

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

L'IMPACT DES CHOCS DE SENTIMENTS SUR LES  
VARIABLES MACROÉCONOMIQUES CANADIENNES

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
ISABELLE BOILEAU

DÉCEMBRE 2015



UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

## REMERCIEMENTS

La rédaction de ce mémoire n'aurait pas pu se faire sans l'aide de plusieurs personnes, que je tiens à remercier ici. Mes premiers remerciements vont au professeur Alain Guay, mon directeur de recherche, qui m'a fourni l'encadrement et les encouragements requis pour mener ce projet à terme. Merci de m'avoir encouragée et encadrée. Merci d'avoir été disponible pour répondre à mes questions, et ce, même si tu étais à l'extérieur du pays. Merci d'avoir pris le temps, tout au long de mes études de maîtrise, de m'alimenter en commentaires et suggestions qui ont contribué à mon succès.

Je tiens à remercier mes parents, mes beaux-parents et ma grand-mère pour leur support tout au long de mon cheminement universitaire. Ces personnes m'ont permis de réaliser l'entièreté de mes études dans les meilleures conditions possible. Merci à toutes ces personnes pour les conseils que vous m'avez donnés ainsi que pour les nombreux petits plats préparés toutes les semaines.

Également, merci à mon conjoint Samuel qui m'a épaulée et soutenu tout au long de mes études universitaires. Merci de t'avoir toujours cru en moi, de m'avoir patiemment écoutée, de m'avoir consolée durant les moments difficiles et de t'être réjoui avec moi lors des bonnes nouvelles. Merci pour tes commentaires et suggestions qui m'ont permis d'améliorer ce mémoire.

Outre ma famille, je tiens à remercier mon amie Vanessa que j'ai rencontrée lors de mon baccalauréat. Merci d'avoir été présente pour moi durant le baccalauréat et la maîtrise. Grâce à ton support, les soirées d'études ont été moins pénibles. Merci à Laurence et Marie-Chantal, mes collègues de bureau lors de la rédaction

de ce mémoire, d'avoir été présente tous les jours. Votre présence quotidienne à l'UQAM m'a permis de partager en tout temps mes états d'âme liés à la rédaction de ce mémoire. Merci à toutes les personnes que j'ai rencontrées à l'UQAM et qui sont devenues mes amis (Valérie, David, Samuel, Fred, Vincent...). Grâce à vous, les journées et soirées d'études lors de la première année ont été moins pénibles. Merci à Marilyn qui a corrigé tous mes travaux universitaires et particulièrement ce mémoire. Merci à toutes mes autres amies plus particulièrement à Ashley et Jacinthe de m'avoir épaulé durant ma maîtrise.

Finalement, je tiens à remercier tout le personnel du département d'économie pour leur bon travail ainsi que la fondation de l'UQAM pour leur soutien financier.

## TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES . . . . .	vi
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES . . . . .	ix
RÉSUMÉ . . . . .	x
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE . . . . .	5
1.1 Cycle économique : Rétrospective historique des sources des fluctuations économiques . . . . .	5
1.1.1 Les attentes . . . . .	6
1.1.2 "Animal spirits" . . . . .	7
1.1.3 Les chocs aléatoires . . . . .	7
1.1.4 Lucas, les nouveaux classiques et choc de progrès technologique . . . . .	8
1.2 Nouvelles forces motrices des fluctuations . . . . .	10
1.2.1 Chocs de nouvelles . . . . .	11
1.2.2 Chocs de sentiments . . . . .	15
CHAPITRE II	
LES DONNÉES . . . . .	18
2.1 Présentation des données pour le modèle de référence . . . . .	18
2.2 Présentation des données alternatives pour tester la robustesse des résultats . . . . .	21
2.3 Test de stationnarité . . . . .	23
2.3.1 Test de racine unité : Dickey-Fuller augmenté (ADF) . . . . .	23
2.3.2 Test de racine unité : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) . . . . .	26
2.4 Cointégration . . . . .	27

2.4.1	Test de Engel et Granger . . . . .	28
CHAPITRE III		
	MÉTHODOLOGIE . . . . .	30
3.1	Présentation du modèle empirique . . . . .	30
3.2	Forme réduite . . . . .	32
3.3	Forme structurelle . . . . .	33
3.4	De la forme réduite à la forme structurelle . . . . .	34
3.5	Restrictions de long terme . . . . .	35
3.6	Restrictions de court et moyen terme . . . . .	36
3.7	Outils d'analyse des résultats . . . . .	41
3.7.1	Fonctions de réponses . . . . .	41
3.7.2	Décomposition de variance . . . . .	42
3.8	Autre stratégie d'identification du choc de sentiment : Barsky et Sims	43
CHAPITRE IV		
	ANALYSES ET RÉSULTATS . . . . .	46
4.1	Modèle de base . . . . .	46
4.2	Modèles alternatifs . . . . .	50
4.3	Barsky et Sims . . . . .	57
	CONCLUSION . . . . .	61
ANNEXE A		
	DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES . . . . .	63
ANNEXE B		
	RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE . . . . .	66
ANNEXE C		
	RÉSULTATS ALTERNATIFS . . . . .	69
	RÉFÉRENCES . . . . .	87



## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
A.1 Indice de confiance Global . . . . .	64
A.2 Indice de confiance Q2 . . . . .	64
A.3 Corrélacion croisée - Indice Global . . . . .	65
A.4 Corrélacion croisée - Q2 . . . . .	65
B.1 Fonction de réponse - Indice Global CBC . . . . .	67
B.2 Décomposition de variance . . . . .	68
C.1 Fonction de réponse - Q2 CBC . . . . .	70
C.2 Décomposition de variance . . . . .	71
C.3 Fonction de réponse - Global CBC . . . . .	72
C.4 Fonction de réponse - Q2 CBC . . . . .	73
C.5 Décompositions de variance - Modèles 3 . . . . .	74
C.6 Fonction de réponse - Indice CBC . . . . .	75
C.7 Fonction de réponse - Q2 CBC . . . . .	76
C.8 Décompositions de variance - Modèles 4 . . . . .	77
C.9 Fonction de réponse - Global CBC . . . . .	78
C.10 Fonction de réponse - Q2 C.B.C . . . . .	79
C.11 Décompositions de variance - Modèles 5 . . . . .	80
C.12 Fonction de réponse - Indice CBC . . . . .	81
C.13 Fonction de réponse - Q2 CBC . . . . .	82
C.14 Décompositions de variance - Modèles 6 . . . . .	83

C.15 Fonction de réponse - Barsky et Sims et Global CBC . . . . .	84
C.16 Fonction de réponse - Barsky et Sims et Q2 C.B.C . . . . .	85
C.17 Décompositions de variance - Barsky et Sims . . . . .	86



## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Test de racine unitaire Dickey Fuller augmenté . . . . .	25
4.1 Modélisation alternatives . . . . .	51
A.1 Source des séries macroéconomiques . . . . .	63

## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle provenant de l'appellation anglaise)
AIC	Critère d'information d'Akaike (sigle provenant de l'appellation anglaise)
BP	Band Pass
CBC	Conference Board du Canada
DSGE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique (sigle provenant de l'appellation anglaise)
G7	Groupe des sept
HP	Hodrick et Prescott
IPC	Indice des prix à la consommation
KPSS	Test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
LM	Statistique du multiplicateur de Lagrange
MCO	Méthode des moindres carrés ordinaires
PIB	Produit intérieur brut réel
RBC	Modèle des cycles réels (sigle provenant de l'appellation anglaise)
SVAR	Représentation vectorielle autorégressive structurelle (sigle provenant de l'appellation anglaise)
SVECM	Modèle structurel à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
TFP	Productivité totale des facteurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VAR	Représentation vectorielle autorégressive (sigle provenant de l'appellation anglaise)
VECM	Modèle à correction d'erreurs (sigle provenant de l'appellation anglaise)

## RÉSUMÉ

À la suite des dommages causés par la Grande Récession de 2009, de nombreux économistes ont tenté d'expliquer les dernières récessions à l'aide des modèles dynamiques classiques (RBC) développés dans les trente dernières années. Cependant, ces modèles RBC ne parviennent pas à reproduire les fluctuations macroéconomiques observées durant les dernières récessions principalement celle de 2009. Puisque ces derniers ne réussissent pas à expliquer l'origine des dernières récessions, de nouveaux modèles et de nouvelles théories émergent. Parmi ces nouvelles théories, on retrouve les sentiments des agents économiques.

Le présent travail de recherche s'intéresse à évaluer la contribution des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques canadiennes. Pour parvenir à ce but, un modèle à correction d'erreurs intégrant quatre variables, dont une représentant la confiance des consommateurs canadiens est construit. L'objectif est d'identifier dans quelle proportion les chocs aux sentiments contribuent aux cycles économiques en comparaison avec les chocs qui sont liés aux fondamentaux soit : les chocs technologiques non anticipés sur la productivité totale des facteurs, les chocs de nouvelles sur la productivité totale des facteurs et les chocs de demande. Parmi l'ensemble des résultats obtenus, les chocs de sentiments sont la source principale des fluctuations économiques canadiennes. À eux seuls, les sentiments expliquent 70% de la variance des heures travaillées, 55% de la variance du produit intérieur brut réel et de la consommation et environ 20% de l'inflation.

**MOTS-CLÉS** : cycles économiques, choc de sentiments, confiance des consommateurs, modèle structurel à correction d'erreurs, Canada

## INTRODUCTION

La récente crise financière de 2008 a amené son lot de conséquences sur l'activité économique de nombreux pays, plus particulièrement sur les pays membres du G7. Comme plusieurs de ces pays, le Canada a ressenti les conséquences de cette crise en subissant une chute de 3,6 % de son PIB réel entre le troisième trimestre de 2008 et le deuxième trimestre de 2009<sup>1</sup>. De plus, l'investissement et la confiance des producteurs et des consommateurs ainsi que plusieurs autres variables de l'économie canadienne ont été affectés.

À la suite des dommages causés par la Grande Récession de 2009, de nombreux économistes ont tenté d'expliquer les dernières récessions à l'aide des modèles dynamiques classiques (RBC) développés dans les trente dernières années. Ces divers modèles de cycles réels développés entre autres par Kydland et Prescott (1982) et Long et Plosser (1983) reposent sur l'idée que les cycles économiques sont engendrés par les réponses optimales des agents à des chocs réels. Les chocs réels retenus par ces auteurs sont des fluctuations aléatoires du niveau de productivité et ces derniers ont pour effet de modifier l'efficacité de la combinaison productive. Cependant, ces modèles ne réussissent pas à expliquer les fluctuations macroéconomiques observées durant les dernières récessions et principalement durant la Grande Récession de 2009. Face à l'échec des modèles, il y a eu un regain d'intérêt pour découvrir les sources des cycles économiques et pour expliquer les fluctuations de l'activité économique. D'anciennes théories keynésiennes sont mises à jour

---

1. Statistiques Canada. [s. d.] *Revue de fin d'année : 2009*. Récupéré le 6 mai 2014 de <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-010-x/2010004/part-partie3-fra.htm>

et de nouvelles théories sont élaborées pour tenter d'identifier les sources possibles des cycles et pour y expliquer les fluctuations macroéconomiques observées. Plus de trois décennies après la création des modèles dynamiques classiques, il n'y a toujours pas de consensus sur les principales sources des cycles économiques dans la profession.

Depuis plusieurs années, de nombreuses recherches sont effectuées afin de déterminer les causes pouvant entraîner les fluctuations économiques observées. La première cause possible avancée est un changement dans les attentes. Ce changement pourrait être causé, entre autres, par un changement dans les fondamentaux, par exemple, des gains futurs de productivité. Dans la littérature récente, cette première cause est appelée "news shocks". D'autre part, différents chercheurs ont suggéré l'idée que ces fluctuations pourraient aussi être causées par des vagues d'optimismes et de pessimismes, ce que l'on appelle les sentiments des agents économiques. Ces mouvements de pessimismes et d'optimismes ne sont pas basés sur les fondamentaux, mais bien sur des problèmes d'informations, c'est-à-dire que les agents n'ont pas le même ensemble d'information pour former des anticipations qui demeurent tout de même rationnelles. Ces derniers pourraient contribuer de façon importante aux cycles économiques.

Ce mémoire de maîtrise consiste à évaluer l'impact des chocs aux sentiments sur des variables macroéconomiques canadiennes. Ce travail est une occasion de regarder d'un nouvel angle les fluctuations macroéconomiques canadiennes en supposant qu'elles sont causées, entre autres, par des chocs extrinsèques que sont les sentiments. L'objectif est d'identifier dans quelle proportion les chocs aux sentiments contribuent aux cycles économiques en comparaison avec les chocs qui sont liés aux fondamentaux soit : les chocs technologiques non anticipés sur la productivité totale des facteurs, les chocs de nouvelles sur la productivité totale des facteurs et les chocs de demande. Plus précisément, les effets de ces quatre



chocs sur la production intérieure brute réelle, la productivité totale des facteurs, l'inflation, la confiance des consommateurs canadiens sont analysés. Jusqu'à présent, il y a peu de recherches qui ont été effectuées sur le sujet et aucune d'entre elles n'a été réalisée avec des données canadiennes. Ainsi, c'est pourquoi ce mémoire qui consiste à mesurer l'impact des chocs aux sentiments sur des variables macroéconomiques canadiennes est un sujet novateur.

Pour réaliser ce mémoire, ce sont des données trimestrielles sur l'économie canadienne couvrant la période de 1982 Q : 1 à 2013 Q : 4 qui sont utilisées. Toutes ces données trimestrielles proviennent de Statistiques Canada et du Conference Board du Canada. Pour évaluer empiriquement la contribution des chocs aux sentiments sur les fluctuations économiques, la méthodologie développée par Fève et Guay (2015) est retenue. Un modèle structurel à correction d'erreurs (SVECM) intégrant quatre variables, dont une représentant la confiance des consommateurs canadiens est construit. Cette variable de confiance est intégrée pour générer le choc de sentiment en vue de comparer son effet avec les chocs liés aux fondamentaux discuté préalablement. Finalement, des outils d'analyse, tels que des fonctions de réponses et une décomposition de variance, sont utilisés afin d'évaluer la place des chocs de sentiment dans le cycle économique canadien.

La décomposition de variance réalisée sur les différentes variables macroéconomiques indique les chocs de sentiments sont considérablement importants dans la variance du PIB, de l'inflation, de la consommation et des heures travaillées. En effet, ce type de choc compte pour environ 70% de la variance des heures travaillées tandis qu'il représente environ 50% de la variance du PIB et la consommation, et ce, à court terme. De plus, les chocs de sentiments expliquent environ 20% de la variance de l'inflation, ce qui est davantage que ce que les autres études trouvent. Ainsi, à la lumière de ces résultats, il peut être conclu que les chocs de sentiment contribuent et expliquent une part non négligeable des fluctuations

macroéconomiques canadiennes.

Ce mémoire se divise en quatre parties. La première partie dresse un portrait de la littérature portant sur les différentes sources possibles causant les fluctuations de l'activité économique. Le deuxième chapitre explique les données utilisées pour réaliser ce mémoire. Le troisième chapitre contient la description de la méthodologie employée. Le quatrième chapitre présente les résultats et leur analyse. Ce dernier chapitre est suivi de la conclusion.



# CHAPITRE I

## REVUE DE LITTÉRATURE

Étudier les cycles économiques, mais plus particulièrement les sources de ces fluctuations est une étape importante pour la compréhension des fluctuations macroéconomiques. Il existe toute une littérature sur les différentes sources possibles pouvant contribuer aux fluctuations économiques. La littérature portant précisément sur les chocs aux sentiments est assez récente et très peu développée. Pour bien comprendre ce qui a mené les différents chercheurs à se tourner vers les chocs aux sentiments pour expliquer les fluctuations économiques, il est important de dresser un portrait complet de la littérature portant sur les causes possibles des fluctuations, et ce, depuis le début du vingtième siècle. Ce présent chapitre dresse dans un premier temps, une rétrospective historique des sources des fluctuations des cycles économiques. Dans un deuxième temps, une description détaillée des nouvelles forces motrices des fluctuations est présentée.

### 1.1 Cycle économique : Rétrospective historique des sources des fluctuations économiques

L'étude des cycles économiques n'est pas quelque chose de nouveau en soi, c'est un phénomène auquel de nombreuses personnes s'intéressent depuis fort longtemps. Un des premiers économistes à avoir énoncé le concept de cycles économiques, et

ce, après avoir comparé plusieurs variables de différents pays est Clément Juglar (1862). Cinquante et un ans plus tard, Mitchell (1913) publiait un article mentionnant qu'un cycle économique est constitué de quatre phases : la prospérité, la crise, la dépression et la régénérescence. Mitchell affirme que ces phases se répètent au cours du temps, mais que la durée et la sévérité de chaque phase peuvent varier au cours du temps. Pour Mitchell, les quatre phases du cycle économique sont reliées entre elles par une relation causale. À l'instant où l'on s'intéresse à la théorie des cycles, on remarque qu'il y a deux visions des cycles : la vision endogène et la vision exogène. De la fin des années trente jusqu'à la fin des années soixante, c'est la vision endogène qui a prédominé. Cette dernière repose sur l'idée que toutes fluctuations économiques proviennent de déséquilibres. Cependant, puisque la vision endogène comporte certaines faiblesses, la vision exogènes est privilégiée depuis les années soixante-dix. La vision exogène suggère que les cycles sont engendrés par des chocs. Bien que plusieurs autres économistes après Mitchell aient poursuivi l'étude des cycles, de nombreux autres se sont plutôt concentrés à comprendre les sources qui causent ces successions répétitives de fluctuations positives et négatives d'une variable. Parmi les sources possibles qui ont été soulevées par les économistes, on y retrouve les attentes, les esprits animaux et les chocs de productivité.

### 1.1.1 Les attentes

L'idée que les fluctuations économiques soient causées par les attentes remonte à Pigou (1927). Pour Pigou, les fluctuations, c'est-à-dire les cycles irréguliers sont entraînées par des variations dans les prévisions des bénéfices des gens d'affaires <sup>1</sup>. Dans son livre s'intitulant *Industrial Fluctuation*, Pigou affirme que ce sont les

---

1. Collard, D. (1996). Pigou and Modern Business Cycle Theory. *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, 912-924.

attentes des hommes d'affaires et rien d'autre qui constitue les causes imminentes et directes des antécédents des fluctuations<sup>2</sup>. Plusieurs autres chercheurs se sont intéressés à la théorie de Pigou à travers les années, dont récemment Beaudry et Portier (2004). De façon générale, pour ces chercheurs, les attentes sont une source pour expliquer les fluctuations économiques. C'est principalement l'optimisme et le pessimisme excessif qui amènent les entrepreneurs à faire des erreurs dans la formation de leurs attentes sur les profits futurs. Ces erreurs qui sont faites sur les profits futurs génèrent des cycles, et ce, à travers des hausses et des baisses de l'investissement.

### 1.1.2 "Animal spirits"

Une deuxième source possible des fluctuations économiques est les "animal spirits". Ce concept a été élaboré par Keynes (1936). Ce dernier mentionne le terme "animal spirits" pour y décrire la confiance des consommateurs et l'impact que cette dernière a sur l'économie d'un pays. Pour Keynes, les émotions humaines et les sentiments affectent la confiance des consommateurs. Lorsque cette confiance est affectée, elle influence le comportement des agents économiques qui sont : les consommateurs, les producteurs et les investisseurs. Ce changement de comportement donne lieu à des fluctuations dans l'économie.

### 1.1.3 Les chocs aléatoires

Frisch (1933) et Slutsky (1937) sont les premiers à analyser les fluctuations en termes d'impulsion et de propagation. Ces derniers ont une vision exogène des cycles et croient que les fluctuations sont bel et bien engendrées par des chocs. Pour Slutsky, des variations ressemblant à des cycles économiques pourraient être

---

2. Pigou, A.C. (1927). *Industrial Fluctuations*. Londres : MacMillan. 29.

généérées par une équation stochastique autorégressive ayant la forme :

$$y_t = 0,95y_{t-1} + \epsilon_t$$

où  $\epsilon_t$ , représente un choc aléatoire. Pour Frisch et Slutsky, ce sont ces chocs aléatoires qui sont la cause des fluctuations économiques observées. Cependant, ces économistes n'identifient pas quels sont les types de choc pouvant engendrer ces fluctuations.

#### 1.1.4 Lucas, les nouveaux classiques et choc de progrès technologique

Après plus de trente ans de dominance de la théorie keynésienne, les années soixante-dix sont marquées par le développement aux États-Unis d'une nouvelle approche appelée «Nouvelle école classique» dont la figure de proue est Robert Lucas. Ce dernier a proposé d'aller au-delà de la définition traditionnelle du cycle économique. Pour Lucas (1977), l'étude des cycles ne devrait pas se limiter à expliquer seulement les fluctuations du produit agrégé, mais devrait plutôt expliquer pourquoi certaines variables fluctuent systématiquement plus que d'autres. Lucas s'intéresse aussi à savoir pourquoi certaines variables covarient systématiquement de façon négative ou positive avec d'autres. Cependant, Lucas ne propose pas de point de vue défini sur la façon de mesurer la tendance d'une variable donc il ne propose pas de définition précise d'une mesure cyclique.

Cet économiste a aussi défendu, comme autre élément majeur de son programme de recherche, l'idée que les modèles macro-économiques soient micro-fondés. Il incorpore les anticipations rationnelles dans les modèles afin d'y expliquer certains résultats macroéconomiques. Au début des années soixante-dix, Lucas (1972, 1975) commence à élaborer des modèles d'équilibre général du cycle avec infor-

mation imparfaite.

Subséquentement, certains membres de l'école classique créée par Lucas se distinguent de cette vision monétaire du cycle. Dans les années quatre-vingts, certains de ces membres fondent une théorie basée sur les chocs réels appelée théorie des cycles réels (RBC). Les modèles RBC, développés entre autres par Kydland et Prescott (1982), Long et Plosser (1983) et King *et al* (1988a,b), ont encre leur analyse des fluctuations économiques dans le cadre de modèles d'équilibre général. Gali (1992) résume l'objectif des nouveaux classiques en disant «ce courant veut reconstruire la macroéconomie d'une manière qui est cohérente avec la théorie classique en ajoutant des comportements micro-fondés pour les agents économiques et en adhérant aux principes d'équilibre de marché et de concurrence parfaite<sup>3</sup>». Pour ces nouveaux classiques qui développent la première génération de modèles, c'est un choc d'offre plus particulièrement un choc technologique qui est à l'origine des fluctuations des cycles. Kydland et Prescott (1982) sont les premiers à développer un modèle s'inscrivant dans la théorie des cycles réels. Ces auteurs proposent un modèle néoclassique avec accumulation du capital, en équilibre sur tous les marchés, mais perturbé par des chocs affectant la productivité globale des facteurs. Leur objectif est de développer un modèle d'équilibre général qui concorde avec les données américaines de la période après-guerre. Leur modèle est étalonné, simulé numériquement et ensuite confronté aux faits. Les auteurs trouvent que les comouvements de leur modèle correspondent aux comouvements observés pour les données des États-Unis. À la suite de leur contribution, beaucoup de recherches sont effectuées, entre autres, par Cogley et Nason (1995). Ces derniers ainsi que plusieurs autres chercheurs critiquent le modèle de Kydland et Prescott, affirmant que ce modèle ne parvient pas à reproduire certaines

---

3. Gali, J. (1992). How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US.Data?. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 107, p.710.



caractéristiques importantes du cycle économique.

