61915715	1
162	CAN_US_SEC_NETFLOW	Canadian securities, United States, Net flows	v61915862	1
		Price indexes		
163	LL_CAN*	Consumption price index (CPI) (all)	v41690973	5

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
164	CPI_SHEL_CAN*	CPI (shelter)	v41691050	5
165	CPI_CLOT_CAN*	CPI (clothing and footwear)	v41691108	5
166	CPI_HEA_CAN*	CPI (health and personal care)	v41691153	5
167	CPI_MINUS_FOO_CAN*	CPI (all minus food)	v41691232	5
168	CPI_MINUS_FEN_CAN*	CPI (all minus food and energy)	v41691233	5
169	CPI_GOO_CAN*	CPI (durable goods)	v41691223	5
170	CPI_DUR_CAN*	CPI (goods)	v41691222	5
171	CPI_SERV_CAN*	CPI (services)	v41691230	5
172	IPPI_CAN*	Industrial production price index (IPPI) (all)	v79309114	5
173	IPPI_ENER_CAN*	IPPI (energy)	v79309126	5
174	IPPI_WOOD_CAN*	IPPI (wood)	v79309124	5
175	IPPI_METAL_CAN*	IPPI (metal and construction materials)	v79309129	5
176	IPPI_MOTOR_CAN*	IPPI (motor vehicles and parts)	v79309130	5
177	IPPI_MACH_CAN*	IPPI (industrial machinery and equipment)	v79309131	5
		Provincial data		
1	EMP_NF*	Employment total	v2057622	5
2	EMP_PEI*	Employment total	v2057641	5
3	EMP_NS*	Employment total	v2057660	5
4	EMP_NB*	Employment total	v2057679	5
5	EMP_QC*	Employment total	v2057698	5
6	EMP_ONT*	Employment total	v2057717	5
7	EMP_MAN*	Employment total	v2057736	5
8	EMP_SAS*	Employment total	v2057755	5
9	EMP_ALB*	Employment total	v2057774	5
10	EMP_BC*	Employment total	v2057793	5
11	UNEMP_NF*	Unemployment rate	v2063004	2
12	UNEMP_PEI*	Unemployment rate	v2063193	2
13	UNEMP_NS*	Unemployment rate	v2063382	2

id.	Variables	Description	Vecteurs	Code
14	UNEMP_NB*	Unemployment rate	v2063571	2
15	UNEMP_QC*	Unemployment rate	v2063760	2
16	UNEMP_ONT*	Unemployment rate	v2063949	2
17	UNEMP_MAN*	Unemployment rate	v2064138	2
18	UNEMP_SAS*	Unemployment rate	v2064327	2
19	UNEMP_ALB*	Unemployment rate	v2064516	2
20	UNEMP_BC*	Unemployment rate	v2064705	2
21	CPI_ALL_NF*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691244	5
22	CPI_ALL_PEI*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691379	5
23	CPI_ALL_NS*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691513	5
24	CPI_ALL_NB*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691648	5
25	CPI_ALL_QC*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691783	5
26	CPI_ALL_ONT*	Consumption price index (CPI) (all)	v41691919	5
27	CPI_ALL_MAN*	Consumption price index (CPI) (all)	v41692055	5
28	CPI_ALL_SAS*	Consumption price index (CPI) (all)	v41692191	5
29	CPI_ALL_ALB*	Consumption price index (CPI) (all)	v41692327	5
30	CPI_ALL_BC*	Consumption price index (CPI) (all)	v41692462	5
31	build_Total_NF_new	Building permits (tous)	v42094	5
32	build_Total_PEI_new	Building permits (tous)	v42106	5
33	build_Total_NS_new	Building permits (tous)	v42112	5
34	build_Total_NB_new	Building permits (tous)	v42118	5
35	build_Total_QC_new	Building permits (tous)	v42163	5
36	build_Total_ONT_new	Building permits (tous)	v42199	5
37	build_Total_MAN_new	Building permits (tous)	v42124	5
38	build_Total_SAS_new	Building permits (tous)	v42130	5
39	build_Total_ALB_new	Building permits (tous)	v42136	5
40	build_Total_BC_new	Building permits (tous)	v42250	5
41	hstart_PEI	House Starts (units)	v730419	2
42	hstart_NS	House Starts (units)	v730420	5
43	hstart_NB	House Starts (units)	v730421	5
44	hstart_QC	House Starts (units)	v730422	5
45	hstart_ONT	House Starts (units)	v730423	5
46	hstart_MAN	House Starts (units)	v730424	5
47	hstart_SAS	House Starts (units)	v730425	5
48	hstart_ALB	House Starts (units)	v730426	5
49	hstart_BC	House Starts (units)	v730418	5
50	hstart_NF	House Starts (units)	v730417	5