Durant les années quatre-vingt-dix, on assiste à l'émergence d'un nouveau courant en réponse à ces lacunes. Ce nouveau courant est appelé : les nouveaux keynésiens. Pour eux, les chocs d'offre, c'est-à-dire un progrès technologique, n'expliquent pas toutes les fluctuations. Leurs modèles sont alors augmentés de caractéristiques keynésiennes, mais ils restent micro-fondés et empruntent le cadre d'analyse des modèles RBC. Ces modèles permettent à des chocs de demande tels des chocs monétaires ou fiscaux d'avoir un impact non trivial sur le cycle économique.

## 1.2 Nouvelles forces motrices des fluctuations

Lors de la section précédente, les forces motrices des fluctuations étaient très variées et très nombreuses. Ces forces d'impulsions étaient modélisées entre autres par des chocs aléatoires exogènes à la technologie et aux préférences. Au cours du vingt et unième siècle, plusieurs ralentissements économiques et récessions frappent les divers pays. Pour plusieurs économistes, les forces d'impulsions des modèles développés auparavant ne parviennent pas à expliquer les trois dernières récessions, principalement la dernière. Face à l'échec des modèles pour expliquer la Grande Récession, il y a eu une reprise de la recherche pour expliquer les fluctuations observées de l'activité économique. D'anciennes théories keynésiennes, dont celle de Pigou concernant les attentes, sont mise à jour en étant introduites dans la théorie des cycles dans un modèle d'équilibre. Beaudry et Portier (2006) sont les premiers à avoir réintroduit l'idée de Pigou. Grâce à leurs recherches, un nouveau courant littéraire s'intitulant "les news" est apparu. Cette nouvelle vision des cycles économiques souligne l'importance des attentes du marché pour les résultats économiques. Ceci est basé sur la croyance que des changements dans les attentes peuvent être une source importante des cycles économiques. Ces

changements dans les attentes peuvent être causés par des nouvelles concernant les fondamentaux économiques comme une amélioration de la technologie.

D'autre part, pour différents chercheurs, dont Angeletos et La'o (2013), le changement dans la demande agrégée et dans les sentiments de marché apparaît souvent sans innovations évidentes dans les fondamentaux telles la technologie, les préférences et les capacités. Angeletos et La'o croient que les cycles économiques peuvent être entraînés par un choc extrinsèque appelé sentiment qui provoque un changement dans les attentes de l'activité économique sans toutefois provoquer de changement dans les fondamentaux telles les préférences ou la technologie. Ces chocs de sentiments sont introduits pour capter les vagues d'optimismes et de pessimismes qui ne sont pas basées sur les fondamentaux. Ces mouvements de pessimismes et d'optimismes sont basés sur des problèmes d'information, c'est-à-dire que les agents n'ont pas le même ensemble d'information pour former des anticipations qui demeurent tout de même rationnelles.

Pour d'autres économistes, ces deux derniers courants littéraires présentés ne suffisent pas pour expliquer les fluctuations économiques observées. Certains croient que les fluctuations peuvent être entraînées par des erreurs d'anticipations des fondamentaux. Ces fluctuations pourraient générer des expansions et des ralentissements et c'est ce qu'on appelle dans la littérature, les chocs de bruits. Pour d'autres, ce sont les chocs financiers qui sont une source significative des cycles économiques. Les principaux résultats soulevés par les chocs de nouvelles et les chocs de sentiment sont présentés dans les prochaines sections.

### 1.2.1 Chocs de nouvelles

Parmi les nouvelles sources pouvant expliquer les fluctuations de l'activité économique, on retrouve les chocs de nouvelles. Ce type de choc expliquerait pourquoi



il est possible d'observer des périodes de croissances et de récession sans observer pour autant des changements immédiats dans les fondamentaux. Ces chocs prennent leur origine dans des nouvelles à propos de changements qui surviendraient dans les fondamentaux dans un certain nombre de périodes. Cette nouvelle source qui expliquerait une partie des fluctuations observées a été développée par Beaudry et Portier (2006). Peu après Beaudry et Portier, de nombreux autres chercheurs ont tenté d'identifier l'impact des chocs de nouvelles sur les cycles économiques, par conséquent la littérature sur ce sujet est très riche.

Dans leur article de 2006, Beaudry et Portier ont repris et remis à jour la théorie de Pigou qui attribue la cause des fluctuations aux attentes. Pour représenter les attentes des agents, les auteurs utilisent les mouvements du prix des actions. Ces derniers seraient annonciateurs du développement futur de l'économie. L'objectif de Beaudry et de Portier est de montrer que les mouvements du prix des actions combinés aux mouvements de la productivité totale des facteurs (TFP) peuvent être utilisés pour aider à déterminer ce qui entraîne les cycles économiques. Pour parvenir à leur fin, Beaudry et Portier utilisent un vecteur autorégressif structurel à correction d'erreur (SVECM) comportant séquentiellement des restrictions de court terme et de long terme dans un cadre à deux variables. Leurs résultats suggèrent que les chocs de nouvelles peuvent être une source majeure des fluctuations macroéconomiques au détriment des chocs technologiques surprises. En effet, les chocs de nouvelles expliqueraient entre 60 % et 80 % de la variance de la consommation, du produit intérieur brut, de l'investissement et des heures.

Beaudry et Lucke (2009) s'interrogent sur ce qui pourrait être la source des fluctuations économiques. L'objectif de leur article est d'identifier et de quantifier l'impact relatif de chacun des cinq chocs qui sont considérés importants dans l'explication des fluctuations des cycles économiques. Pour y parvenir, Beaudry et Lucke utilisent un vecteur autorégressif structurel à correction d'erreur compor-

tant des restrictions de court terme et de long terme dans un cadre à cinq variables. Les auteurs utilisent deux méthodes d'identification pour les chocs. Dans un premier temps, ils n'imposent que des restrictions de court terme alors que dans un deuxième temps ils n'imposent que des restrictions de long terme. Les résultats issus de ces deux méthodes d'identification sont très similaires à ceux de Beaudry et Portier (2006) et suggèrent que le choc de nouvelles est la force prépondérante derrière les cycles économiques. Beaudry et Lucke (2009) trouvent que les chocs de nouvelles expliquent 60 % de la variance des heures travaillées après quelques trimestres.

Barsky et Sims (2011) proposent et utilisent une nouvelle méthodologie SVAR pour identifier les chocs de nouvelles et leur effets dans le cycle. Ces derniers obtiennent des résultats différents à ce que d'autres auteurs, dont Beaudry et Portier (2006) et Beaudry et Lucke (2009) ont obtenu. Pour Beaudry et ses coauteurs, un choc de nouvelles induit toujours un comouvement positif avec certains agrégats (PIB, consommation et heures travaillées) tandis que pour Barsky et Sims ce même choc engendre un comouvement négatif avec certaines variables, dont le PIB, l'investissement et les heures travaillées. Même si le résultat obtenu par Barsky et Sims diffère des résultats empiriques, il corrobore avec les résultats des modèles théoriques. Ainsi, ces auteurs concluent que les chocs de nouvelles constituent une source importante des cycles, mais que les dernières récessions américaines ne sont causées uniquement par des chocs de nouvelles.

En 2013, Beaudry et Portier publie un nouvel article qui supporte leurs résultats publiés en 2006. Dans ce nouvel article, ces auteurs discutent du mécanisme par lequel un changement dans les attentes peut causer des fluctuations des cycles économiques. Les périodes de prospérité ne sont pas causées par un changement contemporain de la technologie ou bien par un changement des préférences. Elles sont le résultat des anticipations des agents sur le développement futur de l'écono-

mie comme un progrès technologique futur. Peu importe la modélisation choisie par les chercheurs, les fonctions de réponse sont similaires et indiquent que les chocs de nouvelles contribuent de façon importante aux fluctuations économiques.

D'autres économistes tels que Schmitt-Grohé et Uribe (2012) soutiennent les résultats obtenus par Beaudry et Portier et Beaudry et Lucke. À l'aide d'un modèle stochastique dynamique d'équilibre général (DSGE), Schmitt-Grohé et Uribe trouvent que les chocs de nouvelles sont très importants dans l'économie américaine. Ces derniers compteraient pour environ 50 % de toutes les fluctuations macroéconomiques soit : les heures, l'investissement, du produit intérieur brut et la consommation. Bien que tous les articles mentionnés précédemment soutiennent que les chocs de nouvelles sont très importants pour expliquer les fluctuations macroéconomiques, d'autres chercheurs affirment que la place des chocs de nouvelles ne serait pas aussi grande qu'on le laisse croire. Crouzet et Oh (2012) et Nguyen et Miyamoto (2014) affirment que la contribution des chocs de nouvelles pour expliquer les fluctuations économiques de court terme serait très négligeable. Pour ces auteurs, les chocs de nouvelles ne seraient donc pas la source principale des fluctuations. À l'aide d'un modèle DSGE, ils obtiennent qu'avant que le choc se soit matérialisé, c'est-à-dire un horizon de deux ans, les chocs de nouvelles expliquent seulement 10 % des fluctuations du produit intérieur brut et 7 % des fluctuations des heures.

D'autres auteurs, dont Barsky et Sims (2009), se sont intéressés pas seulement aux chocs de nouvelles, mais aussi aux "animal spirits". Ils ont tenté de comparer ces deux visions afin d'identifier laquelle explique le mieux les fluctuations économiques. Dans leur article, ces auteurs s'intéressent à la confiance des consommateurs ainsi qu'aux deux visions sur la place de la confiance des consommateurs en macroéconomie, soit la première les "animal spirits" et la deuxième les chocs de nouvelles. Barsky et Sims trouvent qu'à court terme les innovations sur la



confiance n'ont pas d'effets importants sur l'activité économique réelle, ce qui conduit au rejet de la vision d'"animal spirits". Néanmoins, les auteurs trouvent un effet sur de plus longs horizons, par conséquent ils sont en faveur de la vision des chocs de nouvelles. Dans le même ordre d'idée, Déès et Zimic (2014) se sont intéressés aux chocs de nouvelles et aux "animal spirits". Avec une méthodologie différente de celle de Barsky et Sims, Déès et Zimic concluent que ce sont les "animal spirits", contrairement aux chocs de nouvelles, qui sont les plus importants pour expliquer les fluctuations macroéconomiques. Les "animal spirits" expliqueraient environ 50 % des fluctuations à court terme. Quant aux chocs de nouvelles, ils n'expliquent pas plus de 20 % des fluctuations. N'étant pas toujours convaincus que ce sont les chocs de nouvelles qui causeraient les fluctuations macroéconomiques, d'autres chercheurs se sont tournés vers les chocs de sentiments comme autres sources potentielles des fluctuations économiques.

### 1.2.2 Chocs de sentiments

Tout d'abord, contrairement aux chocs de nouvelles, les sentiments sont un sujet très récent dans la littérature économique existante. Le nombre de chercheurs s'étant penchés sur le sujet est encore limité. Dans la littérature, plusieurs articles mentionnent que les sentiments sont importants pour expliquer les fluctuations économiques, cependant les divers auteurs n'utilisent pas la même définition des sentiments que dans ce travail de recherche. Les premiers chercheurs à définir les sentiments de la même façon que dans le cadre de ce mémoire sont Angeletos et La'o (2013). Ces derniers ont affirmé que les cycles économiques peuvent être entraînés par un choc extrinsèque appelé sentiment. Ce choc provoque un changement dans les attentes de l'activité économique sans toutefois provoquer de changement dans les fondamentaux telles les préférences ou la technologie. Tout en respectant les anticipations rationnelles, ces auteurs développent un cadre théo-

rique qui tente de renouer l'approche d'"animal spirits" et les sentiments de marché. Pour y parvenir, ils débutent avec un modèle micro-fondé et ils y introduisent des frictions dans les échanges entre les agents limitant ainsi la communication. Cette mauvaise communication a pour effet d'engendrer des cycles économiques. La diversité dans les croyances, et ce, due aux mauvaises communications entre les agents, conduit à des fluctuations extrinsèques que les auteurs nomment chocs aux sentiments. Ces chocs de sentiment se propagent entre les différents agents de manière endogène. En plus de développer ce cadre théorique dans un modèle moderne stochastique dynamique d'équilibre général (DSGE), ils démontrent que les chocs aux sentiments peuvent être importants dans un cadre théorique pour expliquer les fluctuations économiques. Bien que l'article soit en majeure partie théorique, les auteurs concluent leur article avec une brève évaluation empirique de l'impact de ce type de choc sur les différentes variables macroéconomiques américaines.

Dans le même ordre d'idée, Fève et Guay (2015) considèrent eux aussi que les fluctuations macroéconomiques observées peuvent être entraînées par les sentiments. Contrairement à Angeletos et La'o qui développent un modèle DSGE pour identifier l'effet de ces chocs sur les fluctuations économiques, Fève et Guay utilisent une méthodologie empirique plutôt que théorique pour y parvenir. Leur article se consacre à identifier empiriquement l'effet des chocs de sentiments sur les fluctuations agrégées de l'économie américaine à travers un indice de confiance des consommateurs américains. Les auteurs utilisent des données américaines trimestrielles d'inflation, de production, de productivité totale des facteurs et de confiance couvrant la période de 1960 à 2011. Leur méthodologie consiste en un vecteur structurel autorégressif à correction d'erreurs avec des restrictions de long terme et de court terme. Cette méthodologie leur permet de quantifier l'effet des chocs de sentiments sur les variables macroéconomiques et de discuter de la contri-

bution de ces chocs sur les cycles économiques. L'article de Fève et Guay infère que les chocs aux sentiments auraient un effet très négligeable sur la production intérieure brute réelle et sur l'inflation. Dans le cadre de ce mémoire, ce travail se veut pertinent, car ce sera leur méthodologie qui sera retenue. De plus, il sera intéressant de voir de quelle façon les chocs aux sentiments affectent les variables macroéconomiques canadiennes en comparaison avec les variables américaines.

## CHAPITRE II

### LES DONNÉES

Cette présente section décrit les diverses séries temporelles utilisées pour évaluer l'impact des chocs de sentiments sur les variables macroéconomiques canadiennes. Pour la réalisation de ce travail de recherche, ce sont des données trimestrielles sur l'économie canadienne couvrant la période de 1982 Q : 1 à 2013 Q : 4 qui sont utilisées<sup>1</sup>. Toutes ces données trimestrielles proviennent de Statistiques Canada et du Conference Board du Canada. Dans certains cas, les séries macroéconomiques désirées ne sont pas disponibles directement, ce qui nécessite une combinaison de deux séries pour obtenir la série temporelle recherchée. Les séries temporelles doivent toutes être trimestrielles, ainsi lorsqu'elles sont mensuelles, elles sont transformées en faisant la moyenne des trois mois associés à chacun des trimestres.

#### 2.1 Présentation des données pour le modèle de référence

Puisque le présent mémoire repose sur Fève et Guay (2015), ce sont les mêmes variables macroéconomiques que celles utilisées par les auteurs qui sont employées sauf qu'elles sont canadiennes au lieu d'être américaines. Dans le cadre de leur article, Fève et Guay (2015) emploient plusieurs séries macroéconomiques, dont entre autres la productivité totale des facteurs (TFP), le produit intérieur brut

---

1. Les sources des séries macroéconomiques se trouvent dans le tableau A.1 de l'annexe A



réel, l'indice des prix à la consommation et l'indice de confiance des consommateurs américains. La TFP est une mesure nécessaire dans ce type de recherche et elle se doit de refléter de manière adéquate les variations inobservées dans la production. Comportant plusieurs avantages, comme le fait de corriger pour l'intensité d'usage des autres facteurs, la méthode de calcul de cette variable doit être bien définie. Étant donné que ce n'est pas toujours le cas, plusieurs auteurs décident de construire eux-mêmes leur propre mesure de TFP. Après vérification auprès de Statistiques Canada, il n'y a aucune série trimestrielle pour la TFP ajustée pour l'utilisation des facteurs de production travail et capital comme celle réalisée par Basu *et al* (2006) aux États-Unis. Ainsi, puisqu'il n'y a aucune série de TFP trimestrielle calculée par Statistiques Canada, une simple mesure de productivité du travail (PIB réel par habitant/heures travaillées par habitant) est utilisée. Cette dernière est toutefois affectée par l'intensité d'usage des autres facteurs.

Outre la TFP, le modèle de référence inclut une mesure de quantité qui s'avère nécessaire pour comprendre l'effet des chocs de sentiment sur l'activité économique canadienne. Cette mesure de quantité est le taux de croissance du PIB réel par habitant. Au-delà de ces deux variables, le taux d'inflation ainsi que le logarithme de l'indice de confiance des consommateurs canadiens du Conference Board du Canada (CBC) sont inclus dans le modèle de référence. Le PIB réel par habitant est calculé en divisant le PIB réel par la population âgée de plus de 16 ans. Le taux d'inflation est calculé à partir de l'index des prix à la consommation (IPC) d'ensemble qui correspond aux huit composantes principales du panier de biens et services. Finalement, le CBC réalise mensuellement une enquête auprès d'un échantillon aléatoire de deux mille ménages canadiens afin de mesurer leur niveau d'optimisme en ce qui concerne la conjoncture économique canadienne actuelle et

future. Cette enquête est composée de quatre questions <sup>2</sup> :

- Q1** (Situation financière) : Considérant tout, diriez-vous que la situation financière de votre famille est mieux ou pire qu'il y a six mois ?
- Q2** (Situation financière) : Encore, considérant tout, diriez-vous que la situation financière de votre famille sera mieux, pire ou pareille dans six mois ?
- Q3** (Perspective d'emploi) : Comment percevez-vous dans six mois, la situation de l'emploi et l'emploi global ?
- Q4** (Condition d'achat actuelle) : Pensez-vous qu'actuellement c'est un bon moment ou un mauvais moment pour une personne moyenne de faire des achats importants comme une voiture, une maison ou d'autres biens importants ?

À la suite de cette enquête, le Conference Board du Canada publie ses résultats sous forme d'un indice global, dont l'année de base est 2002, et ce, pour le Canada et pour chacune des provinces. Afin de s'assurer que ce dernier est un indice prospectif du cycle économique canadien, un graphique, présentant l'évolution de l'indice et de sa composante cyclique dans le temps en comparaison avec les périodes de récession canadiennes déterminées par l'Institut C.D. Howe, <sup>3</sup> a été réalisé. Ce graphique correspond à la figure A.1 représentée en annexe et confirme que l'indice global est un bon indicateur des récessions à venir. En effet, quelques trimestres avant qu'une récession survienne, une diminution de l'indice de la confiance des consommateurs canadiens est observée. Bien que la figure A.1 confirme que l'indice global est prospectif, il est intéressant de regarder comment

---

2. Le Conference Board du Canada. [s. d.]. Consumer Confidence. Récupéré le 4 juin 2014 de : [http://www.conferenceboard.ca.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048//topics/economics/consumer\\_confidence.aspx](http://www.conferenceboard.ca.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048//topics/economics/consumer_confidence.aspx)

3. Institut C.D. Howe. (2012, 24 octobre). Turning Points : Business Cycles in Canada since 1926. Récupéré de : <http://www.cdhowe.org/c-d-howe-institute-business-cycle-council-issues-authoritative-dates-for-the-2008-2009-recession/19382>

ce dernier se comporte lorsqu'il est mis de pair avec les variables du modèle de base et la consommation. Toujours en annexe, la figure A.3 présente les corrélations croisées de la composante cyclique de l'indice global avec les composantes cycliques des séries du modèle de base et de la consommation. Ces graphiques (P :65) montrent que cet indice semble bien être un indice précurseur du PIB, de la consommation, mais pas de la TFP et de l'inflation. En effet, l'indice global précède le cycle pour le PIB et la consommation tandis qu'il retarde le cycle pour l'inflation et suit le cycle pour la TFP. Ainsi, l'indice global est faiblement procyclique pour la TFP, le PIB, la consommation tandis qu'il est contracyclique pour l'inflation. Malgré que l'indice global ne correspond pas à toutes les caractéristiques recherchées, ce dernier est tout de même utilisé dans le modèle de référence. Toutefois, lors des tests de robustesse, nous aurons recours à l'indice de confiance de la question deux du sondage pour valider si les résultats obtenus avec l'indice global corroborent avec un sous-indice purement prospectif.

## 2.2 Présentation des données alternatives pour tester la robustesse des résultats

Afin d'évaluer si le modèle de référence est robuste à diverses perturbations, de nouvelles mesures de quantités, d'inflation, de sentiments seront utilisées subséquentement, et ce, sans changer la taille du VECM. Tout comme précédemment, les séries temporelles proviennent de Statistiques Canada et du Conference Board du Canada et elles doivent toutes être trimestrielles <sup>4</sup>.

Tout d'abord, deux mesures alternatives de quantité sont considérées et il s'agit des heures effectivement travaillées et de la consommation réelle. Les heures effectivement travaillées proviennent de l'enquête sur la population active menée

---

4. La source des séries alternative se trouve dans le tableau A.1 de l'annexe A.

mensuellement par Statistiques Canada. Quant à la consommation réelle, elle est construite à partir des dépenses de consommation de biens non durables et des dépenses de consommation en service. Comme précédemment, ces deux séries sont exprimées par habitant.

En ce qui a trait à l'inflation, deux autres taux d'inflation alternatifs sont construits. Le premier taux d'inflation est calculé à partir de l'IPC d'ensemble excluant l'énergie et l'alimentation tandis que le second taux est calculé à partir de l'indice des prix du PIB.

Finalement, une mesure alternative à l'indice global de confiance des consommateurs canadiens est utilisée. La mesure alternative consiste à prendre une sous-question prospective parmi l'ensemble des questions posées par le Conference Board du Canada aux ménages canadiens. La sous-question retenue est la question deux. Cette dernière s'intéresse à la perception de la situation financière des ménages canadiens dans six mois. À partir des réponses obtenues à cette question, un indice de confiance a été construit. La méthode retenue pour ériger cet indice consiste à faire la différence entre les bonnes et les mauvaises réponses divisée par la somme des bonnes et des mauvaises réponses, le tout additionné de cent. Afin de s'assurer que ce dernier est un indice prospectif du cycle économique canadien, un graphique présentant l'évolution de l'indice et de sa composante cyclique dans le temps en comparaison avec les périodes de récession canadiennes déterminées par l'Institut C.D. Howe<sup>5</sup> a été tracé. Ce graphique correspond à la figure A.2 (P.64) et confirme que l'indice de la question deux semble être précurseur des récessions. En effet, quelques trimestres avant qu'une récession survienne, une diminution de l'indice de la confiance est observée. Dans la figure A.4, l'indice de la question

---

5. Institut C.D. Howe. (2012, 24 octobre). Turning Points : Business Cycles in Canada since 1926. Récupéré de : <http://www.cdhowe.org/c-d-howe-institute-business-cycle-council-issues-authoritative-dates-for-the-2008-2009-recession/19382>

deux précède le cycle pour le PIB, la consommation, l'inflation et la TFP. Mesuré avec le filtre HP ou le Band Pass, la corrélation contemporaine entre cet indice et le PIB, la consommation et l'inflation est négative, alors que celle entre cet indice et la TFP est positive. Cela contraste avec le portrait dressé de l'indice dans la figure A.2 et avec l'indice global.

## 2.3 Test de stationnarité

La majeure partie des séries macroéconomiques et financières ne sont pas stationnaires. Ces séries ont tendance à croître dans le temps, c'est-à-dire qu'elles ne respectent pas un ou plusieurs des trois critères établis pour avoir la stationnarité<sup>6</sup>. Pour modéliser les séries temporelles, il importe d'avoir en premier lieu des séries stationnaires. Ainsi, il est essentiel d'effectuer des tests de stationnarité sur les séries afin de repérer la tendance présente et de déterminer s'il s'agit d'une tendance déterministe ou stochastique. En conséquence, un test de racine unitaire permet de déterminer s'il existe une racine unitaire dans la série temporelle. L'existence d'une racine unitaire implique que la série possède une tendance stochastique et donc qu'elle est affectée par des chocs permanents.

### 2.3.1 Test de racine unité : Dickey-Fuller augmenté (ADF)

Afin de vérifier la non-stationnarité soupçonnée, nous procédons à un test de racine unitaire. Le test le plus fréquemment utilisé pour détecter la présence ou l'absence d'une tendance stochastique est celui de Dickey-Fuller augmenté (ADF) (1979). La première étape de ce test consiste à déterminer quelles sont les principales composantes de la série à tester. Il existe trois spécifications différentes au test

---

6. Un processus stochastique  $Y_t$  est défini stationnaire du second ordre si :  $E(Y_t)=\mu$ ,  $\text{Var}(Y_t)<\infty$  et  $\text{Cov}(Y_t, Y_{t-k})=\gamma_k$  est indépendante du temps  $t$ , mais dépend de  $k$



ADF, par conséquent il est important de savoir dans laquelle de ces trois catégories la série que l'on veut tester appartient.

Les trois spécifications sont les suivantes :

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$\Delta y_t = \mu + y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t. \quad (2.3)$$

La spécification 2.1 ne comporte aucun terme déterministe tandis que la spécification 2.2 et 2.3 comporte une constante et ou une tendance qui est déterministe ou stochastique. Pour choisir la spécification adéquate, il suffit de tracer graphiquement le logarithme de chacune des séries et d'observer si la série comporte une constante et ou une tendance. Une fois la spécification choisie, la deuxième étape du test ADF consiste à choisir le nombre de retards par la méthode de Campbell et Perron (1991). Il importe de choisir le bon nombre de retards puisqu'un nombre insuffisant de retards provoquera des résultats biaisés lors du test ADF. Par contre, si le nombre de retards est trop élevé, la puissance du test sera moindre, ce qui conduit à ne pas rejeter assez souvent l'hypothèse nulle. Une fois le dernier retard significatif trouvé, le test ADF est effectué à partir de la régression suivante :

$$\Delta y_t = \beta_0 + \delta y_{t-1} + \gamma_1 \Delta y_{t-1} + \gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \gamma_p \Delta y_{t-p} + \mu_t. \quad (2.4)$$

Le test de Dickey-Fuller augmenté teste l'hypothèse nulle  $H_0$  : la série a une racine unitaire ( $\delta = 0$ ) contre l'hypothèse alternative  $H_1$  : la série n'a pas de

racine unitaire ( $\delta < 0$ ).

Tableau 2.1: Test de racine unitaire Dickey Fuller augmenté

Variables	Spécification		Dernier retard significatif		P-Value		Test ADF	
	Log	1 <sup>ère</sup> diff du log	Log	1 <sup>ère</sup> diff du log	Log	1 <sup>ère</sup> diff du log	Log	1 <sup>ère</sup> diff du log
TFP	2.3	2.2	0	7	0,7945	0,0028	Non rejet de H0	Rejet de H0
PIB canadien	2.3	2.2	1	0	0,4503	0,001*	Non rejet de H0	Rejet de H0
Consommation	2.3	2.2	7	6	0,1504	0,0113	Non rejet de H0	Rejet de H0
Taux d'inflation	2.2	-	4	-	0,0231	-	Rejet de H0	-
Taux inflation**	2.2	-	0	-	0,001	-	Rejet de H0	-
Taux inflation***	2.2	-	1	-	0,0014	-	Rejet de H0	-
Heures travaillées	2.2	-	9	-	0,0041	-	Rejet de H0	-
Indice confiance global	2.2	-	6	-	0,1086	-	Non Rejet de H0	-
Indice confiance Q2	2.2	-	7	-	0,3106	-	Non rejet de H0	-

**Notes :**

\* indique que le logiciel utilisé ne donne pas plus petit que cette valeur.

\*\* calculée à partir de la série IPC excluant aliments et énergie.

\*\*\* calculée à partir de l'indice des prix du PIB.

Le tableau 2.1 résume bien les concepts décrits précédemment pour chacune des variables macroéconomiques incluses dans le VECM : la spécification choisie, le nombre de retards inclus, les p-value et le résultat du test ADF pour chacune des séries. On remarque que la TFP, le PIB canadien et la consommation ont une racine unité en niveau. Ces dernières séries ont dû être différenciées une fois afin de les rendre stationnaires. De plus, le tableau 2.1 montre que les heures travaillées et les taux d'inflation sont stationnaires en logarithme, donc qu'ils sont  $I(0)$ . Le test ADF sur le logarithme de l'indice global et sur le logarithme de l'indice de la question deux indique le non-rejet de l'hypothèse nulle, et ce, pour un seuil de confiance de 10%. Ce résultat obtenu diverge du résultat attendu, puisque qu'aucun des indices de confiance devraient être affectés par des chocs permanents. Ces derniers devraient être seulement affectés par des chocs transitoires. Ce résultat inattendu résulte sans doute du fait que le test ADF est peu puissant en



petit échantillon. En effet, le test ADF est très peu puissant contre les alternatives de  $I(0)$  qui sont près de  $I(1)$ . De plus, ce test ne distingue pas très bien les processus stationnaires très persistants des processus non stationnaires. Pour s'assurer que la non-stationnarité de l'indice global et de l'indice Q2 est causée par la faiblesse du test ADF, un test de racine unité alternatif, soit le test de Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) mieux connue sous le nom de KPSS test est utilisé.

### 2.3.2 Test de racine unité : Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)

Le test de racine unitaire alternatif Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992) comporte deux étapes. Premièrement, tout comme le test ADF, il suffit de trouver le bon nombre de retards à inclure. Le nombre de retards recommandés correspond à  $\sqrt{T}$ <sup>7</sup>, où T est le nombre total d'observations de l'indice global de confiance. Puisque cette série macroéconomique comporte 128 observations, le nombre de retards à inclure est onze. La deuxième étape consiste à tester la stationnarité ou la non-stationnarité de l'indice global et de l'indice Q2 par le modèle suivant :

$$\Delta \text{indiceglobal} = \mu_t + u_t \quad (2.5)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2),$$

où  $\mu_t$  est une marche aléatoire ayant comme variance  $\sigma_\varepsilon^2$  et  $u_t$  est  $I(0)$ . Le test

---

7. Kwiatkowski, D, Phillips, P. C. B., Schmidt, P et Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 159-178.

KPSS teste l'hypothèse nulle  $H_0$  : la variance de la composante de la marche aléatoire est égale à zéro ( $\sigma_\varepsilon^2 = 0$ ) (la série est stationnaire en niveau) contre l'hypothèse alternative  $H_1$  : la composante de la marche aléatoire est plus grande que zéro ( $\sigma_\varepsilon^2 > 0$ ) (la série est racine unitaire).

Le test KPSS rapporte une statistique LM de 0,0987 pour l'indice global et de 0,1480 pour l'indice Q2. Ces deux statistiques sont plus petites que leur valeur critique asymptotique à 10% qui est 0,3470. Par conséquent, l'hypothèse nulle n'est pas rejetée signifiant ainsi que l'indice de confiance global et l'indice Q2 sont stationnaires en niveau et donc que seuls des chocs transitoires affectent ces indices.

## 2.4 Cointégration

Le test ADF ne rejette pas l'hypothèse nulle de racine unité pour le modèle de base. Puisque cette hypothèse nulle n'est pas rejetée, la TFP et le PIB canadien sont donc deux variables intégrées d'ordre un ayant une variance infinie. Étant donné que ces deux variables sont intégrées d'ordre un, il est possible que la TFP et le PIB canadien soient liés à long terme, c'est-à-dire qu'il y ait cointégration entre ces séries temporelles. S'il existe de la cointégration entre la TFP et le PIB canadien, nous obtiendrons une combinaison linéaire de ces deux variables qui sera stationnaire  $I(0)$ . Cette combinaison linéaire évitera à la TFP et au PIB canadien d'avoir une variance infinie. Afin de vérifier l'existence ou l'absence de cointégration entre diverses séries temporelles, il existe deux tests : Engel et Granger (1987) et Johansen (1988).

### 2.4.1 Test de Engel et Granger

Le test le plus fréquemment utilisé pour détecter la présence ou l'absence de cointégration est celui d'Engel et Granger (1987). Ce test comporte deux étapes. La première étape consiste à estimer la relation de cointégration entre la TFP et le PIB canadien par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) tout en sachant que les deux variables sont cointégrées d'ordre un.

$$\log TFP = \mu + \beta_0 \log PIB_{can} + \epsilon_t$$

La réalisation de cette première étape permet d'obtenir les résidus estimés ( $\hat{\epsilon}_t$ ). La deuxième étape consiste à tester la stationnarité des résidus obtenus à la première étape à l'aide du test de Dickey-Fuller augmenté.

$$\hat{\Delta\epsilon} = \rho \hat{\epsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta \hat{\epsilon}_{t-i} + \mu$$

Sous l'hypothèse nulle (H0), les résidus sont non stationnaires, donc il n'y a pas de cointégration entre les variables. Sous l'hypothèse alternative (H1), les résidus sont stationnaires et ces deux variables sont cointégrées. Le coefficient de cointégration entre ces deux séries se trouve à être le  $\beta$  estimé à la première étape.

Lorsque le test d'Engel et Granger a été effectué entre la TFP et le PIB canadien l'hypothèse nulle a été rejetée avec une p-value de 0,0201. Par conséquent, il existe de la cointégration entre la TFP et le PIB canadien. Le coefficient de cointégration correspond au  $\beta$  estimé à la 1<sup>ère</sup> étape soit :0.9049. De la même façon, le test d'Engel et Granger a été effectué en prenant la série de consommation à la place du PIB. Une fois de plus l'hypothèse nulle a été rejetée ce qui confirme qu'il existe de la cointégration entre la TFP et la consommation ( $\beta = 0,9533$ ).

Toutefois, bien que le test d'Engel et Granger soit très répandu pour tester la cointégration entre diverses séries temporelles, ce test est limité à trouver un seul vecteur de cointégration. Il n'existe aucune façon asymptotique pour trouver plus d'un vecteur de cointégration avec ce test. Ainsi, s'il existe plus de deux variables intégrées d'ordre 1 dans le VECM, il est recommandé d'effectuer en complémentarité le test de Johansen. Ce test permettra de déterminer s'il existe une seule relation de cointégration, celle déterminée par le test d'Engel et Granger, ou plusieurs. Dans le cadre de ce travail de recherche, nous n'avons que deux variables intégrées d'ordre un, donc il existe tout au plus un seul vecteur de cointégration. Par conséquent, le test de Johansen n'est pas nécessaire.



## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

Pour réaliser l'objectif de ce travail de recherche qui, rappelons-le, est d'identifier dans quelle proportion les chocs aux sentiments contribuent aux cycles économiques en comparaison avec les chocs qui sont liés aux fondamentaux, la méthodologie employée est un vecteur autorégressif structurel (SVAR) avec des restrictions de court et de long terme. Plus précisément, c'est un SVECM, soit un SVAR augmenté du lien de cointégration trouvé précédemment qui est utilisé pour cette étude. Existant depuis plus d'une trentaine d'années, les SVAR et SVECM s'inscrivent dans un contexte multivarié et ils sont fréquemment utilisés pour mener à terme ce genre de travaux.

#### 3.1 Présentation du modèle empirique

Pour accomplir le but décrit ci-dessus, la forme générale de la représentation vectorielle à correction d'erreur de Fève et Guay (2015) est retenue. Cette forme générale est la suivante :

$$\Delta y_t = \mu + \alpha' \beta y_{t-1} + \Pi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \Pi_p \Delta y_{t-p} + \epsilon_t. \quad (3.1)$$



où

$$y_t = \begin{bmatrix} TFP_t \\ Quantités_t \\ Inflation_t \\ Sentiments_t \end{bmatrix}$$

Ce modèle empirique comporte quatre variables, donc quatre chocs : un choc technologique surprise sur la TFP, un choc de nouvelles sur la TFP, un choc de demande et un choc de sentiment. Grâce à ce type de modèle, il est possible d'isoler l'effet de ces quatre types de chocs et de comparer l'importance du choc de sentiment et des autres chocs sur les différentes variables incluses dans le vecteur  $y_t$ .

Dans ce VECM de forme générale,  $\Delta$  représente l'opérateur de la première différence,  $\mu$  est un vecteur de constantes et  $p$  est le nombre de retards retenus sur  $\Delta y_t$ .  $\beta$  est une matrice contenant les vecteurs des paramètres de vitesse d'ajustement et  $\alpha$  est une matrice contenant les vecteurs de cointégration. Ces deux matrices,  $\beta$  et  $\alpha$ , sont de dimensions  $k \times r$ .  $k$  correspond au nombre de variables, soit quatre tandis que  $r$  correspond au nombre de vecteur de cointégration. Tel que démontré par le test d'Engel et Granger, la TFP et le PIB sont cointégrés tandis que l'inflation et les sentiments sont  $I(0)$ . Toutefois, l'inflation et les sentiments sont mis en différence et sont supposés cointégrer avec eux-mêmes comme dans Fève et Guay (2015). Par conséquent,  $r$  correspond à trois, car il y a trois vecteurs de cointégration. Quant aux matrices  $\Pi_j$  ( $j = 1, 2, \dots, p$ ), elles sont de dimension  $k \times k$  et elles représentent les coefficients de court terme. Finalement,  $\epsilon_t$  est un vecteur de termes d'erreur, possiblement corrélés entre eux, n'ayant aucune interprétation économique. Sa matrice variance covariance est  $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ .

### 3.2 Forme réduite

La forme structurelle d'un VECM comporte l'avantage d'avoir des chocs qui ne sont pas corrélés entre eux, mais il est impossible d'effectuer un moindre carré ordinaire étant donné un problème d'endogénéité. Due à cette problématique, la forme structurelle d'un VECM est réécrite sous sa forme réduite. À partir de cette forme réduite, l'estimation par moindres carrés ordinaires est possible. Cependant, les chocs de cette forme réduite sont corrélés entre eux et n'ont aucune interprétation économique. Pour parvenir à leur donner un sens économique, il faudra utiliser le lien entre la forme réduite et la forme structurelle.

Pour débiter, la forme réduite du VECM est réécrite en représentation moyenne mobile infinie :

$$\Delta y_t = \mu^* + C(L)\epsilon_t \quad (3.2)$$

où  $C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j$  et  $C_0 = I$ . Cette forme réduite peut être réécrite d'une autre façon qui consiste à décomposer les chocs de forme réduite en effet de long terme et en effet transitoire. Ainsi, on obtient alors la décomposition multivariée de Beveridge-Nelson(1981) qui est :

$$\Delta y_t = \mu + C(1)\epsilon_t + C^*(L)\Delta\epsilon_t \quad (3.3)$$

$$y_t = y_0 + \mu^* \cdot t + C(1) \sum_{j=1}^t \epsilon_j + C^*(L)\epsilon_t \quad (3.4)$$

où  $y_0$  est un vecteur contenant les valeurs initiales. La matrice  $C(1)$  est de taille  $k \times k$  et elle représente la composante permanente, c'est-à-dire l'effet de long terme

des chocs de forme réduite. Cette dernière peut être définie de la manière suivante :

$$C(1) = \beta_{\perp} [\alpha'_{\perp} (I_K - \sum_{i=1}^p \Gamma_i) \beta_{\perp}]^{-1} \alpha'_{\perp},$$

où  $\alpha_{\perp}$  et  $\beta_{\perp}$  sont les compléments orthogonaux de  $\alpha$  et de  $\beta$ . Lorsqu'il n'y a aucune cointégration entre les variables,  $C(1)$  est de plein rang. Cependant, puisqu'il s'agit d'un VECM,  $C(1)$  n'est pas de plein rang, car il existe moins de chocs permanents que de variables. Le rang de  $C(1)$  correspond à  $k - r$  donc 1. Par conséquent, il existe une tendance en commun qui est le choc permanent dans la terminologie de Stock et Watson (1988).

### 3.3 Forme structurelle

La forme structurelle est celle que l'on tente de retrouver à partir de la forme réduite du VECM. En retrouvant cette dernière, il est possible de donner une interprétation économique aux termes d'erreur.

La forme structurelle a une représentation moyenne mobile infinie définie de la façon suivante :

$$\Delta y_t = \mu^* + A(L)\eta_t \quad (3.5)$$

où  $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j$ . Comme précédemment, l'équation 3.5 peut être réécrite de façon à séparer les chocs permanents et transitoires. Par la décomposition de Beveridge-Nelson, on obtient :

$$\Delta y_t = \mu^* + A(1)\eta_t + A^*(L)\Delta\eta_t \quad (3.6)$$

$$y_t = y_0 + \mu^* \cdot t + A(1) \sum_{j=1}^t \eta_j + A^*(L) \Delta \eta_t \quad (3.7)$$

Le vecteur  $\eta_t$  comporte les quatre chocs structurels qui sont à l'étude :

1. Choc technologique surprise sur la TFP ( $\eta_{1t}$ )
2. Choc de nouvelles sur la TFP ( $\eta_{2t}$ )
3. Choc de demande ( $\eta_{3t}$ )
4. Choc de sentiments ( $\eta_{4t}$ )

### 3.4 De la forme réduite à la forme structurelle

Grâce à une relation existante, il est possible de passer de la forme réduite à la forme structurelle. En combinant les équations 3.2 et 3.5 et en posant  $L=0$  avec le fait que  $C_0=I$ , la forme suivante est obtenue :

$$\epsilon_t = A_0 \eta_{nt}.$$

Par la suite, les coefficients de la représentation moyenne mobile structurelle peuvent être obtenus par les relations suivantes :

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

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

$$C(L) A_0 = A(L).$$

La dernière ligne de ces relations tient pour tout  $L$ , dont  $L=1$  qui est la somme des coefficients de moyenne mobile infinie. Lorsque  $L=1$ , l'effet permanent des

chocs est capté. Ainsi, en posant  $L=1$ , le lien entre la forme réduite et structurelle devient maintenant :  $C(1)A_0 = A(1)$ . Par cette relation, on remarque que  $A(1)$  est de même rang que  $C(1)$  soit 1 et donc que mettre des restrictions de long terme sur  $A(1)$  revient à mettre des restrictions de court terme sur  $A_0$ .

Pour identifier  $A_0$ , des restrictions doivent être imposées puisque la matrice de variance covariance des termes d'erreur de forme réduite,  $\Sigma$ , comporte  $\frac{k \times (k+1)}{2}$  éléments différents tandis que la matrice  $A_0$  contient  $k^2$  éléments différents. Le problème est que l'on tente d'identifier  $k^2$  éléments différents à l'aide de  $\frac{k \times (k+1)}{2}$  éléments. Puisque ces deux matrices ne comportent pas le même nombre d'éléments,  $\frac{k \times (k-1)}{2}$  restrictions provenant de la soustraction du nombre d'éléments entre  $\Sigma$  et  $A_0$  doivent être imposées. Une fois que  $A_0$  est bien identifiée, les chocs non corrélés peuvent être retrouvés au moyen de cette équation clé :  $\eta_t = A_0^{-1}\epsilon_t$ . Les deux prochaines sous-sections décrivent les différentes restrictions de court et long terme imposées afin de parvenir à identifier  $A_0$ .

### 3.5 Restrictions de long terme

Le test d'Engel et Granger effectué préalablement indiquait la présence d'un vecteur de cointégration. Ainsi, le choc-surprise sur la TFP et le choc de nouvelles sur la TFP ont un impact à long terme sur la TFP et le PIB. Étant donné leur cointégration, l'impact à long terme de ces chocs sur le PIB est lié à l'impact de long terme de la TFP. Par conséquent, les éléments de la matrice  $A(1)$  sont définis de la façon suivante :  $a_{11}(1) = \alpha_{12}\tilde{a}_{11}(1)$  et  $a_{12}(1) = \alpha_{12}\tilde{a}_{12}(1)$  où  $\alpha_{12}$  est le coefficient de cointégration entre les deux variables.



La matrice  $A(1)$  a donc la forme suivante :

$$A(1) = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & a_{12}(1) & 0 & 0 \\ a_{21}(1) & a_{22}(1) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

Cette matrice indique que seuls les deux premiers chocs ont un effet à long terme sur la TFP et le PIB. Ainsi, seulement deux restrictions peuvent être mises sur  $A(1)$ . Les deux restrictions sont les suivantes : le choc de demande et le choc de sentiments n'ont pas d'effet de long terme sur la TFP et donc sur le PIB. Il en est ainsi puisque la TFP et le PIB sont cointégrés. Finalement, puisque la deuxième ligne est proportionnelle à la première, le rang de  $A(1)$  est égal au rang de  $C(1)$  soit un.

Outre ces deux restrictions, il n'existe plus aucune autre restriction à mettre sur la matrice de long terme. Cependant, il reste encore quatre restrictions à placer qui seront mises sur  $A_0$ . Ces six restrictions au total sont dues au fait qu'il faut mettre un minimum de  $\frac{k \times (k-1)}{2}$  restrictions où  $k$  est le nombre de variables.

### 3.6 Restrictions de court et moyen terme

Comme discuté ultérieurement, il faut mettre six restrictions au total afin de pouvoir retrouver les chocs de la forme structurelle à partir de la forme réduite. Les quatre restrictions qui sont mises sur  $A_0$  proviennent de raisonnement économique.