APPENDICE B

STATIONNARITÉ ET ÉVOLUTION DES VARIABLES D'INTÉRÊT

Tableau B.1. Test de non stationnarité des variables d'intérêt sur l'échantillon 1982T2 à 2019T2

Variables	Pvalue	rejet de Ho : non stationnarité
ΔIP	0	rejet
$\Delta TBILL3M$	0	rejet
ΔCPI	0.0018	rejet
$\Delta UNEMP$	0.0014	rejet
$\Delta M2P$	0.0303	rejet
UnUS	0.0056	rejet
UnCAD	0	rejet
PP	0.0112	rejet

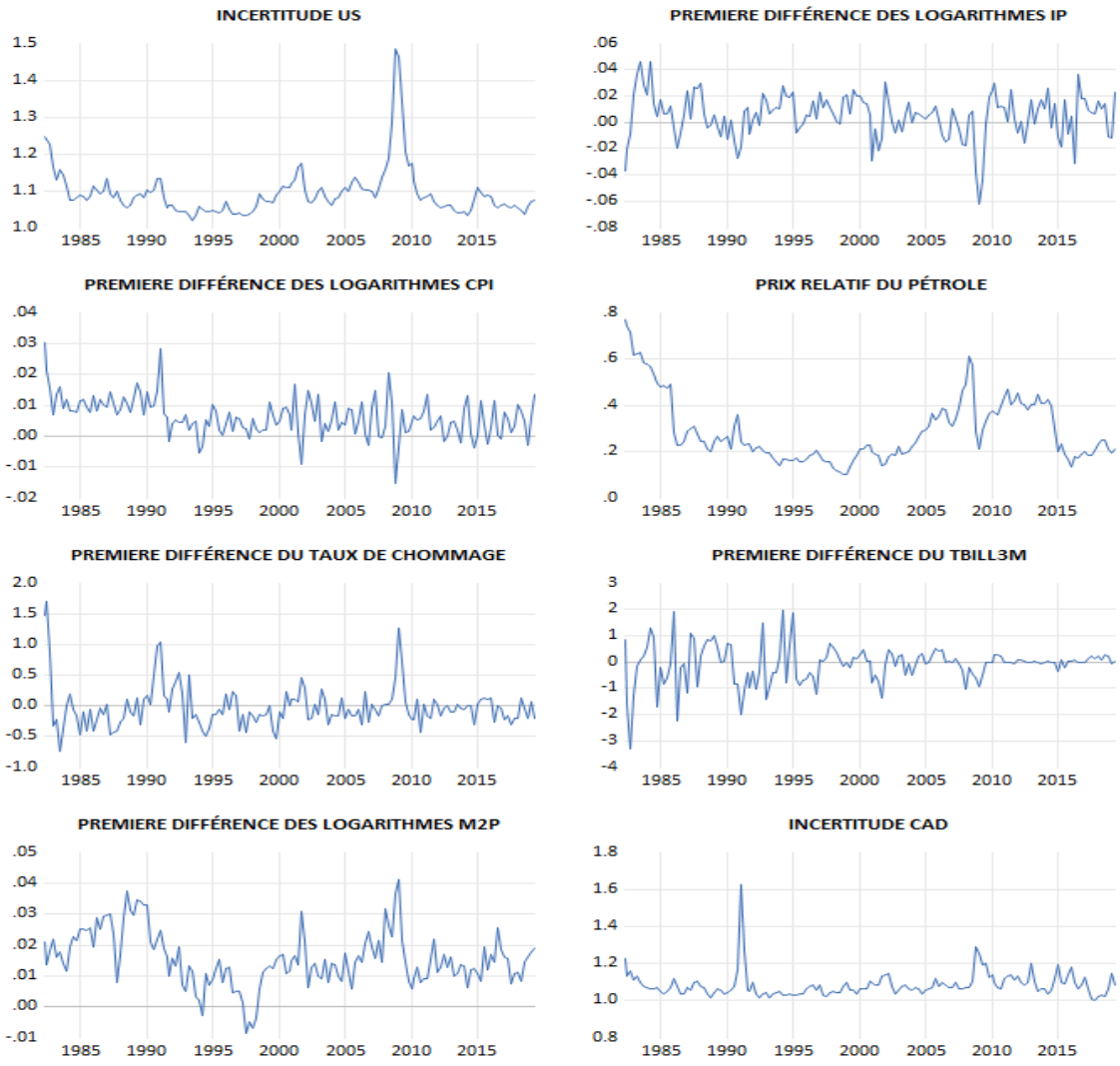

Figure B.1. Évolution des différentes variables d'intérêt.

APPENDICE C

INFORMATIONS SUR LES FACTEURS

Dans cette annexe, nous trouvons des informations additionnelles liées à l'estimation des facteurs pour la période qui couvrent 1982 :T2 à 2019 :T2.

Tableau C.1. Corrélation entre les facteurs estimés et les variables

F1		**F2**		**F3**	
BSI_new	0,873	CPI_MINUS_FOO_CAN	0,773	IMP_PRICE_SERV	0,775
REAL_GDP	0,829	CPI_CAN	0,686	IMP_PRICE	0,763
GPI_NEW	0,864	EMP_COMP	0,757	EX_US_CAN	0,701
IP_NEW	0,807	CPI_GOO_CAN	0,685	IPPI_MACH_CAN	0,721
DM_new	0,822	GDP_PRICE_IND	0,671	IPPI_MOTOR_CAN	0,706
F4		**F5**		**F6**	
TBILL_3M	0,575	BUILD_IND_WARE	0,454	IPPI_ENER_CAN	0,559
TBILL_6M	0,573	GOV_AVG_3_5Y	0,449	N_DUR_INV_RAT_new	0,532
MORT_1Y	0,572	GOV_AVG_1_3Y	0,444	EX_ENER_BP_new	0,524
BANK_RATE	0,566	GOV_AVG_5_10Y	0,440	IPPI_CAN	0,569
PC_PAPER_3M	0,562	M3	0,440	EXP_PRICE	0,560