Premièrement, le choc de nouvelles sur la TFP n'a pas d'impact contemporain sur la TFP. En effet, le choc de nouvelles sur la TFP provient d'une modification dans les attentes des agents économiques sans modification immédiate des

fondamentaux économiques. Ainsi, ce n'est donc pas quelque chose qui affecte la TFP de façon contemporaine, mais bien dans plusieurs périodes. Cette restriction provient de la littérature se concentrant à identifier l'effet des chocs de nouvelles. Cette restriction a été imposée dans un premier temps par Beaudry et Portier (2006) qui cherchait à dénouer un choc technologique surprise sur la TFP d'un choc de nouvelles sur la TFP. Par la suite, de nombreux autres chercheurs : Beaudry et Lucke (2009), Barsky et Sims (2011), Schmitt-Grohé et Uribe (2012) et Fève et Guay (2015) ont repris cette hypothèse dans leur article. Par conséquent, cette restriction est devenue une hypothèse courante.

Deuxièmement, le choc de demande et le choc de sentiment n'ont pas d'effet contemporain sur le niveau de la TFP. Ces deux restrictions proviennent de l'article de Fève et Guay (2015). Tout d'abord, Fève et Guay expliquent que si la TFP est bien mesurée, elle ne devrait pas être affectée par des chocs de demande. En second lieu, ces auteurs précisent qu'un choc de sentiments désigne un changement dans les anticipations des agents face aux cycles économiques sans toutefois provoquer de changement dans les fondamentaux de l'économie canadienne. Ainsi, le pessimisme et l'optimisme des agents économiques n'influencent d'aucune manière la TFP de façon contemporaine. En somme, seul le choc technologique surprise sur la TFP a un impact contemporain sur la TFP.

Finalement, une dernière restriction est nécessaire et celle-ci sert à différencier les deux chocs transitoires. Fève et Guay (2015) énoncent qu'entre les deux chocs transitoires, c'est le choc de sentiments qui contribue le plus à la décomposition de la variance de la confiance des consommateurs sur un certain horizon. Autrement dit, ces auteurs affirment que le choc de sentiments est celui qui explique le mieux les mouvements futurs de la confiance des consommateurs, et ce, conditionnellement à l'identification des chocs d'offre (choc technologique surprise sur la TFP et le choc de nouvelles sur la TFP).

Fève et Guay (2015) modélisent cette restriction en implantant une procédure en deux étapes. Celle-ci est reprise telle quelle pour ce travail de recherche. La première étape consiste à identifier les chocs pouvant avoir un effet permanent sur la TFP et le PIB. Ces chocs sont le choc technologique surprise sur la TFP et le choc de nouvelles sur la TFP. Puisque parmi ces deux chocs seul le premier a un impact contemporain sur la TFP, il est possible d'identifier les deux premières colonnes de la matrice  $A_0$ . De plus, Fève et Guay (2015) imposent que le choc de demande n'affecte pas la confiance de manière contemporaine. Cette hypothèse permet de laisser le plus de chance au choc de sentiments d'avoir un impact, cependant cette dernière est relâchée à la deuxième étape. Grâce à cette hypothèse,  $\tilde{A}_0$  comporte le bon nombre de restrictions de court terme et elle est définie de la manière suivante :

$$\tilde{A}_0 = \begin{bmatrix} a_{0,11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{0,21} & a_{0,22} & a_{0,23} & a_{0,24} \\ a_{0,31} & a_{0,32} & a_{0,33} & a_{0,34} \\ a_{0,41} & a_{0,42} & 0 & a_{0,44} \end{bmatrix}$$

Puisque l'un des objectifs de cette étude est d'identifier dans quelle proportion les chocs aux sentiments contribuent aux cycles économiques en comparaison avec les chocs qui sont liés aux fondamentaux, une décomposition de variance s'avère nécessaire. Pour ce faire, il importe de calculer les erreurs de prévision des séries à l'étude dans  $y_t$ . Par la stratégie d'identification exposée dans le précédent paragraphe, Fève et Guay (2015) calculent l'erreur de prévision de  $\Delta y_t$  pour un horizon  $h$  de la manière suivante :

$$\Delta y_{t+k} - E_t \Delta y_{t+k} = \sum_{\tau=0}^h C_\tau A_0 \eta_{t+h-\tau} = \sum_{\tau=0}^h C_\tau \tilde{A}_0 F \eta_{t+h-\tau},$$

pour tout  $F$ , où  $F$  est une matrice orthogonale telle que  $FF' = I$  et  $A_0 = \tilde{A}_0 F$  et

où  $h = k - 1$ . Fève et Guay (2015) définissent la matrice  $F$  de la façon suivante :

$$F = \begin{bmatrix} I_2 & 0_2 \\ 0_2 & F_{22} \end{bmatrix}$$

où la matrice  $I_2$  est une matrice identité de dimension  $2 \times 2$ , la matrice  $O_2$  est de taille  $2 \times 2$  ne contenant que des zéros comme élément et la matrice  $F_{22}$  est orthogonale telle que  $F_{22}F'_{22} = I_2$ . Puisque  $A_0 = \tilde{A}_0F$ , les deux premières colonnes de  $A_0$  et de  $\tilde{A}_0$  sont les mêmes. Ces deux premières colonnes servent à identifier l'impact des deux chocs d'offre sur les variables contenues dans  $y_t$ . Pour définir les deux dernières colonnes de  $A_0$ , la matrice  $A_0$  doit être scindée en deux matrices de dimension  $4 \times 2$ , soit  $A_0 = [A_1A_2]$ . Afin d'identifier  $A_2$ , Fève et Guay (2015) proposent une solution qui est similaire à ce décrit précédemment :

$$\sum_{\tau=0}^h C_i \tilde{A}_2 F_{22} \varepsilon_{t+h-\tau}^T = \sum_{\tau=0}^h C_i A_2 \varepsilon_{t+h-\tau}^T$$

avec  $F_{22}F'_{22} = I$  tel que  $A_2 = \tilde{A}_2F_{22}$ . Sachant que dans la matrice  $A_2$  se trouvent les deux dernières colonnes de  $A_0$ , cette formule correspond aux erreurs de prévision des variables contenues dans  $y_t$  seulement en fonction des deux chocs transitoires  $\varepsilon_t^T$  avec  $\varepsilon_t^T = (\varepsilon_t^{P'}, \varepsilon_t^{T'})'$  où  $\varepsilon_t^P$  est le vecteur des chocs permanents structurels. Par conséquent, la part de l'erreur de prévision pour la variable  $i$  qui est attribuable au choc aléatoire  $j$  pour un certain horizon  $h$  est la suivante :

$$\Omega_{i,j}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \tilde{A}_2 F_{22} e_j e_j' F'_{22} \tilde{A}'_2 C'_{i,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \sum C'_{i,\tau}} = \frac{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \tilde{A}_2 \gamma \gamma' \tilde{A}'_2 C'_{i,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \sum C'_{i,\tau}}$$

où  $e_j$  est un vecteur de sélection avec un à son  $j^e$  élément et des zéros ailleurs.  $\gamma$  est la  $j^e$  colonne de  $F_{22}$ . Une fois cette part des erreurs de prévision calculées, Fève

et Guay (2015) enchaînent avec la deuxième étape de la procédure permettant d'identifier le choc de sentiment.

La deuxième étape consiste à trouver le vecteur qui maximise la contribution des chocs de sentiments à la décomposition de la variance de la confiance des consommateurs jusqu'à un certain horizon  $h$ . Selon Fève et Guay (2015), ce vecteur est le suivant :

$$y^* = \underset{h=0}{\operatorname{argmax}} \sum^H \Omega_{4,4}(h)$$

$$\text{sujet à } \begin{cases} \tilde{A}_2(1,1) = 0 \\ \tilde{A}_2(1,2) = 0 \\ \gamma\gamma' = 1. \end{cases}$$

Ce problème de maximisation choisit la sous-matrice  $A_2$  qui maximise la contribution à  $\Omega_{4,4}$ . Les deux premières contraintes imposent que le choc de demande et le choc de sentiment n'ont aucun effet contemporain sur la TFP. Uhlig (2003) prouve que ce problème de maximisation peut être réécrit sous une forme quadratique où la partie différente de zéro de  $\gamma$  est un vecteur propre associé avec la valeur propre maximale de la somme pondérée de  $(C_{4,\tau}\tilde{A}_2)'(C_{4,\tau}\tilde{A}_2)$  sur  $\tau$ . Finalement, suivant cette procédure en deux étapes, le choc de sentiment est identifié.

En somme, puisque la matrice  $A_0$  comporte le bon nombre de restriction, les chocs structurels peuvent être retrouvés à partir des chocs de forme réduite et de cette identité :  $\eta_t = A_0^{-1}\epsilon_t$ . Ainsi, il est maintenant possible d'évaluer l'impact des chocs de sentiments sur les fluctuations macroéconomiques canadiennes.



### 3.7 Outils d'analyse des résultats

Afin d'évaluer l'importance du choc de sentiment dans le cycle économique canadien, deux instruments sont utilisés. Il s'agit des fonctions de réponse et de la décomposition de variance. Ces deux instruments permettent de synthétiser l'essentielle de l'information contenue dans la dynamique du système VECM estimé. Ces deux outils d'analyse nécessitent la représentation moyenne mobile de la forme structurelle du VECM estimé préalablement qui a la forme suivante :

$$\begin{bmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta PIB_t \\ \Delta Inflation_t \\ \Delta Sentiments_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_{TFP}^* \\ \mu_{PIB}^* \\ \mu_{Inflation}^* \\ \mu_{Sentiment}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11}(L) & a_{12}(L) & a_{13}(L) & a_{14}(L) \\ a_{21}(L) & a_{22}(L) & a_{23}(L) & a_{24}(L) \\ a_{31}(L) & a_{32}(L) & a_{33}(L) & a_{34}(L) \\ a_{41}(L) & a_{42}(L) & a_{43}(L) & a_{44}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \end{bmatrix}$$

#### 3.7.1 Fonctions de réponses

Les fonctions de réponses décrivent la réaction instantanée et future <sup>1</sup> de chacune des variables macroéconomiques endogènes contenues dans ( $y_t$ ) face à un changement exogène appelé choc structurel. Pour obtenir la fonction de réponse de  $\Delta PIB_t$  à la suite d'un choc de sentiment, il suffit de calculer cette dérivée partielle

$$\frac{\partial \Delta PIB_{t+h}}{\partial \eta_{4t}} = a_{k,24}.$$

Pour connaître l'effet sur la variable en niveau, il suffit de calculer l'effet cumulatif des chocs en faisant la somme des coefficients de la représentation moyenne

---

1. Dans le contexte actuel, le mot futur désigne un horizon temporel ( $h$ ) de 40 trimestres. Ce choix d'horizon a été établi par Fève et Guay (2015).

mobile :

$$\frac{\partial \Delta PIB_{t+h}}{\partial \eta_{4t}} = \sum_{i=0}^h a_{i,24}.$$

### 3.7.2 Décomposition de variance

La décomposition de variance permet de déterminer l'importance relative de chacun des chocs structurels à la variance d'une variable sur un horizon temporel,  $h$  de 40 périodes. La variance de  $\Delta PIB_t$  est obtenue en calculant la variance du système de moyenne mobile de la section 3.7, où  $h$  représente l'horizon temporel défini :

$$\sigma_{\Delta PIB}^2 = \sigma_{\eta_1}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,21}^2 + \sigma_{\eta_2}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,22}^2 + \sigma_{\eta_3}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,23}^2 + \sigma_{\eta_4}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,24}^2.$$

Cette formule donne la variance de  $\Delta PIB_t$  selon les quatre types de chocs structurels composant le modèle. Cependant, il est possible d'obtenir la proportion de la variance qui provient de chaque choc structurel. Pour savoir quelle proportion de la variance du  $\Delta PIB_t$  les sentiments représentent, il suffit de faire la division suivante :

$$\sigma_{\eta_4/\Delta PIB}^2 = \frac{\sigma_{\eta_4}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,24}^2}{\sigma_{\eta_1}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,21}^2 + \sigma_{\eta_2}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,22}^2 + \sigma_{\eta_3}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,23}^2 + \sigma_{\eta_4}^2 \sum_{i=0}^h a_{i,24}^2}.$$

Cette mesure indique la proportion des mouvements de la série qui sont produits par chaque choc structurel pour différents horizons. Plus cette proportion est grande pour un choc structurel, plus celui-ci est important dans les fluctuations de la série.

### 3.8 Autre stratégie d'identification du choc de sentiment : Barsky et Sims

Pour tester la robustesse des résultats, la méthodologie de Barsky et Sims (2011) servant à identifier des chocs structurels est retenue. Comme mentionné dans la revue de littérature, Barsky et Sims s'intéressent à identifier les effets dans le cycle économique américain des chocs de nouvelles. Ces auteurs se distinguent des autres chercheurs qui étudient le même sujet qu'eux puisqu'ils ont proposé une nouvelle méthodologie SVAR pour identifier le choc de nouvelle de productivité future. En effet, leur méthodologie repose sur l'estimation d'un SVAR en niveau puisqu'ils affirment que cette technique est robuste à la présence possible de cointégration. La méthodologie de ces auteurs est reprise ici afin d'identifier l'impact des chocs d'offre sur toutes les variables du modèles, c'est-à-dire que l'on désire identifier les deux premières colonnes de la matrice  $A_0$  d'une façon différente à ce qui a été fait précédemment. L'identification des deux dernières colonnes de la matrice  $A_0$  reste la même que celle qui a été présenté préalablement soit celle développée par Fève et Guay (2015).

Dans leur article de 2011, Barsky et Sims supposent que la technologie (TFP) est caractérisée par un processus stochastique et menée par deux types de choc, soit un choc technologique surprise et un choc de nouvelle. Le choc technologique surprise est le même que celui employé par la littérature des cycles réels tandis que le choc de nouvelles sur la productivité est défini comme étant une combinaison linéaire des innovations de forme réduite orthogonale aux innovations de la TFP et comme celui contribuant le plus à sa variance future. Le processus stochastique de la technologie représenté sous sa forme moyenne mobile comporte une seule restriction, soit que le choc de nouvelles n'a pas d'effet contemporain sur la TFP. Cependant, ce type de choc affecte la technologie future. Ainsi, de façon

contemporaine, seul le choc technologique surprise affecte le niveau de la TFP.

Toujours selon leur stratégie, les auteurs supposent que le choc de nouvelles est celui qui explique le mieux les mouvements futurs de la TFP qui ne sont pas attribuables au choc technologique surprise, et ce, dans le but de pouvoir l'identifier. Pour y parvenir, Barsky et Sims (2011) emploient une procédure similaire à celle décrite au chapitre trois. Cette dernière consiste à trouver la part de l'erreur de prévision pour la variable  $i$  qui est attribuable au choc aléatoire  $j$  pour un certain horizon  $h$  :

$$\Omega_{i,j}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \tilde{A}_0^{BS} \gamma \gamma' \tilde{A}_0^{BS'} C'_{i,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \sum C'_{i,\tau}}$$

Pour identifier  $\tilde{A}_0^{BS}$ , une décomposition de Choleski est appliquée sur la matrice :

$$\tilde{A}_0^{BS} = \begin{bmatrix} a_{0,11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{0,21} & a_{0,22} & 0 & 0 \\ a_{0,31} & a_{0,32} & a_{0,33} & 0 \\ a_{0,41} & a_{0,42} & a_{0,43} & a_{0,44} \end{bmatrix}$$

Selon ces auteurs, le choc de nouvelles est alors celui qui résout ce problème :

$$y^* = \underset{h=0}{\operatorname{argmax}} \sum_{h=0}^H \Omega_{1,2}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \tilde{A}_0^{BS'} \gamma \gamma' \tilde{A}_0^{BS} C'_{i,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \sum C'_{i,\tau}}$$

$$\begin{cases} \tilde{A}_0^{BS}(1, j) = 0 \quad \forall j > 1 \\ \gamma(1, 1) = 0 \\ \gamma \gamma' = 1. \end{cases}$$

Uhlig (2003) prouve que ce problème de maximisation peut être réécrit sous la forme quadratique suivante :  $(C_{1,\tau} \tilde{A}_0^{BS})' (C_{1,\tau} \tilde{A}_0^{BS})$  Grâce à cette première étape,



les chocs d'offre et par conséquent les deux premières colonnes de  $A_0$  sont identifiées. L'identification des deux dernières colonnes de la matrice  $A_0$  reste la même que celle qui a été présentée préalablement, c'est-à-dire celle développée par Fève et Guay (2015).



## CHAPITRE IV

### ANALYSES ET RÉSULTATS

Cette section présente et analyse les résultats obtenus à la suite de l'estimation du VECM du modèle de base. Afin de générer ces résultats, il faut déterminer le nombre de retards optimal à inclure pour estimer le VECM. Ce nombre de retards optimal provient du critère AIC. Le nombre de retards suggérés par ce critère est un. Par conséquent, l'estimation du VECM a été réalisée une première fois en intégrant un seul retard. Les résultats obtenus avec un retard se sont avérés similaires à l'utilisation de trois retards prônée par Fève et Guay (2015). Puisque les résultats sont semblables, le VECM a été estimé avec trois retards et avec des données allant du premier trimestre de 1982 au quatrième trimestre de 2013. Les simulations des fonctions de réponses ont été réalisées avec un intervalle de confiance de 90% à partir de la méthode bootstrap avec 2000 répétitions<sup>1</sup>. Les résultats de ces simulations sont présentés dans l'annexe B et C.

#### 4.1 Modèle de base

La figure B.1 (P.67) présente la réponse des quatre variables aux quatre chocs possibles : un choc technologique surprise sur la TFP, un choc de nouvelles sur la TFP, un choc de demande et un choc de sentiment. Premièrement, à la suite d'un

---

1. Le choix de ce nombre de répétitions provient de Fève et Guay (2015)

choc technologique surprise positif sur la TFP, la TFP s'accroît immédiatement, mais rapidement cette variable se stabilise pour prendre des valeurs similaires durant les trente périodes restantes. Cette réponse diffère de celle trouvée par Fève et Guay (2015) et par d'autres auteurs. Cette différence peut s'expliquer par le fait que la mesure de TFP employée ici ne correspond pas à une mesure de TFP ajustée, mais plutôt à une simple mesure de productivité affectée par les intensités d'usage du capital et du travail. Les résultats alternatifs de Fève et Guay (2015) utilisant une mesure de TFP non corrigée ou bien une mesure de productivité indiquent le même genre d'effet trouvé par mes résultats. Pour ce qui est du PIB, sa réponse s'accroît durant les cinq premières périodes suivant le choc et demeure significative durant les quarante périodes. À la suite de ce choc d'offre, l'inflation diminue et revient rapidement vers sa valeur d'état stationnaire. Malgré que la réponse de l'inflation ne soit pas significative pour les quarante périodes, cette réponse concorde avec la théorie économique<sup>2</sup>. Finalement, mesurée avec l'indice global du CBC, la confiance des consommateurs canadiens augmente à l'impact, mais retourne rapidement à sa valeur d'état stationnaire.

Le choc de nouvelles positif sur la TFP n'entraîne aucun effet sur la TFP à l'impact, mais la TFP augmente de manière permanente après quelques périodes. Ce résultat est juste puisqu'une des restrictions mise sur  $A_0$  mentionne que ce type de choc n'a pas d'impact contemporain sur la TFP. De plus, cette réponse de la TFP est compatible avec plusieurs papiers, dont ceux de Beaudry et Portier (2006, 2013) et Beaudry et Lucke (2009). La réponse du PIB suivant un choc de nouvelles est presque nulle à l'impact et devient négative durant les quinze périodes suivantes avant de retourner positive. Cette réponse du PIB laisse entrevoir que certaines des variables composant le PIB sont affectées négativement dans les pé-

---

2. La théorie économique dit qu'à la suite d'un choc de TFP la réponse de l'inflation peut-être soit négative, soit positive si la politique monétaire est très accommodante.

riodes suivant le choc. Ainsi, certains agents économiques réagissent négativement à un changement futur de quelques fondamentaux économiques. Cette réponse diffère de Fève et Guay (2015) et de Sims (2011) qui trouvent qu'un choc de nouvelle entraîne un effet positif et permanent sur le PIB dès les premiers trimestres. En ce qui concerne l'inflation, la réponse est négative à l'impact signifiant qu'il s'agit bel et bien d'un choc d'offre. Cependant, cette réponse revient rapidement à sa valeur d'état stationnaire et n'est pas significative durant l'entièreté des périodes. Finalement, le choc de nouvelles engendre une réponse négative à l'impact et sur l'ensemble de la période pour la confiance des consommateurs canadiens. Ce résultat se différencie de Fève et Guay (2015) qui obtiennent une réponse positive de la confiance des consommateurs à la suite d'un choc de nouvelles, mais concorde avec la baisse du PIB observé préalablement.

En ce qui a trait au choc de demande, il n'entraîne aucun effet sur la TFP de manière contemporaine et n'est pas significatif durant les quarante périodes. Encore une fois, ce résultat est issu d'une des restrictions mises sur la matrice  $A_0$ . Pour ce qui est du PIB, il augmente faiblement à l'impact et durant quelques périodes avant de retourner vers sa valeur d'état stationnaire. En tout temps, l'effet de ce choc sur cette variable n'est pas significatif. Quant à l'inflation, elle augmente faiblement à l'impact concordant, ainsi avec la théorie économique. La confiance des consommateurs réagit positivement à un choc de demande durant trois périodes et devient par la suite négative. Toutefois, la réponse de la confiance revient rapidement à sa valeur d'état stationnaire et n'est pas significative durant l'entièreté des périodes. Cette réaction de la confiance est similaire à ce que trouvaient Fève et Guay (2015).

Le choc de sentiments positif ne provoque pas de hausse contemporaine de la TFP. En effet, l'impact de ce choc se fait sentir sur la variable seulement après quelques périodes, mais de façon minime. De plus, en tout temps, la réponse n'est



pas significative. En revanche, ce choc provoque une hausse du PIB à l'impact et durant quelques périodes subséquentes, et ce, tout en demeurant significatif. La réponse du PIB à la suite d'un choc de sentiment a une forme de cloche et c'est seulement cette réponse parmi toutes celles présentées qui détient cette forme. D'ailleurs, parmi tous les types de choc affectant le PIB, c'est le choc de sentiment qui provoque la réponse la plus importante à l'impact. Ce résultat diffère largement de Fève et Guay (2015). Ces auteurs trouvent que le choc de sentiments provoque un impact contemporain négatif sur le PIB tandis que la forme de cloche du PIB est reproduite à la suite d'un choc de demande. Contrairement à la théorie économique et à l'article de Fève et Guay (2015), l'inflation diminue faiblement à l'impact. Cependant, l'inflation remonte pour passer dans le positif, et ce, juste quelques périodes ultérieures au choc. Toutefois, la réponse de l'inflation revient rapidement à sa valeur d'état stationnaire et n'est pas significative durant l'entièreté des périodes. Parmi tous les chocs sur toutes les variables, c'est le choc de sentiments sur la confiance qui provoque l'augmentation contemporaine la plus importante. Ce résultat est identique à Fève et Guay (2015).