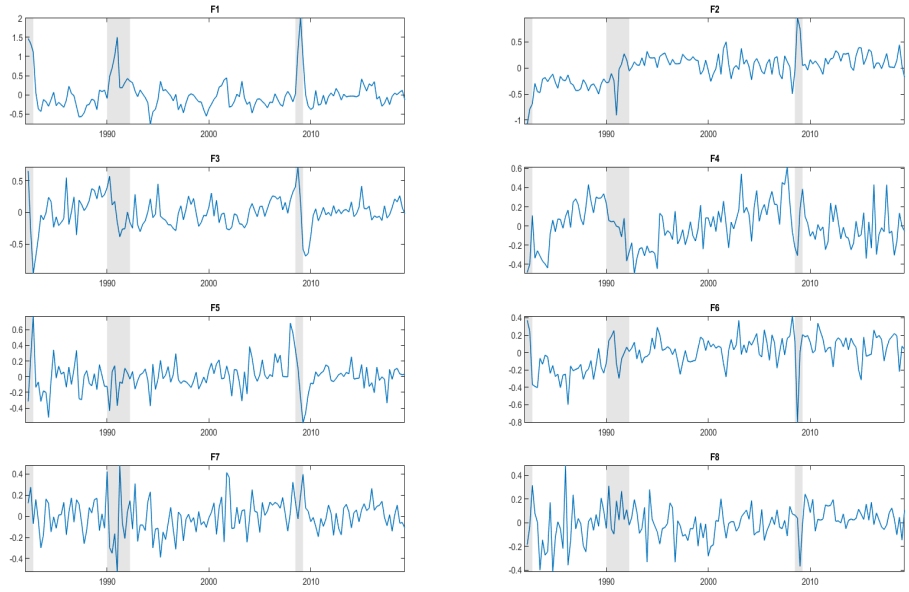

Figure C.1. Évolution des facteurs estimés

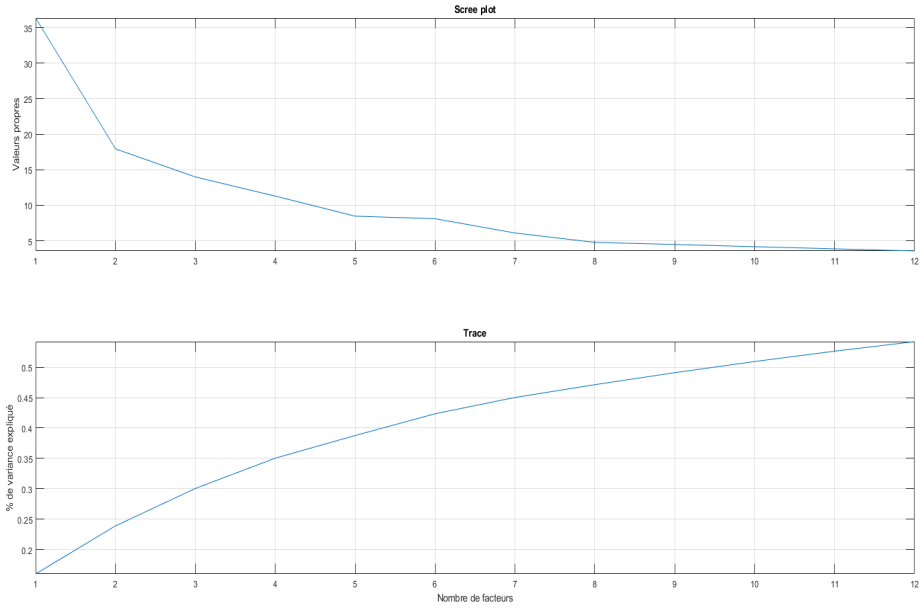

Figure C.2. Scree plot et Trace

APPENDICE D

FONCTIONS DE RÉPONSES IMPULSIONNELLES ET DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE

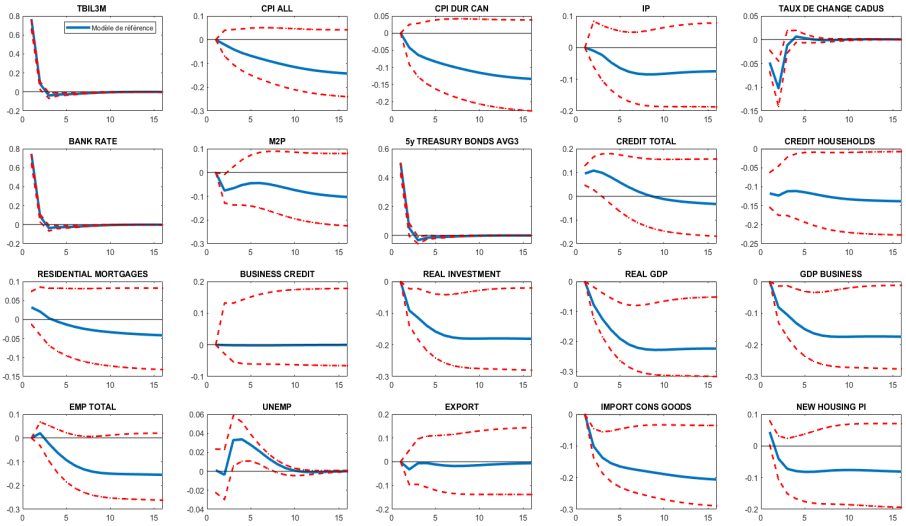

Figure D.1. Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR de référence.

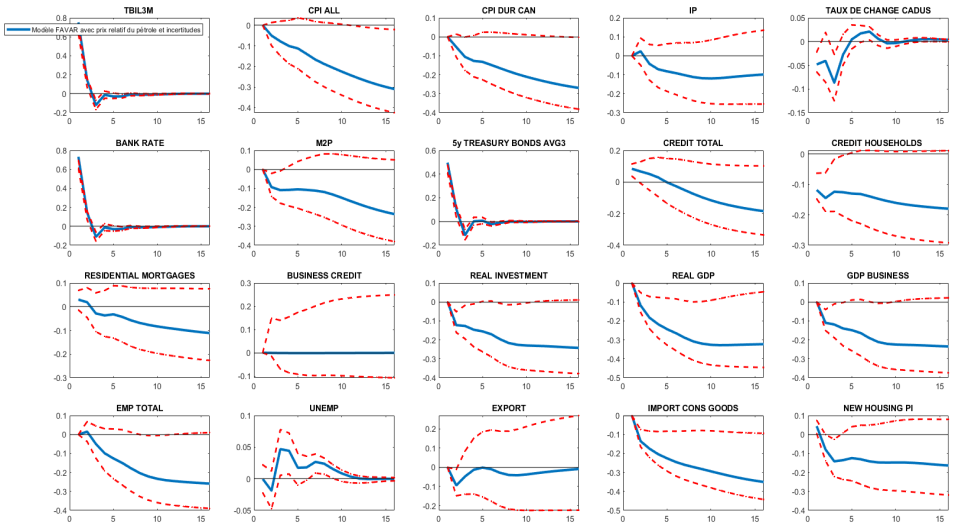

Figure D.2. Réponses à un choc de politique monétaire restrictive dans le modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et incertitudes macroéconomiques.

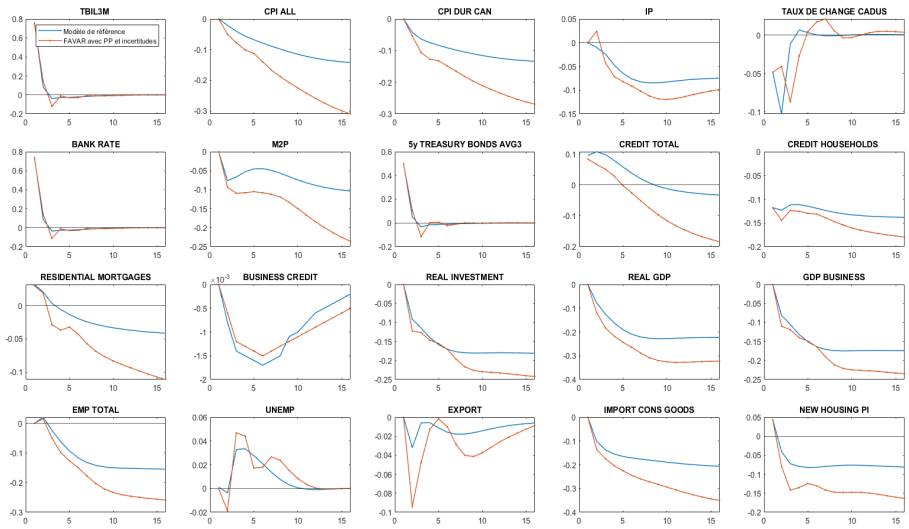

Figure D.3. Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses du modèle FAVAR avec prix relatif du pétrole et mesures d'incertitudes macroéconomiques

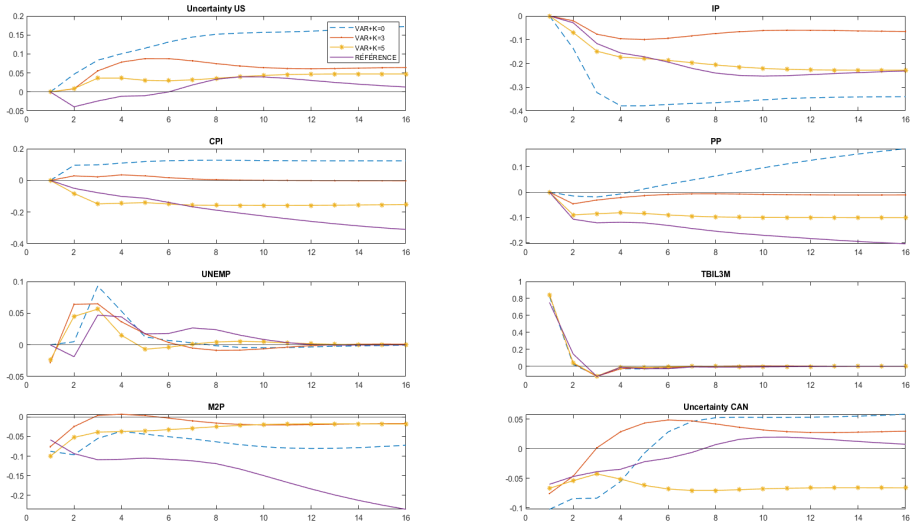

Figure D.4. Comparaison entre les réponses du modèle FAVAR de référence et les réponses des modèles VAR standards augmentés de facteurs.