La décomposition de variance est représentée par la figure B.2 de l'annexe B. Premièrement, la variance de la TFP s'explique principalement par un choc technologique surprise sur la TFP, et ce, à tous les horizons. En effet, ce choc domine et représente à lui seul près de 100% de la variance de la TFP durant les trois premières périodes subséquentes au choc. Ce résultat corrobore avec la littérature, dont Beaudry et Lucke (2009). À partir de la quinzième période, le choc de nouvelles gagne en ampleur allant jusqu'à représenter environ 40% de la variance de la TFP. Contrairement aux résultats obtenus par Beaudry et Portier (2006) et Fève et Guay (2015), la variance du PIB n'est pas expliquée principalement par le choc de nouvelles, mais plutôt par le choc de sentiments qui est de l'ordre de 55% à l'impact. Cette proportion est d'ailleurs plus importante que celle trouvée

par Fève et Guay (2015). La part du choc de nouvelle dans la variance du PIB arrive en troisième place après le choc technologique surprise sur la TFP, ce qui diverge totalement de la littérature de Beaudry et Portier (2006,2013). Quant à la variance de l'inflation, elle est principalement affectée, à tous les horizons, par un choc de demande. Le choc de demande explique entre 70% et 90% de la variance de l'inflation. Cependant, le choc de sentiments représente environ 10% de la variance de l'inflation, ce qui est largement supérieur à la part trouvée par Fève et Guay (2015).

La variance de la confiance des consommateurs canadiens est influencée principalement par le choc de nouvelles. Celui-ci explique à lui seul près de 60% de la variance, et ce, à tous les horizons. Le choc de sentiment ne compte que pour environ 35% de la variance de la confiance tant à court qu'à long terme. Cette part est nettement moins importante que celle trouvée par Fève et Guay (2015). En somme, le choc de sentiment influence considérablement la production, mais un peu moins l'inflation. Toutefois, le choc de sentiments contribuent aux cycles économiques canadiens et donc il est considéré comme un élément majeur des fluctuations macroéconomiques canadiennes .

## 4.2 Modèles alternatifs

Dans cette présente section, la robustesse des résultats obtenus est vérifiée avec les séries alternatives décrites dans le chapitre deux. Le tableau 4.1 présente les différents modèles construits pour y parvenir. Les modélisation 3, 4, 5 et 6 seront comparées avec l'indice global ainsi qu'avec le modélisation 2. Les fonctions de réponse et les décompositions de variance associées à ces modèles se trouvent dans l'annexe C.



Tableau 4.1: Modélisation alternatives

	TFP	Quantités	Inflation	Figures
<b>Modèle 2</b>	TFP modèle de base	PIB réel	IPC tous les items	C.1 à C.2
<b>Modèle 3</b>	TFP modèle de base	Conso. réelle	IPC tous les items	C.3 à C.5
<b>Modèle 4</b>	TFP modèle de base	PIB réel	Heures travaillées *	C.6 à C.8
<b>Modèle 5</b>	TFP modèle de base	PIB réel	IPC hors aliments et énergie	C.9 à C.11
<b>Modèle 6</b>	TFP modèle de base	PIB réel	Indice des prix du PIB	C.12 à C.14

**Notes :**

- \* Les heures travaillées sont une série de quantités, mais elles sont supposées stationnaires. Pour respecter la modélisation actuelle, elles sont substituées à l'inflation dans le VECM.

La différence entre le modèle 2 et le modèle de base provient du changement d'indice pour mesurer la confiance des consommateurs canadiens. Pour le modèle 2 (P.70 et 71), les résultats sont similaires à ceux obtenus avec le modèle de base (P.67 et 68). En effet, le choc technologique surprise positif sur la TFP entraîne un accroissement immédiat de la TFP, mais rapidement cette variable se stabilise pour prendre des valeurs similaires durant les trente périodes restantes. Comme discuté à la section 4.1, ce résultat est sans doute dû à une mauvaise mesure de la TFP. Le choc de nouvelles entraîne les mêmes effets que l'indice global sur la TFP, le PIB, l'inflation et les sentiments. Également, le choc de demande affecte encore négativement la confiance. Le choc de sentiments entraîne toujours un effet négatif à l'impact et durant quelques périodes de l'inflation. Dans presque tous les cas, la principale différence est dans la réaction moins forte de la confiance à la suite des différents chocs. Avec l'indice de la question deux, tous les chocs affectant la confiance ont moins d'impact de façon contemporaine et future. Pour ce qui est de la décomposition de la variance, trois différences majeures sont observées par rapport à l'indice global. Tout d'abord, la part du choc de sentiments dans la variance du PIB est réduite considérablement passant de 55% à 40%. Cette diminution de la part du choc de sentiments résulte d'une augmentation de la part du choc de demande dans la décomposition de la variance du PIB. Auparavant, le

choc de demande expliquait environ 5% à l'impact tandis qu'actuellement, il explique autour de 20%, ce qui est similaire à ce que Fève et Guay (2015) trouvent. La deuxième différence observée est dans la décomposition de variance de l'inflation. En effet, dans le modèle de base, le choc de sentiment expliquait environ 10% de la variance de l'inflation tandis que dans le modèle 2, ce même choc explique 20% de la variance, et ce, tous horizons confondus. Finalement, avec le modèle de base, la part du choc de sentiments dans la décomposition de variance de la confiance était entre 20% et 30%. Dorénavant, ce même choc n'occupe qu'au maximum 15% de la variance de la confiance. Cette diminution a été remplacée par une augmentation de la part du choc de nouvelles dans la décomposition de la variance de la confiance.

Les résultats sont similaires aux précédents pour le modèle 3 (P.72 à 74). En effet, dans le cas de l'indice global, les effets trouvés dans le modèle de base et le modèle 2 demeurent les mêmes. Toutefois, la principale différence provient de la réaction de la consommation. La réaction de la consommation n'a pas la même forme que celle du PIB à la suite d'un choc technologique surprise positif. Le choc technologique surprise provoque un impact contemporain faible, mais entraîne une hausse permanente de la consommation, ce qui n'était pas observé avec le PIB. La forme fonctionnelle de la réaction de la consommation est significative durant toutes les périodes et elle laisse entrevoir que les agents économiques font un lissage de leur consommation en réaction à un choc technologique surprise. L'autre différence à souligner est que le choc de sentiments entraîne une réaction moins prononcée sur la consommation que sur le PIB. En ce qui concerne la décomposition de variance, le choc de sentiment affecte la consommation, l'inflation et la confiance, et ce, dans des proportions plus importantes que dans le modèle de base. La part du choc de sentiment sur la variance de la consommation est de l'ordre de 55% à l'impact tandis qu'il est de 20% à l'impact sur la variance de l'inflation. Ce même

choc représente environ 50% de la variance de la confiance, et ce, à n'importe quel horizon. Avec l'indice de confiance de la question deux, les fonctions de réponses des différentes variables ont la même forme qu'avec l'indice global sauf que les effets des chocs sont souvent moins importants. De plus, il importe de souligner qu'un effet de lissage de la consommation est toujours observé à la suite d'un choc technologique surprise sur la TFP. La part du choc de sentiments sur la variance de la consommation, de l'inflation et de la confiance est similaire aux proportions énumérées précédemment pour l'indice global.

Le modèle numéro 4 comporte les heures travaillées à la place de l'inflation. Les réponses des variables aux différents chocs sont assez similaires, peu importe l'indice de confiance choisi. De plus, ces fonctions de réponses sont semblables aux résultats du modèle de base et du modèle 2 outre les heures travaillées qui n'ont jamais été analysées. Ainsi, ce paragraphe ne s'intéressera qu'à l'impact des différents chocs sur les heures travaillées. Dans le cas de l'indice global, les heures diminuent à l'impact, mais elles augmentent par la suite pour revenir assez rapidement à leur valeur d'état stationnaire. Cette réponse des heures travaillées est obtenue à la suite d'un choc technologique surprise positif. En tout temps, cette réponse n'est pas significative sauf qu'elle est similaire à celle obtenue par Beaudry et Lucke (2009). En ce qui a trait au choc de nouvelles positif, il entraîne un effet négatif sur les heures travaillées à l'impact et durant les trente autres périodes. Ce résultat diverge de ce que Beaudry et Lucke (2009) et Fève et Guay (2015) trouvent. Ces auteurs obtiennent qu'un choc de nouvelles provoque une augmentation des heures travaillées à l'impact et que les heures atteignent leur maximum quelques périodes après le choc. Pour sa part, un choc de demande positif provoque une réponse positive à l'impact des heures travaillées. Cette réponse n'est pas significative et pas aussi persistante que ce que Fève et Guay (2015) trouvent. Quant à un choc de sentiment positif, il donne une réponse positive et

en cloche des heures travaillées. En ce qui concerne la décomposition de variance, la seule différence majeure par rapport au modèle de base se trouve au niveau des heures travaillées. La variance des heures est massivement expliquée par les sentiments. En effet, la part des sentiments dans la variance des heures est de l'ordre de 70% à 80%, et ce, durant les six périodes suivant le choc. Au cours des périodes subséquentes, la part des sentiments reste autour de 50%. Ce résultat diverge totalement de ce que Fève et Guay (2015) obtiennent. Ces auteurs concluent que les sentiments expliquent entre 1% et 4% de la variance des heures durant les six premières et environ 10% par la suite. De plus, ce résultat diffère de ce que Beaudry et Lucke (2009) trouvaient puisque selon eux la variance des heures travaillées était principalement expliquée à tous les horizons par le choc de nouvelles (environ 70%). Avec l'indice de la question deux, la réponse des heures travaillées aux différents chocs est identique à celle trouvée avec l'indice global. De plus, la variance des heures travaillées affiche des résultats similaires à ceux obtenus avec l'indice global. La part des sentiments dans la variance des heures est de l'ordre de 70% à 80%, et ce, durant les six périodes suivant le choc. Cette proportion est identique à ce qui avait été trouvé avec l'indice global.

L'inclusion d'un taux d'inflation alternatif excluant l'énergie et les aliments n'entraîne aucun changement dans la forme des fonctions de réponses. En effet, peu importe l'indice de confiance choisi, la forme des fonctions de réponses est semblable à celle obtenue par le modèle de base et le modèle 2. Ainsi, la réponse de l'inflation à la suite d'un choc de sentiment reste problématique puisque cette dernière évolue dans le sens contraire à nos attentes. Malgré qu'aucun changement dans les fonctions de réponses n'ait été observé, la décomposition de variance des deux indices est complètement différente de celle du modèle de base. Tout d'abord, pour l'indice global, on remarque que la part du choc de sentiments dans la variance du PIB s'est considérablement réduite passant de 55% à 35% à l'impact.



La diminution de la part du choc de sentiments s'explique par une augmentation de la part du choc de demande qui correspond maintenant à environ 20%. Dans le modèle de base, la part du choc de demande sur la variance du PIB était quasiment inexistante. En conséquence, l'apparence de la décomposition de variance du PIB contraste encore totalement avec Beaudry et Portier (2006, 2013) et Fève et Guay (2015). La décomposition de variance de l'inflation a vu elle aussi son portrait changer de façon importante. Dorénavant, les sentiments expliquent 20% de la variance de l'inflation à tous les horizons, tandis que dans le modèle de base ils expliquaient au plus 10%. Contrairement à la variance de PIB, l'augmentation de la part du choc de sentiments s'explique par une diminution de la part du choc de demande et par une augmentation de la part du choc de nouvelles. Une fois de plus, ces résultats contrastent avec ceux de Fève et Guay (2015). La décomposition de variance de l'indice de la question deux a elle aussi subi des changements importants par rapport au modèle 2. Premièrement, la part du choc de sentiments dans la variance du PIB est réduite considérablement passant de 40% à 5% ce qui concorde davantage avec les résultats de Fève et Guay (2015). Cette diminution de la part du choc de sentiment résulte d'une augmentation de la part du choc de nouvelles dans la décomposition de la variance du PIB. Auparavant, le choc de nouvelles expliquait environ 20% à court terme tandis qu'actuellement, il explique autour de 50%, et ce, toujours à court terme. Deuxièmement, avec le modèle de base, le choc de sentiment expliquait environ 20% de la variance de l'inflation tandis que dans le modèle 5, ce même choc explique jusqu'à 50% de la variance, et ce, tous horizons confondus. La part du choc demande dans la variance de l'inflation s'est réduite considérablement (-50%) au moment où la part du choc de nouvelles s'accroissait (+15%). En somme, les changements dans les décompositions de variance des deux indices ne permettent pas d'obtenir beaucoup de résultats similaires à Fève et Guay (2015).



Les fonctions de réponses issues du modèle 6 sont pareilles à celles du modèle de base à l'exception d'une seule, et ce, peu importe l'indice de confiance choisi. Dorénavant, la réponse de l'inflation à la suite d'un choc de sentiments provoque une hausse de l'inflation à l'impact et non plus une baisse comme c'est le cas dans tous les autres modèles. Malgré que la réponse de l'inflation revienne rapidement à sa valeur d'état stationnaire et qu'elle ne soit pas significative durant l'entièreté des périodes, elle concorde avec la théorie économique. En ce qui concerne la décomposition de variance de l'indice global, aucune modification majeure ne survient à la suite de l'inclusion de l'indice des prix du PIB comme taux d'inflation alternatif. Ce résultat contraste avec le paragraphe précédent puisque l'utilisation d'un taux d'inflation alternatif modifiait considérablement la décomposition de variance du PIB et de l'inflation. Concernant la décomposition de variance de l'indice de la question deux, quelques différences notables sont observées par rapport au modèle 2. Tout d'abord, la part du choc de sentiments dans la variance du PIB est augmentée passant de 40% à 60%. Cette augmentation de la part du choc de sentiments résulte d'une diminution de la part du choc de demande dans la décomposition de la variance du PIB. Auparavant, le choc de demande expliquait environ 20% à l'impact tandis qu'actuellement, il explique autour de 2%. La deuxième différence observée est dans la décomposition de variance de l'inflation. La part du choc de sentiments dans la décomposition de la variance de l'inflation est d'environ 10% que dans le modèle 2, ce même choc explique 20% de la variance, et ce, tous horizons confondus. Cette diminution de la part du choc de sentiments résulte d'une augmentation de la part du choc de demande dans la décomposition de la variance de l'inflation.

En résumé, les résultats du modèle de base trouvés avec l'indice global ou bien avec l'indice de la question deux sont robustes. En effet, les séries alternatives ont produit des résultats très similaires à ce qui avait été obtenu préalablement

avec le modèle de base. Certaines choses apprises lors des derniers paragraphes méritent d'être mentionnées. Tout d'abord, il s'avère intéressant d'apercevoir que le lissage de la consommation n'est pas seulement une chose théorique, mais qu'il est bel et bien observé dans les données. Le lissage de la consommation est visible sur la réponse de la consommation à la suite d'un choc technologique surprise positif sur la TFP. De plus, toujours en lien avec la consommation, ce sont les sentiments qui expliquent la plus grande partie de sa variance. En effet, la part du choc de sentiments est d'environ 55% à l'impact et elle est toute aussi importante durant les autres périodes après le choc. Une autre chose devant être soulignée est la réponse négative des heures travaillées à la suite d'un choc de nouvelles positif. Une fois de plus, ce sont les sentiments qui expliquent la plus grande part de la variance des heures travaillées. Finalement, l'utilisation de l'indice des prix du PIB a permis de corriger la réponse négative de l'inflation à la suite d'un choc de sentiment tandis que le taux d'inflation excluant les aliments et l'énergie n'est pas parvenu à résoudre ce problème.

### 4.3 Barsky et Sims

Une fois de plus afin d'évaluer si les résultats du modèle de référence et le modèle 2 sont robustes, la méthodologie de Barsky et Sims est utilisée. Le SVAR est estimé avec trois retards ainsi qu'avec des données allant du premier trimestre de 1982 au quatrième trimestre de 2013. Les simulations des fonctions de réponses ont été réalisées avec un intervalle de confiance de 90% à partir de la méthode bootstrap avec 2000 répétitions. Les résultats sont représentés par les figures C.15 à C.17 (P.84 à 86).

Estimés avec l'indice global, les résultats obtenus par la méthodologie de Barsky et Sims sont très similaires à ceux générés par le modèle de base. En effet, ces

nouveaux résultats comportent les mêmes effets que le modèle de base, c'est-à-dire qu'un choc de nouvelles positif provoque un effet négatif sur le PIB et sur la confiance. De plus, un choc de sentiments positif entraîne une réponse négative de l'inflation à l'impact et durant quelques périodes. Outre ces similitudes, deux différences majeures méritent d'être soulignées. Tout d'abord, un choc de sentiments positif cause une réponse moins forte du PIB, et ce, durant les périodes après le choc. Avec la méthodologie de Barsky et Sims, la réponse du PIB revient à sa valeur d'état stationnaire après sept périodes et n'est pas significative durant l'entièreté des périodes. Ce résultat contraste avec le modèle de base puisque dans ce dernier, un choc de sentiments entraîne une réponse du PIB positive et significative durant les cinq premières périodes. De plus, la réponse du PIB ne revient que vers sa valeur d'état stationnaire après vingt périodes. La deuxième différence majeure observée touche la réponse de la confiance à la suite d'un choc de sentiments positif. Avec la méthodologie de Barsky et Sims, la réponse de la confiance à l'impact est de l'ordre de 0,5 tandis que dans le modèle de base la réponse à l'impact est de 5. En ce qui concerne la décomposition de la variance, les résultats obtenus avec Barsky et Sims divergent beaucoup du modèle de base. En effet, la part des sentiments dans la variance du PIB compte encore pour 50% à l'impact, mais dès la dixième période cette proportion chute à 20%. Dans le modèle de base, il faut attendre après la trentième période après le choc pour voir la part des sentiments être réduite. Cependant, malgré que la part des sentiments chute après la trentième période, elle reste autour de 30%. Cette diminution de la part du choc de sentiments résulte d'une augmentation de la part du choc de nouvelles. La part du choc de nouvelles dans la décomposition de variance est même plus importante que celle du choc technologique surprise, et ce, jusqu'à la vingtième période. Comme dans le modèle de base, la variance de la confiance des consommateurs canadiens est influencée principalement par le choc de nouvelles. Cependant, avec la méthodologie de Barsky et Sims, la part du choc de senti-



ments dans la variance de la confiance est réduite considérablement. Dorénavant, le choc de sentiments n'explique plus rien de la variance de la confiance durant les trois premières périodes. Après ces trois premières périodes, le choc de sentiments explique tout au plus 10% de la variance de la confiance comparativement à 20% dans le modèle de base. En somme, la méthodologie de Barsky et Sims réduit la part du choc de sentiments dans la variance du PIB et de la confiance.

Les résultats estimés avec l'indice de la question deux sont encore une fois similaires au modèle 2, malgré deux différences. Premièrement, la réponse du PIB à la suite d'un choc de sentiments positif est négative. Cette réponse du PIB reste négative durant une dizaine de périodes avant de retourner vers sa valeur d'état stationnaire. Ce résultat n'est pas statistiquement significatif et il survient juste lorsque la méthodologie de Barsky et Sims est employée. Deuxièmement, la réponse de l'inflation à la suite d'un choc de sentiments positif est positive. Parmi toutes les modélisations possibles réalisées, seule la modélisation avec l'indice des prix du PIB comme taux d'inflation permettait d'obtenir une réponse de l'inflation positive à la suite d'un choc de sentiments. En ce qui a trait à la décomposition de la variance, peu de changements sont observés avec la méthodologie de Barsky et Sims. Tout d'abord, la part du choc de sentiments sur la variance du PIB à court terme est augmentée comparativement au modèle 2. La part revenant au choc de sentiments est de 55% à l'impact, mais elle reste identique au modèle 2 pour le long terme. La seule différence majeure dans la décomposition de la variance du PIB est que le choc de demande n'a plus que très peu d'effet, et ce, sur l'entièreté de la période. Comme auparavant, la variance de l'inflation est expliquée principalement par le choc de demande. La part du choc de sentiments sur la variance de l'inflation est de 10% tant à court qu'à long terme. La variance de la confiance est encore une fois dictée par le choc de nouvelle. Dorénavant, la part du choc de nouvelle sur la variance de la confiance est près de 100% durant les trois périodes

suivant le choc. La part du choc de sentiments est restée similaire à celle trouvée dans le modèle 2, soit environ 10%. En somme, la méthodologie de Barsky et Sims augmente la part du choc de sentiments dans la variance du PIB.

Puisque Barsky et Sims (2011) incluent un choc technologique surprise sur la TFP et un choc de nouvelles sur la TFP dans leur modèle, il est possible de comparer les résultats obtenus par ces auteurs aux nôtres. Tout d'abord, peu importe l'indice de confiance choisi, la réponse de la TFP à la suite d'un choc technologique surprise n'est pas du tout semblable à celle de Barsky et Sims (2011). Cette différence s'explique par le fait que la mesure de TFP utilisée dans ce présent travail n'est pas la même que celle employée par Barsky et Sims. Ces auteurs utilisent la TFP de Basu et *al* tandis que dans ce présent travail la mesure retenue est une mesure de productivité standard (PIB/heures travaillées). Cette mesure est donc affectée par l'intensité d'usage des autres facteurs. De plus, la réponse du PIB suivant ce même type de choc est plus près de leur réponse des heures travaillées que de leur réponse du PIB. En ce qui concerne le choc de nouvelles, l'effet sur la TFP est similaire à Barsky et Sims (2011) tandis que l'effet sur le PIB diverge totalement. À propos de la décomposition de variance de la TFP, la part du choc de nouvelles trouvée ici est moins grande que celle de Barsky et Sims (2011). Finalement, la part du choc de nouvelles dans la décomposition de variance du PIB est similaire à leur article, mais cette part est toujours plus importante dans nos résultats.



## CONCLUSION

Ce mémoire de maîtrise s'est intéressé à évaluer l'impact des chocs de sentiments sur des variables macroéconomiques canadiennes. L'objectif ultime était d'identifier dans quelle proportion les chocs de sentiments contribuent aux cycles économiques en comparaison avec les chocs qui sont liés aux fondamentaux soit : les chocs technologiques non anticipés sur la productivité totale des facteurs, les chocs de nouvelles sur la productivité totale des facteurs et les chocs de demande. L'utilisation d'un nouveau choc non fondamental et non traditionnel pour déterminer les causes des fluctuations économiques observées provient Angeletos et La'o (2013). Ces auteurs ont été les premiers à affirmer que les cycles économiques peuvent être entraînés par un choc extrinsèque appelé sentiment. Cependant, Angeletos et La'o (2013) ne proposaient pas de méthode empirique pour évaluer leur contribution aux cycles économiques américain. Ainsi, dans leur article de 2015, Fève et Guay développent une méthode empirique pour y parvenir. Leur méthodologie consiste en un SVCEM incorporant un indice de confiance. Grâce à leur méthodologie qui a été reprise de façon intégrale, il a été possible de déterminer si les chocs de sentiments contribuent aux cycles économiques canadiens.