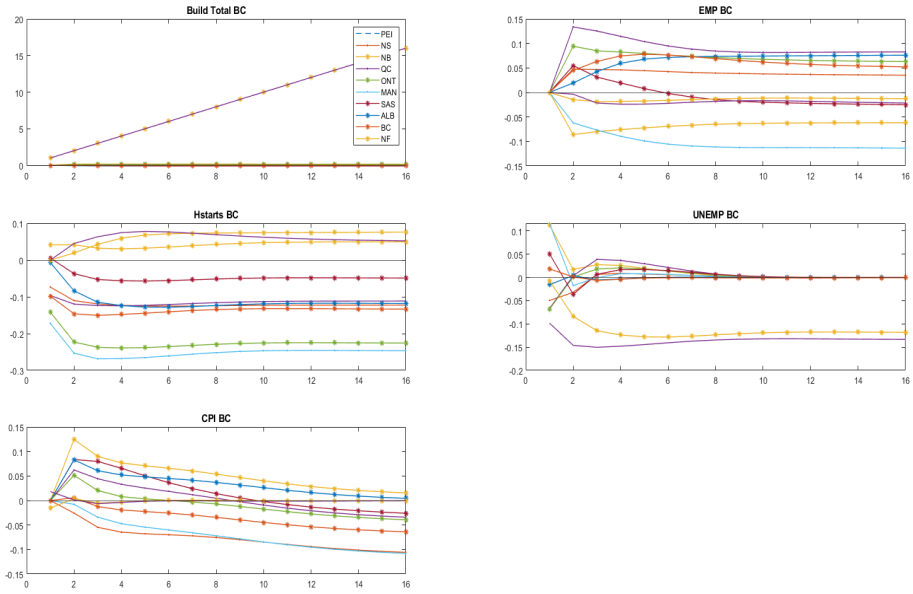

Figure D.5. Comparaison entre les réponses provinciales du modèle FAVAR de référence pour les variables retenues.

Tableau D.1. Décomposition de la variance et R^2

Variables	Décomposition de Variance	R^2
CPI ALL	0.027	0.697
CPI DUR CAN	0.021	0.628
IP	0.041	0.288
TAUX DE CHANGE CADUS	0.012	0.837
BANK RATE	0.604	0.970
M2P	0.005	0.072
5y TREASURY BONDS AVG3	0.257	0.884
CREDIT TOTAL	0.012	0.527
CREDIT HOUSEHOLDS	0.019	0.148
RESIDENTIAL MORTGAGES	0.002	0.114
BUSINESS CREDIT	0.008	0.137
REAL INVESTMENT	0.012	0.606
REAL GDP	0.013	0.803
GDP BUSINESS	0.010	0.611
EMP TOTAL	0.046	0.729
UNEMP	0.070	0.703
EXPORT	0.008	0.623
IMPORT CONS GOODS	0.011	0.708
NEW HOUSING PI	0.010	0.516