Le présent travail a permis d'en apprendre davantage sur la place qu'occupent les chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques canadiennes. À l'aide de la décomposition de variance, on constate que les chocs de sentiments expliquent une grande partie de la variance du PIB. Cependant, les chocs de sentiments expliquent au plus 20% la variance de l'inflation puisque cette dernière est principalement toujours expliquée par un choc de demande. Grâce aux modélisations alternatives, plusieurs autres résultats intéressants ont été observés. Tout

d'abord, les chocs de sentiments comptent pour 55% de la variance de la consommation à court terme et environ 30% à long terme. Quant à la variance des heures travaillées, elle est principalement dictée par les chocs de sentiments qui représentent 70% à court terme et 50% à long terme. Afin de s'assurer que les chocs de sentiments contribuent autant aux fluctuations macroéconomiques canadiennes, une méthodologie alternative a été utilisée. Les résultats issus de la méthodologie de Barsky et Sims convergent dans le même sens que mes résultats précédents. Ainsi, peu importe la modélisation ou l'indice de confiance choisi, les chocs de sentiments contribuent en grande partie aux cycles économiques canadiens.

En conclusion, la seule chose pouvant avoir affecté mes résultats est l'utilisation d'une mesure de productivité non corrigée pour les intensités d'usage. Il serait intéressant que quelqu'un érige une mesure de productivité totale des facteurs pour le Canada comme celle réalisée par Basu et *al* aux États-Unis. Une fois ces correctifs apportés, il serait souhaitable de faire à nouveau cette étude afin de voir si les chocs de sentiments contribuent encore autant aux cycles économiques canadiens.

## ANNEXE A

### DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1: Source des séries macroéconomiques

Séries macroéconomiques	Sources	Numéro du vecteur
PIB réel	Cansim	v62305752
Heures travaillées	Cansim	v4391505
IPC (tous les items)	Cansim	v41690973
Population de plus de 15 ans	Cansim	v2062809)
Dépense de consommation en biens non durables	Cansim	v62305759
Dépense de consommation en services	Cansim	v62305760
IPC (hors alimentation et énergie)	Cansim	v41691233
Indice de prix (PIB)	Cansim	v1409154
Indice de prix (biens non durables)	Cansim	v62307263
Indice de prix (services)	Cansim	v62307264
Indice de confiance global des consommateurs canadiens	Conference du Canada	Board *
Indice de confiance Q2 des consommateurs canadiens	Conference du Canada	Board *

**Notes :**

\* Par la base de données e-Data du CBC

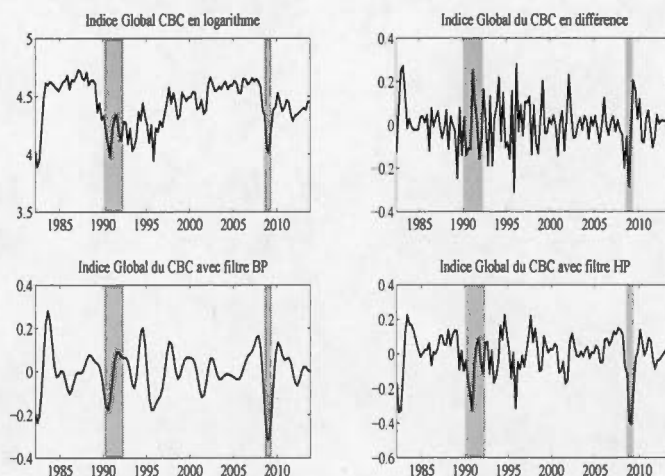


Figure A.1: Indice de confiance Global

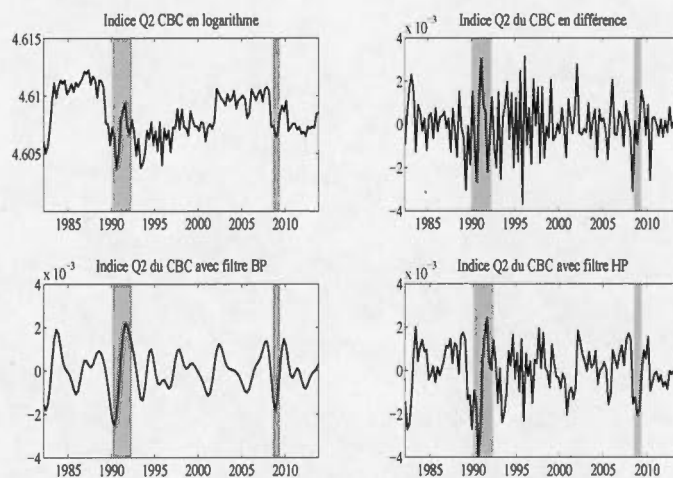


Figure A.2: Indice de confiance Q2

**Note :** Le filtre BP est le filtre Band Pass et le filtre HP est le filtre d'Hodrick et Prescott. Les récessions déterminées par l'institut C.D. Howe sont indiquées par les zones grises.

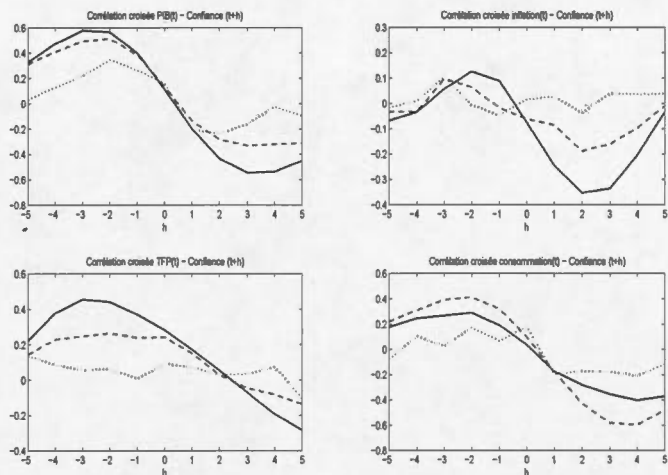


Figure A.3: Corrélation croisée - Indice Global

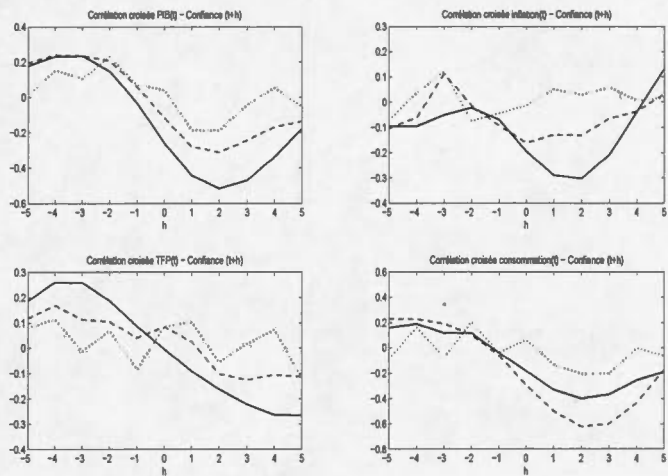


Figure A.4: Corrélation croisée - Q2

**Note :** La ligne pleine est la série cyclique trouvée par Band Pass, la ligne brisée est la série cyclique trouvée par le filtre HP et la ligne pointillée est la série en première différence.



## ANNEXE B

### RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE

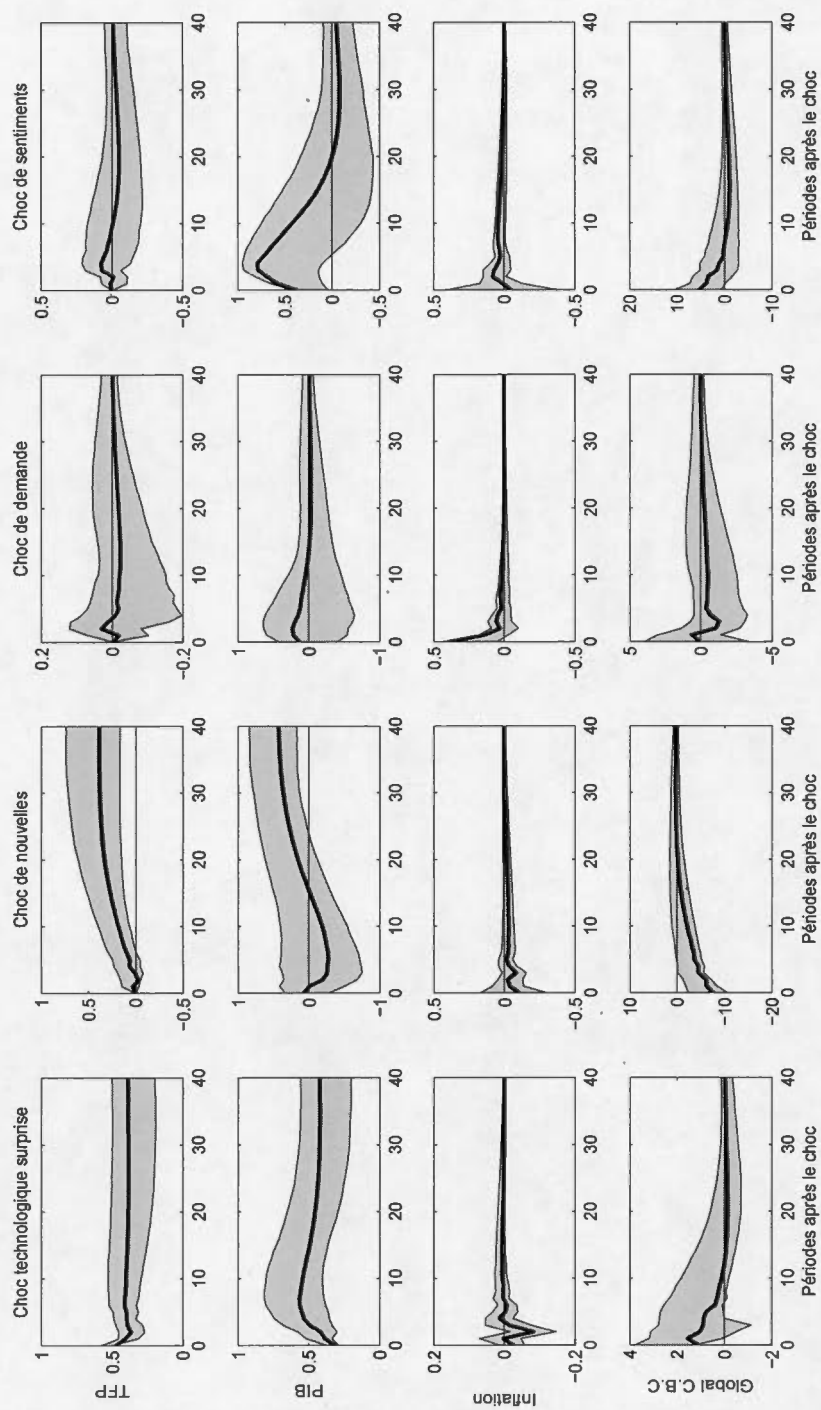


Figure B.1: Fonction de réponse - Indice Global CBC

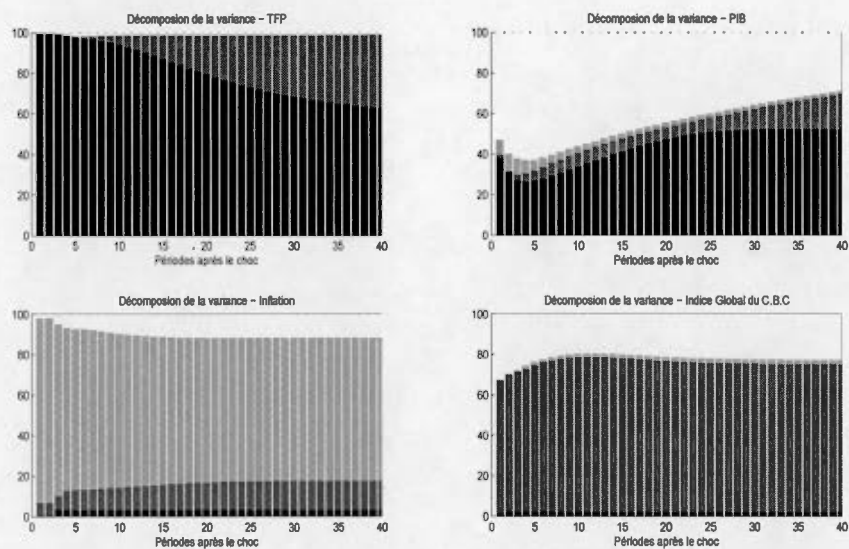


Figure B.2: Décomposition de variance

Note : Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

## ANNEXE C

### RÉSULTATS ALTERNATIFS

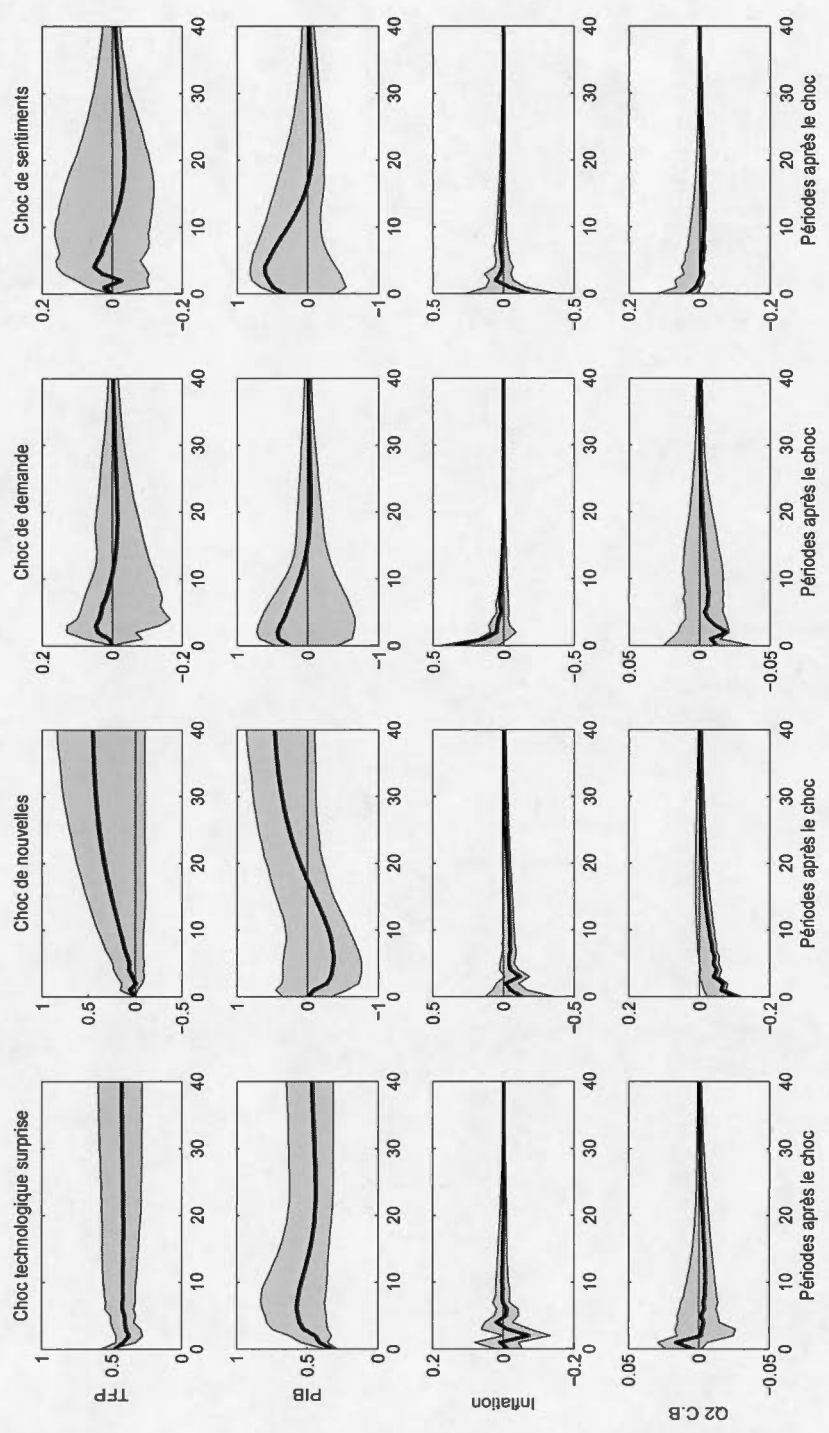


Figure C.1: Fonction de réponse - Q2 CBC



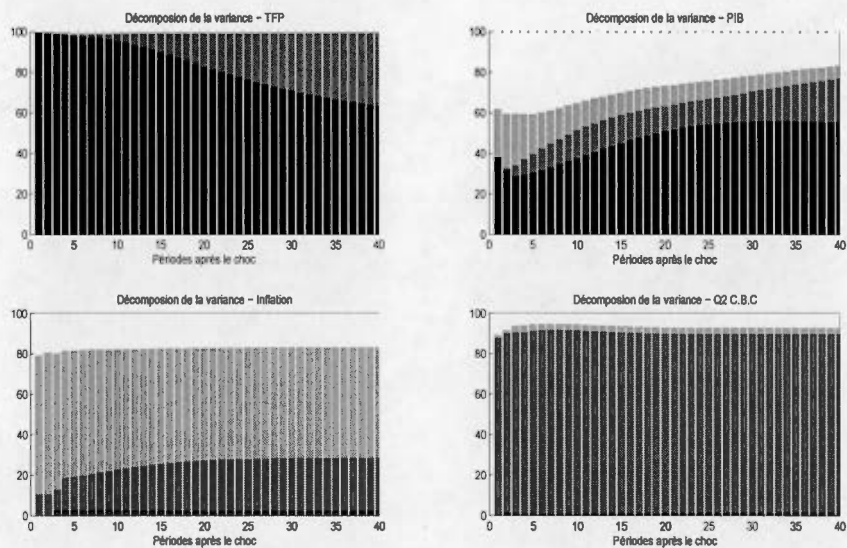


Figure C.2: Décomposition de variance

**Note :** Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

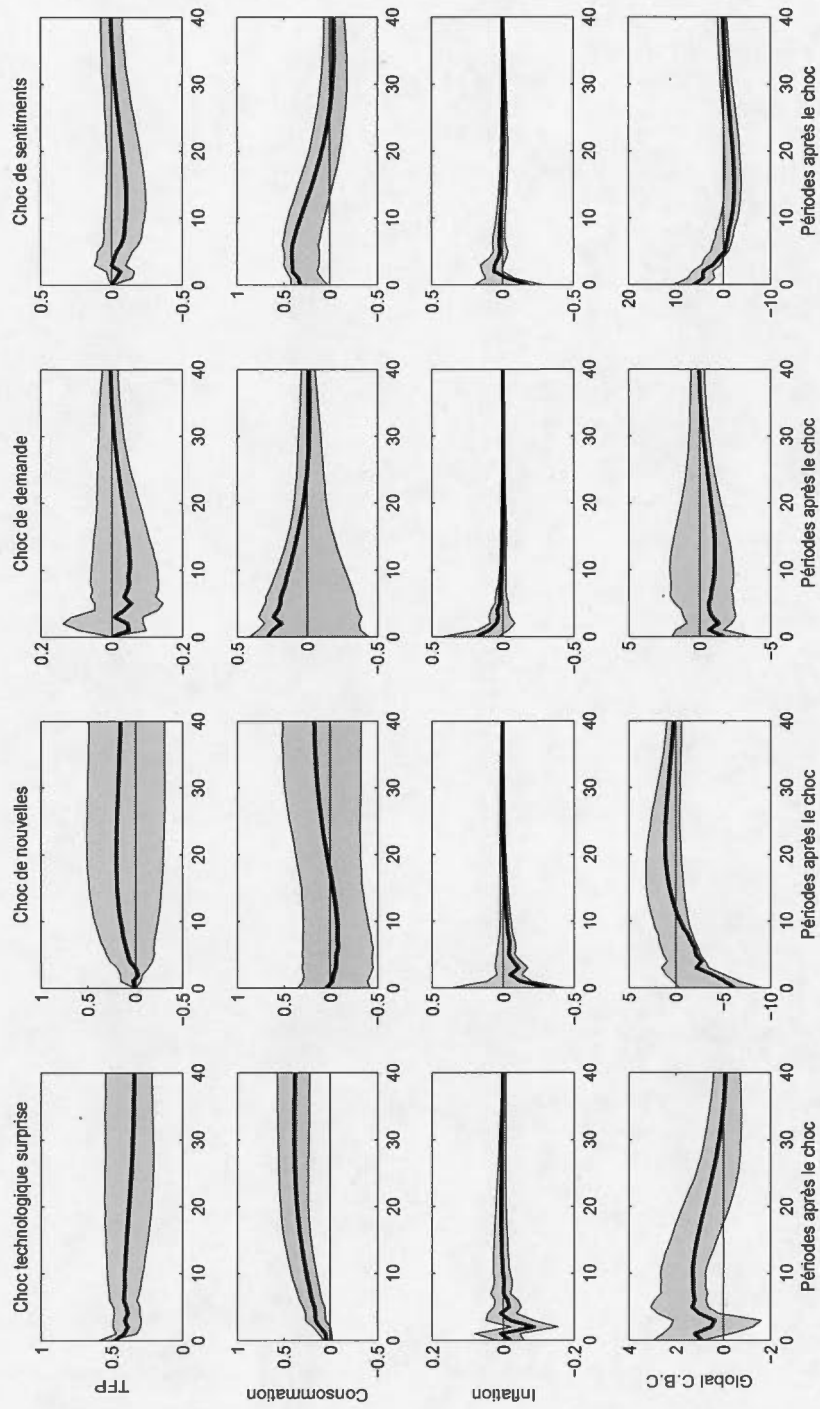


Figure C.3: Fonction de réponse - Global CBC

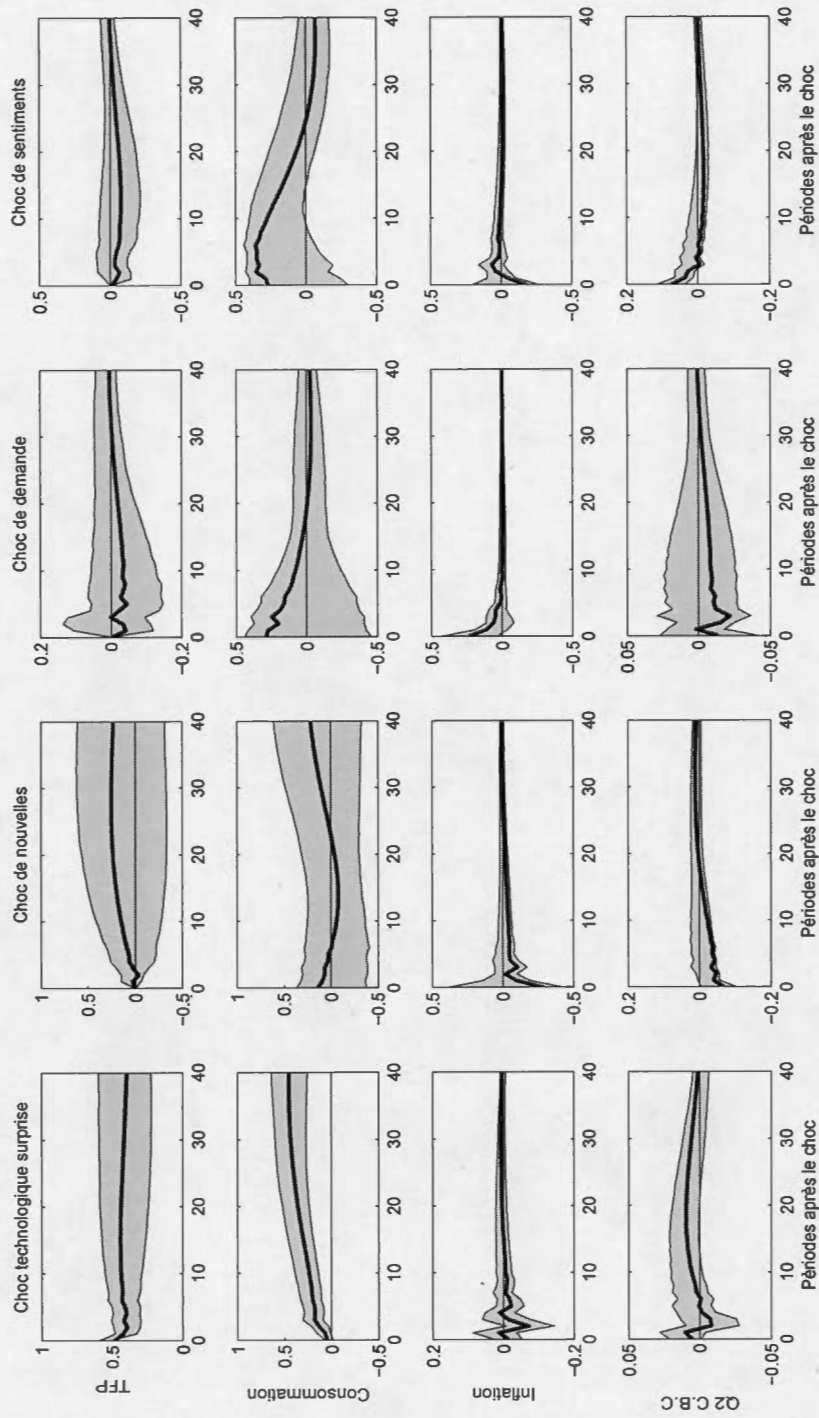


Figure C.4: Fonction de réponse - Q2 CBC

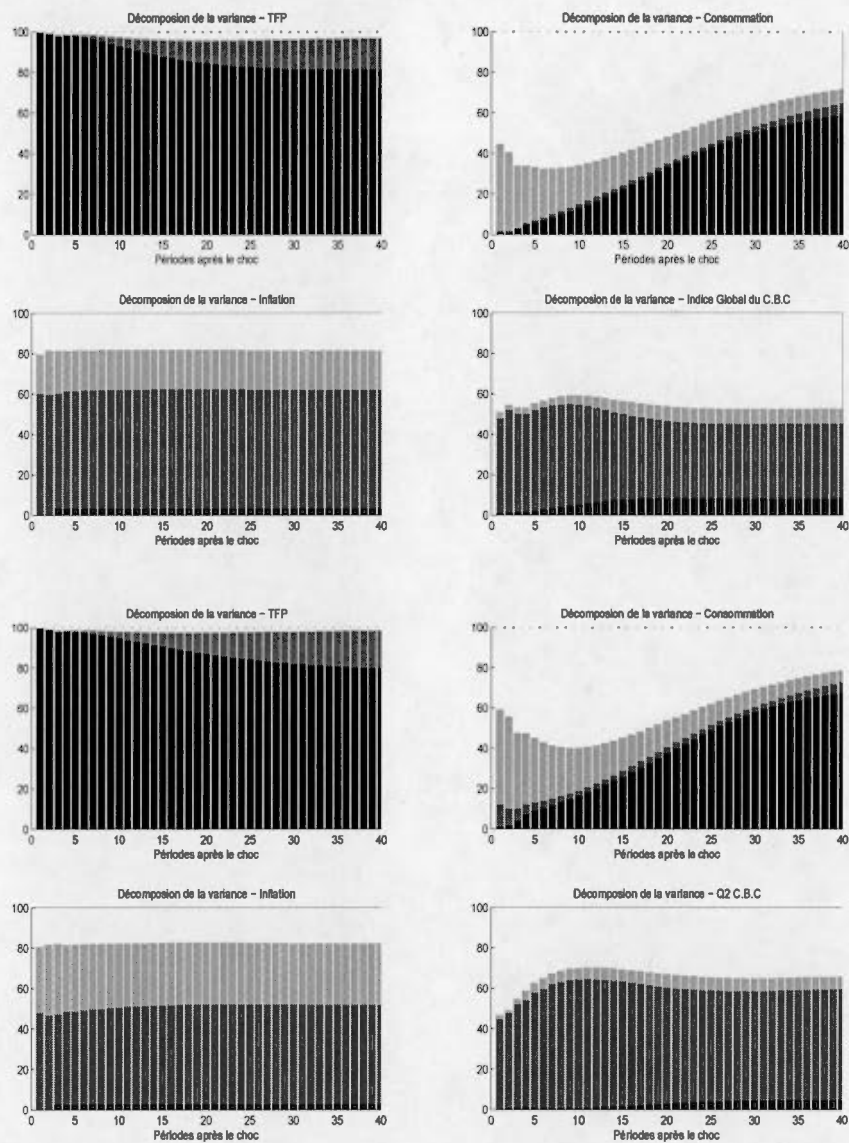


Figure C.5: Décompositions de variance - Modèles 3

**Note :** Graphiques du haut : Indice Global, graphiques du bas : Indice Q2. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

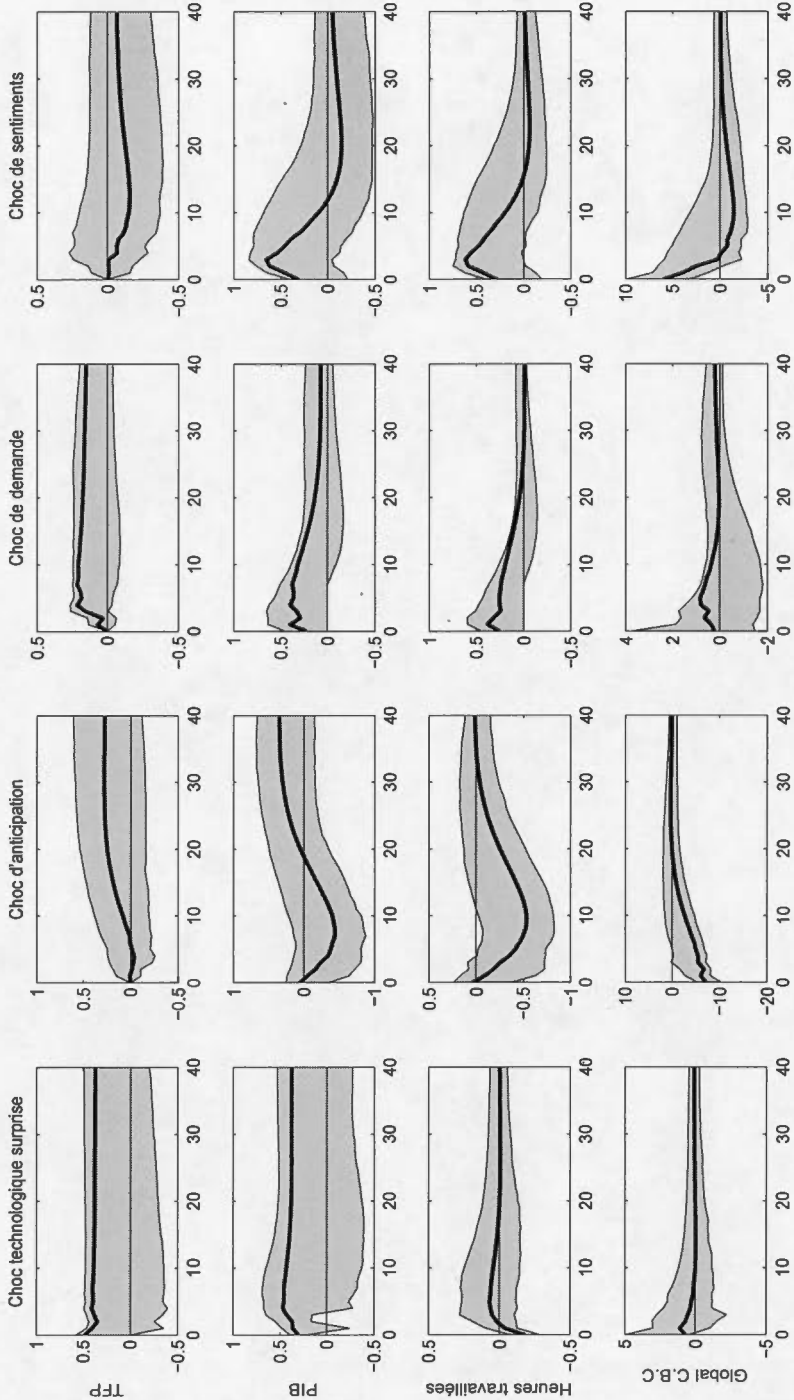


Figure C.6: Fonction de réponse - Indice CBC



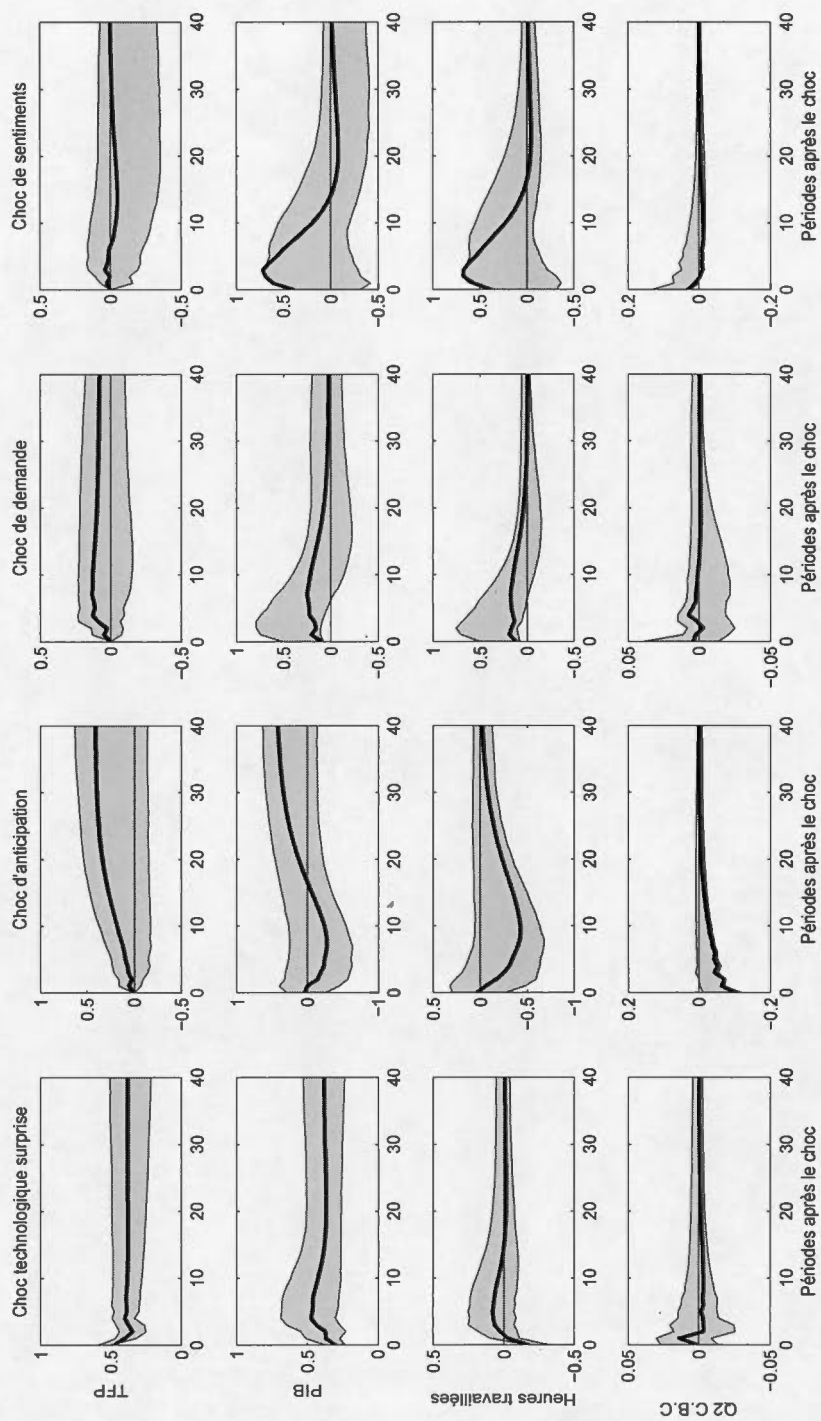


Figure C.7: Fonction de réponse - Q2 CBC

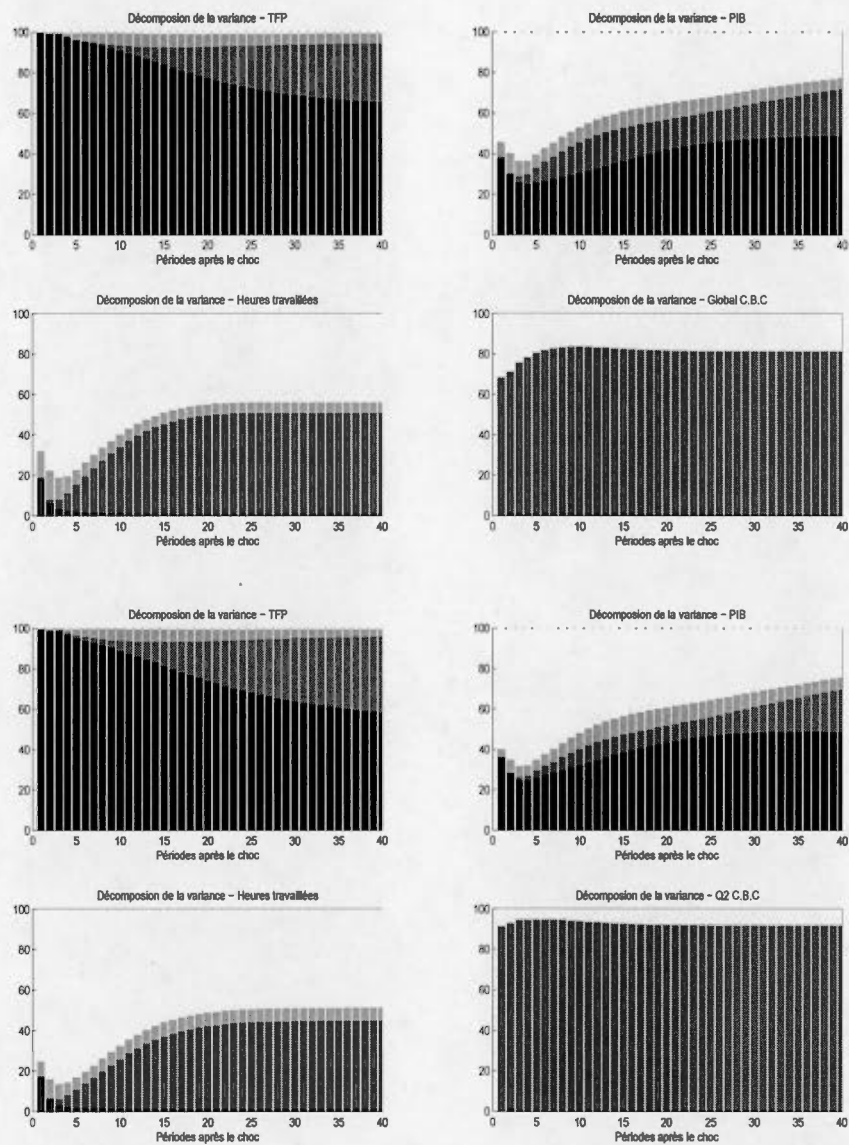


Figure C.8: Décompositions de variance - Modèles 4

**Note :** Graphiques du haut : Indice Global, graphiques du bas : Indice Q2. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