APPENDICE E

ANALYSE DE ROBUSTESSE

Changement de la variable de politique monétaire

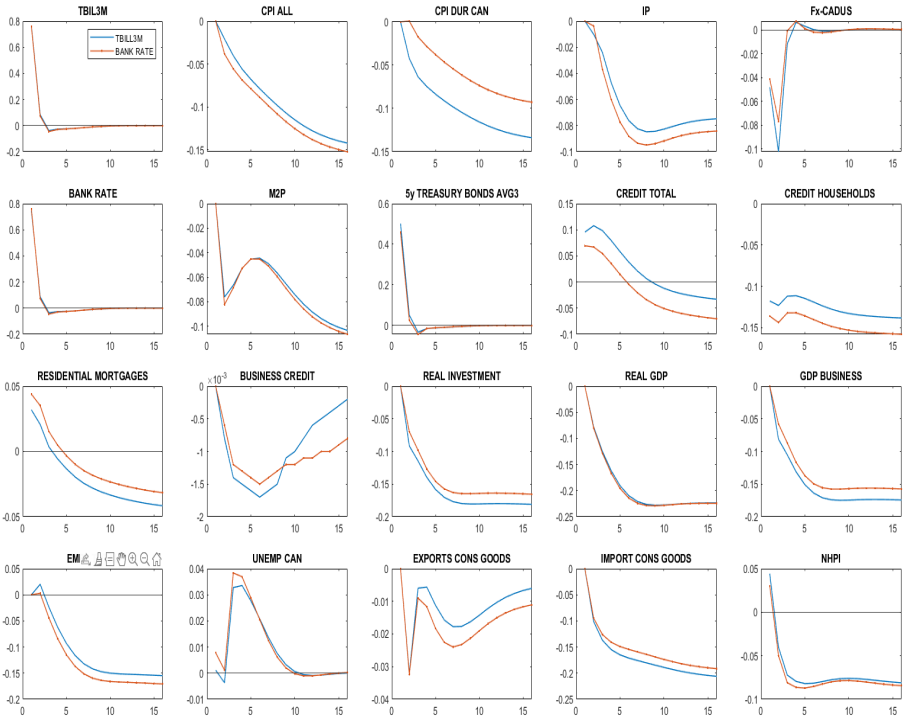

Figure E.1. Comparaison des réponses avec le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à 3 mois et le taux d'intérêt à un jour comme variable de politique monétaire

Révision de l'échantillon

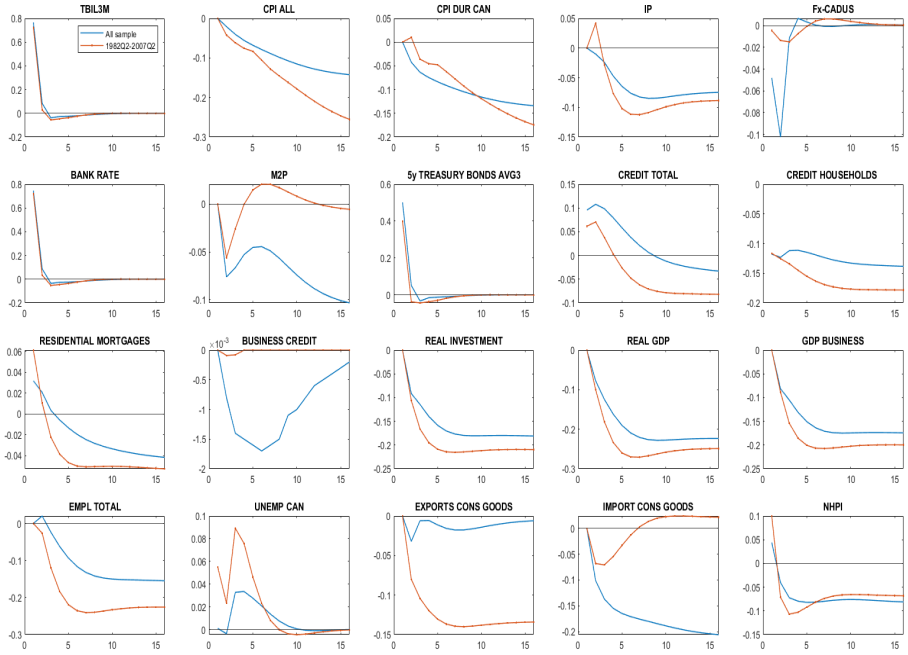

Figure E.2. Comparaison des réponses d'un choc de politique monétaire restrictive avec les échantillons 1982T2 à 2019T2 et de 1982T2 à 2007T2.

RÉFÉRENCES

Abbate, A., Eickmeier, S., Lemke, W. et Marcellino, M. (2016). The changing international transmission of financial shocks : Evidence from a classical time-varying favar. *Journal of Money, Credit and Banking*, *48*(4), 573–601.

Bai, J. et Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, *70*(1), 191–221.

Bernanke, B. et Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the transmission of monetary policy. *American Economic Review*, *82*(4), 901–921.

Bernanke, B. S. (1986). Alternative explanations of the money-income correlation. volume 25, 49–99. National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

Bernanke, B. S. et Boivin, J. (2003). Monetary policy in a data-rich environment. *Journal of Monetary Economics*, *50*(3), 525–546.

Bernanke, B. S., Boivin, J. et Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy : a factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, *120*(1), 387–422.

Bernanke, B. S., Gertler, M., Watson, M., Sims, C. A. et Friedman, B. M. (1997). Systematic monetary policy and the effects of oil price shocks. *Brookings Papers on Economic Activity*, *1997*(1), 91–157.

Boivin, J. et Giannoni, M. P. (2009). Global forces and monetary policy effectiveness. In *International Dimensions of Monetary Policy* 429–478. University of Chicago Press.

Boivin, J., Giannoni, M. P. et Stevanovic, D. (2010). Monetary transmission in a small open economy : More data, fewer puzzles. *Manuscript, HEC Montreal*, *17*, 2015.

Boivin, J., Giannoni, M. P. et Stevanović, D. (2020). Dynamic effects of credit shocks in a data-rich environment. *Journal of Business & Economic Statistics*, *38*(2), 272–284.

Boivin, J. et Ng, S. (2006). Are more data always better for factor analysis ? *Journal of Econometrics*, *132*(1), 169–194.

Carriero, A., Clark, T. E. et Marcellino, M. (2019). Large bayesian vector autoregressions with stochastic volatility and non-conjugate priors. *Journal of Econometrics*, *212*(1), 137–154.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1996). The effects of monetary policy shocks : some evidence from the flow of funds. *Review of Economics and Statistics*, *78*(1), 16–34.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1998). *Modeling Money*. Working Paper 6371, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1999). Monetary policy shocks : What have we learned and to what end ? *Handbook of Macroeconomics*, *1*, 65–148.

Cross, P. et Bergevin, P. (2012). Turning points : Business cycles in canada since 1926. *CD Howe Institute*, *366*.

Cushman, D. O. et Zha, T. (1997). Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates. *Journal of Monetary Economics*, *39*(3), 433–448.

Faust, J. et Leeper, E. M. (1997). When do long-run identifying restrictions give reliable results ? *Journal of Business & Economic Statistics*, *15*(3), 345–353.

Favero, C. A., Marcellino, M. et Neglia, F. (2005). Principal components at work : the empirical analysis of monetary policy with large data sets. *Journal of Applied Econometrics*, *20*(5), 603–620.

Forni, M. et Reichlin, L. (1998). Let's get real : a factor analytical approach to disaggregated business cycle dynamics. *The Review of Economic Studies*, *65*(3), 453–473.

Fortin-Gagnon, O., Leroux, M., Stevanovic, D. et Surprenant, S. (2022). A large canadian database for macroeconomic analysis. *Canadian Journal of Economics*, *55*(4), 1799–1833.

Jurado, K., Ludvigson, S. C. et Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, *105*(3), 1177–1216.

Kim, S. et Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries : A solution with a structural var approach. *Journal of Monetary Economics*, *45*(3), 561–586.

Leeper, E. M. et Gordon, D. B. (1992). In search of the liquidity effect. *Journal of Monetary Economics*, *29*(3), 341–369.

Leeper, E. M., Sims, C. A., Zha, T., Hall, R. E. et Bernanke, B. S. (1996). What does monetary policy do ? *Brookings Papers on Economic Activity*, *1996*(2), 1–78.

Lescaroux, F. et Mignon, V. (2009). Measuring the effects of oil prices on china's economy : A factor-augmented vector autoregressive approach. *Pacific Economic Review*, *14*(3), 410–425.

Ludvigson, S. C., Ma, S. et Ng, S. (2020). *COVID-19 and the macroeconomic effects of costly disasters*. Working Paper 26987, National Bureau of Economic Research.

McCracken, M. et Ng, S. (2020). *FRED-QD : A quarterly database for macroeconomic research*. Working Paper w26872, National Bureau of Economic Research.

Moran, K., Stevanovic, D. et Touré, A. K. (2022). Macroeconomic uncertainty and the covid-19 pandemic : Measure and impacts on the canadian economy. *Canadian Journal of Economics*, *55*, 379–405.

Pagan, A. R. et Robertson, J. C. (1995). Resolving the liquidity effect. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, *77*(3), 33–54.

Shibamoto, M. (2007). An analysis of monetary policy shocks in Japan : A factor augmented vector autoregressive approach. *The Japanese Economic Review*, *58*(4), 484–503.

Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy. *European Economic Review*, *36*(5), 975–1000.

Sims, C. A. et H., J. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis ? *Quarterly Review*, *10*(Winter), 2–16.

Sims, C. A. et Zha, T. (1995). Does monetary policy generate recessions ? : Using less aggregate price data to identify monetary policy. *Paper, Yale University*, *782*.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2002a). Forecasting using principal components from a large number of predictors. *Journal of the American Statistical Association*, *97*(460), 1167–1179.

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2002b). Macroeconomic forecasting using diffusion indexes. *Journal of Business & Economic Statistics*, *20*(2), 147–162.

Uhlig, H. (1997). Bayesian vector autoregressions with stochastic volatility. *Econometrica*, *65*(1), 59–73.