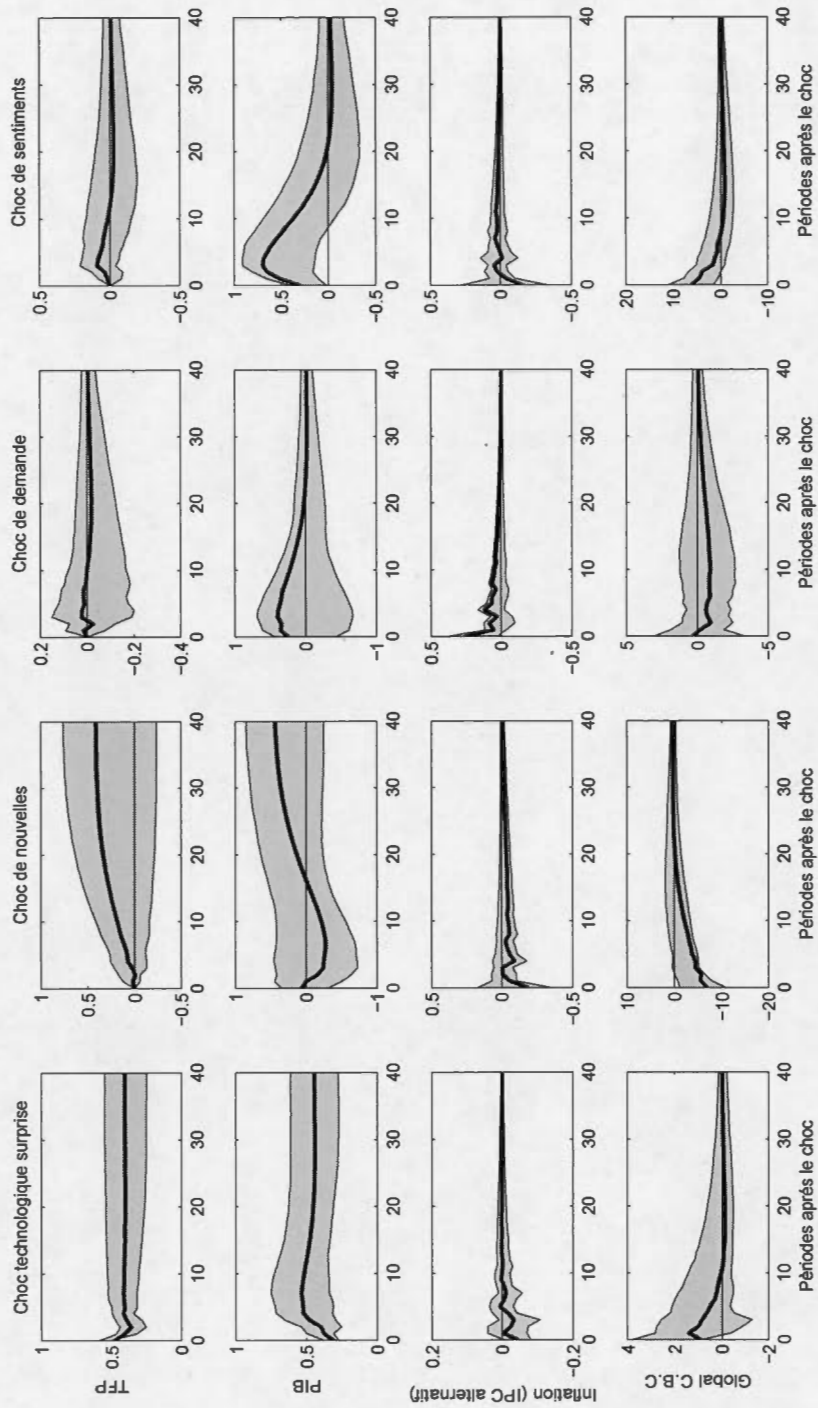


Figure C.9: Fonction de réponse - Global CBC

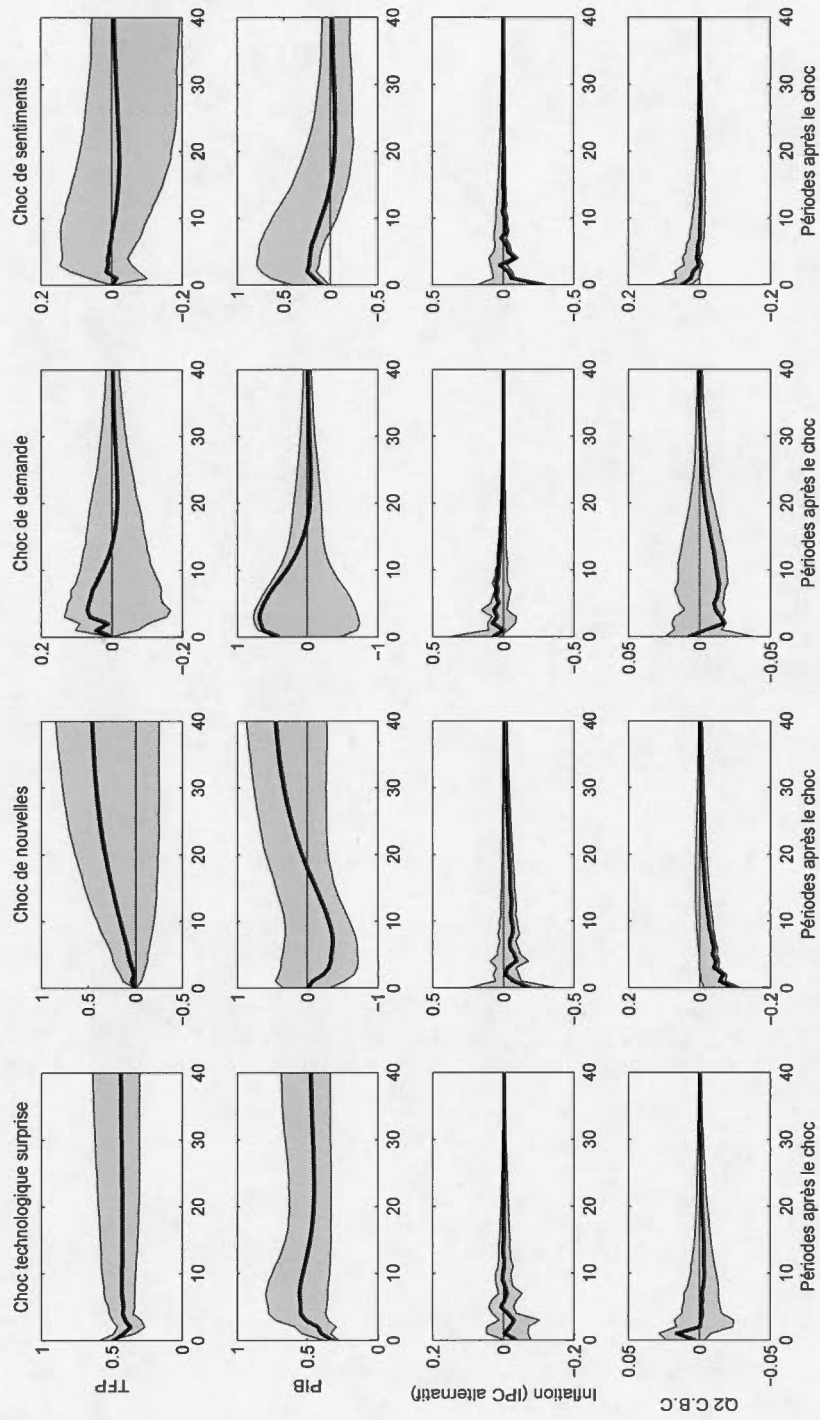


Figure C.10: Fonction de réponse - Q2 C.B.C

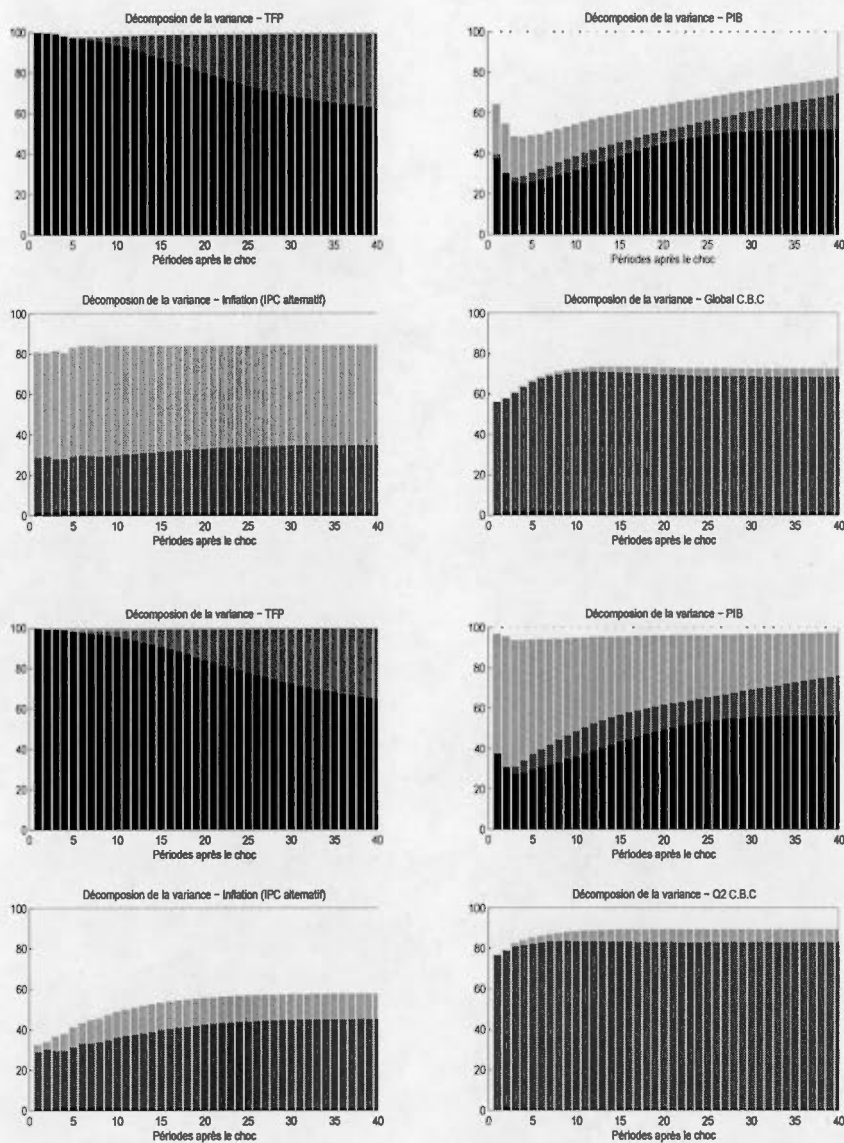


Figure C.11: Décompositions de variance - Modèles 5

Note : Graphiques du haut : Indice Global, graphiques du bas : Indice Q2. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.



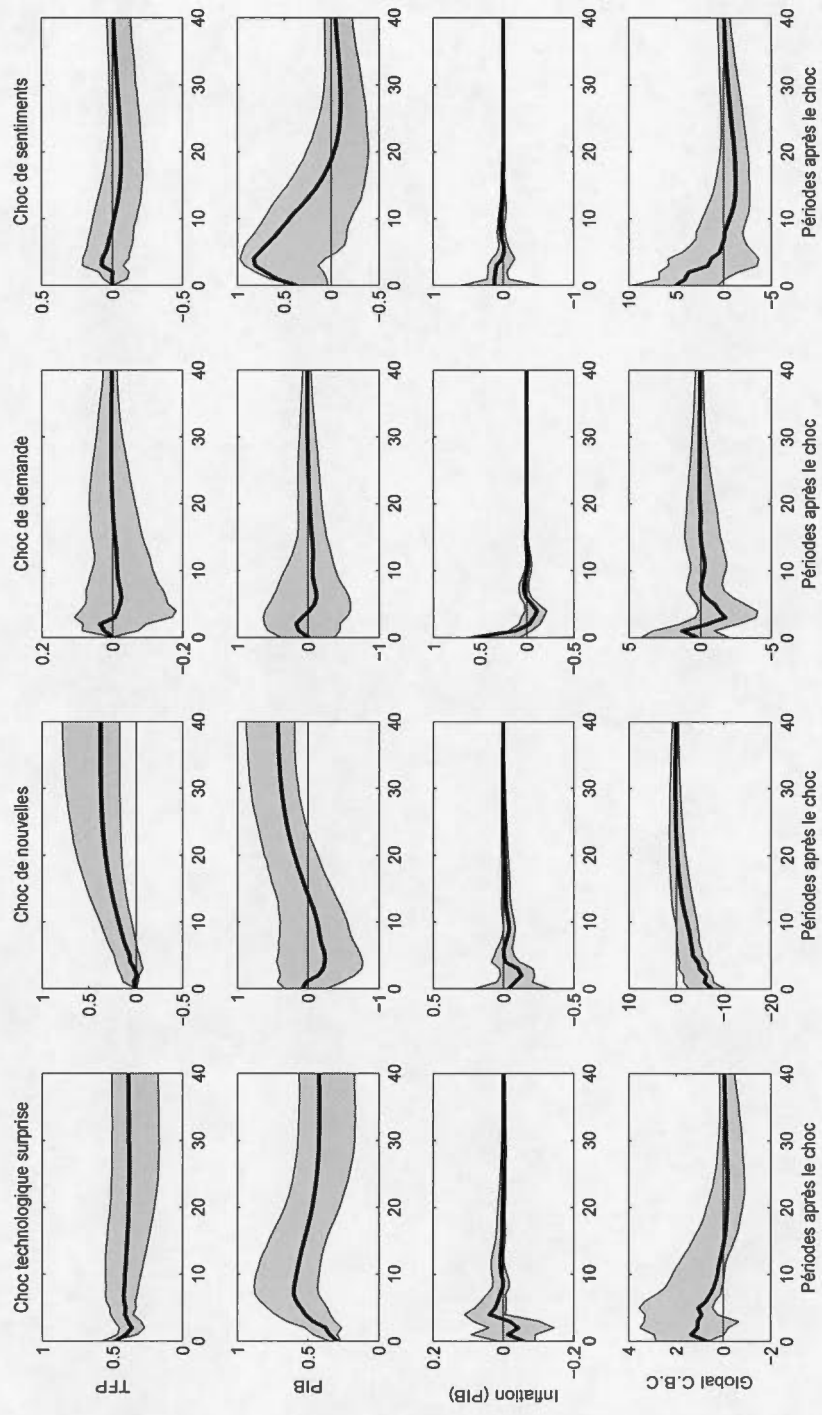


Figure C.12: Fonction de réponse - Indice CBC

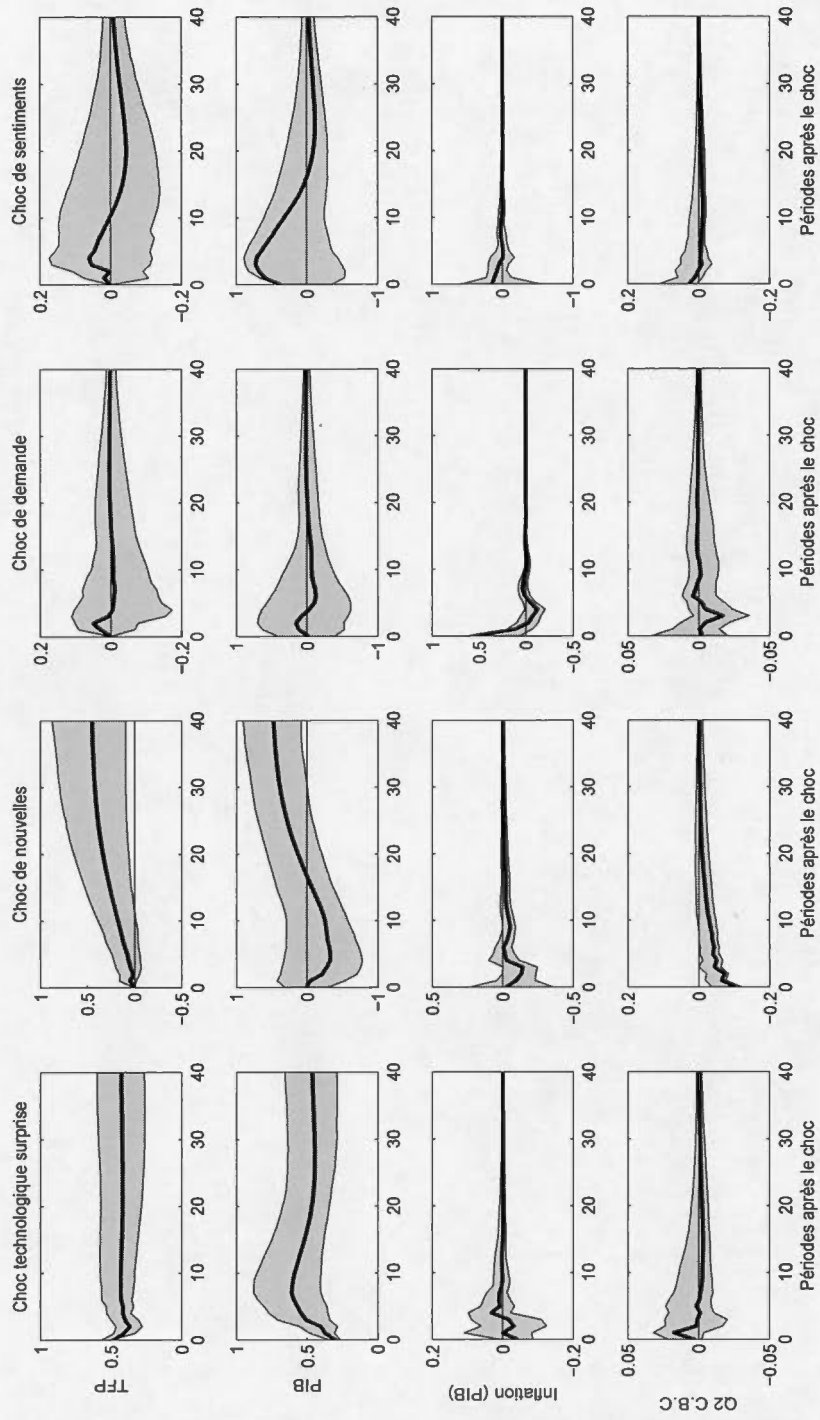


Figure C.13: Fonction de réponse - Q2 CBC

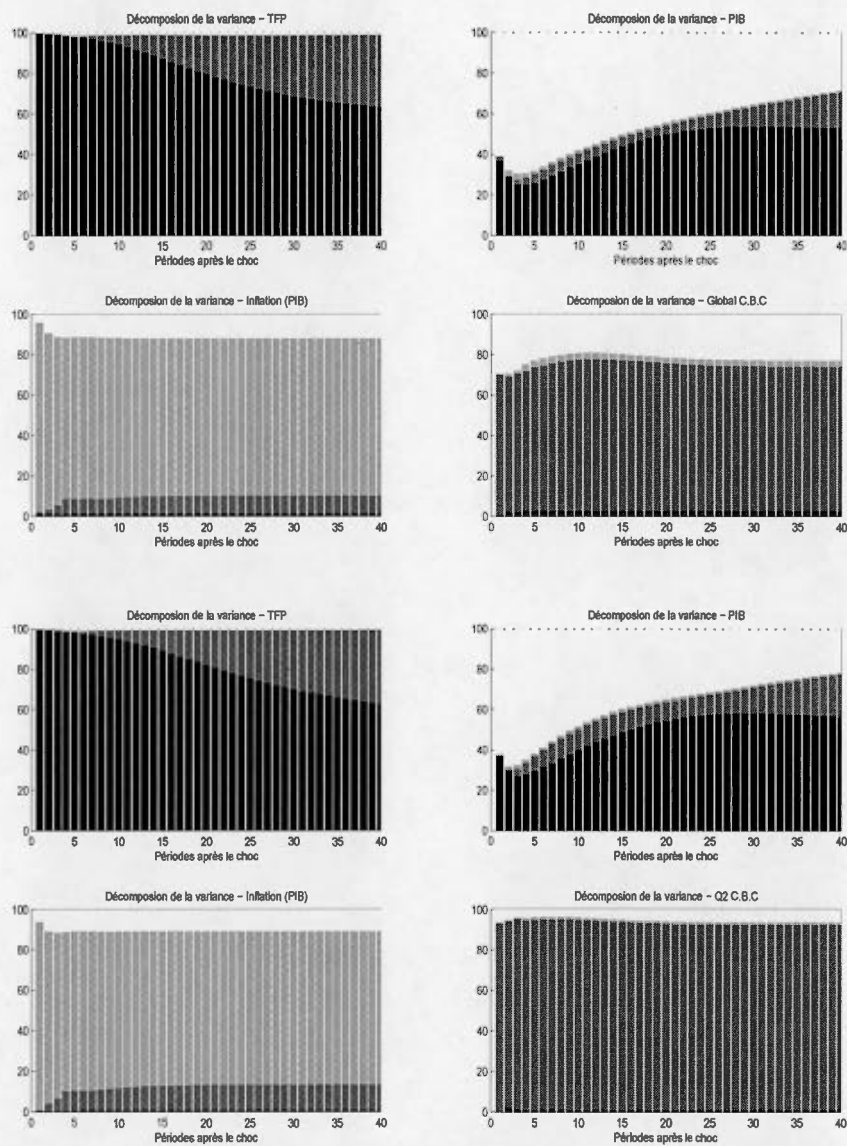


Figure C.14: Décompositions de variance - Modèles 6

Note : Graphiques du haut : Indice Global, graphiques du bas : Indice Q2. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

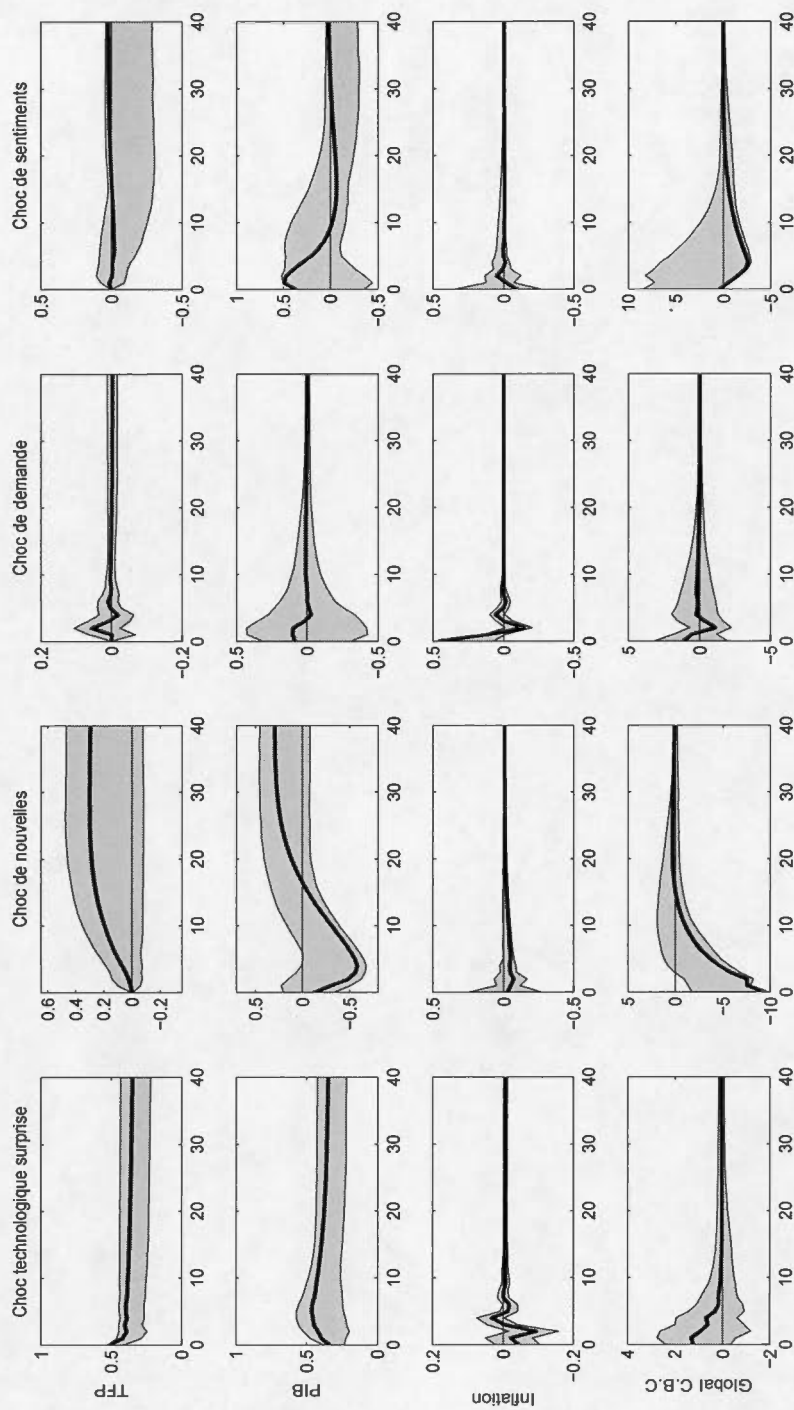


Figure C.15: Fonction de réponse - Barsky et Sims et Global CBC

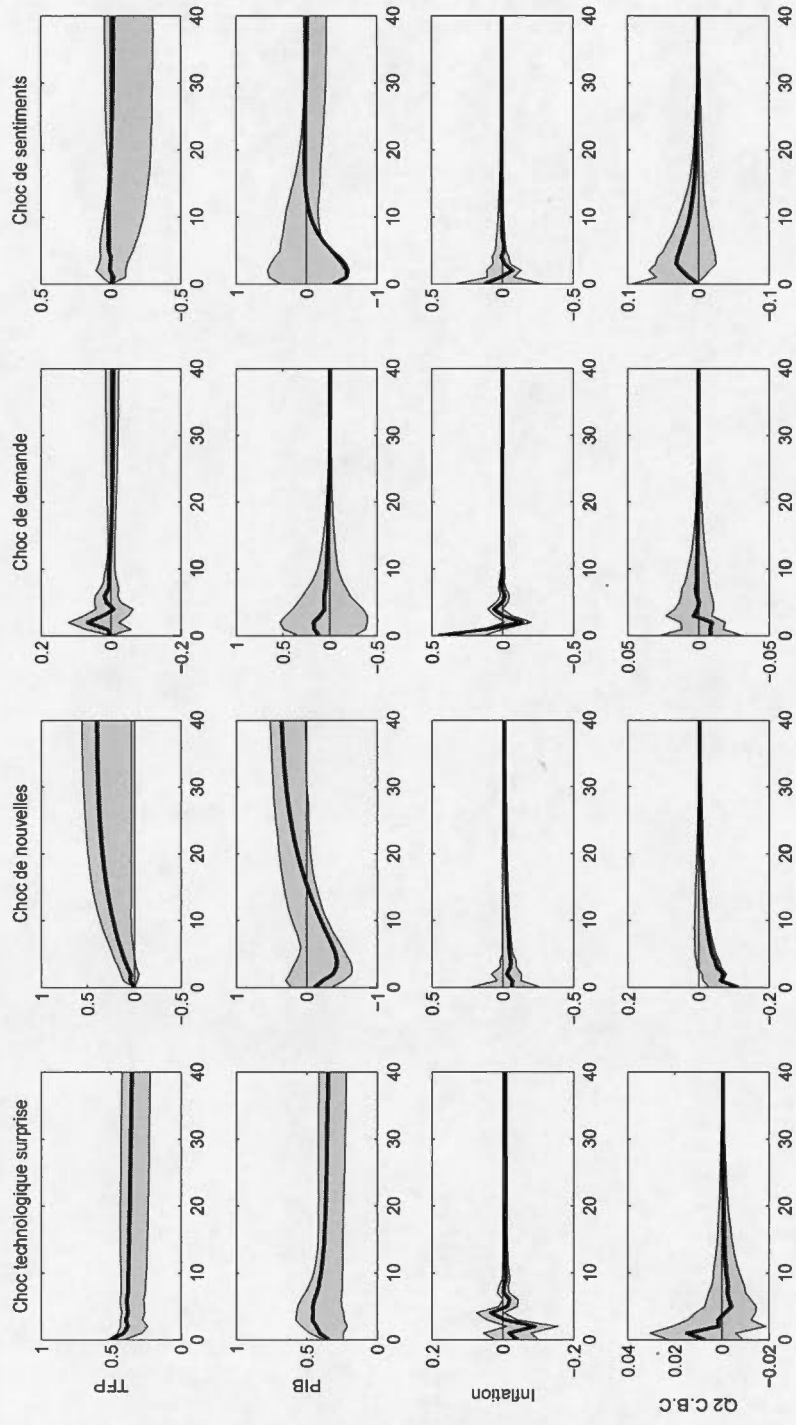


Figure C.16: Fonction de réponse - Barsky et Sims et Q2 C.B.C



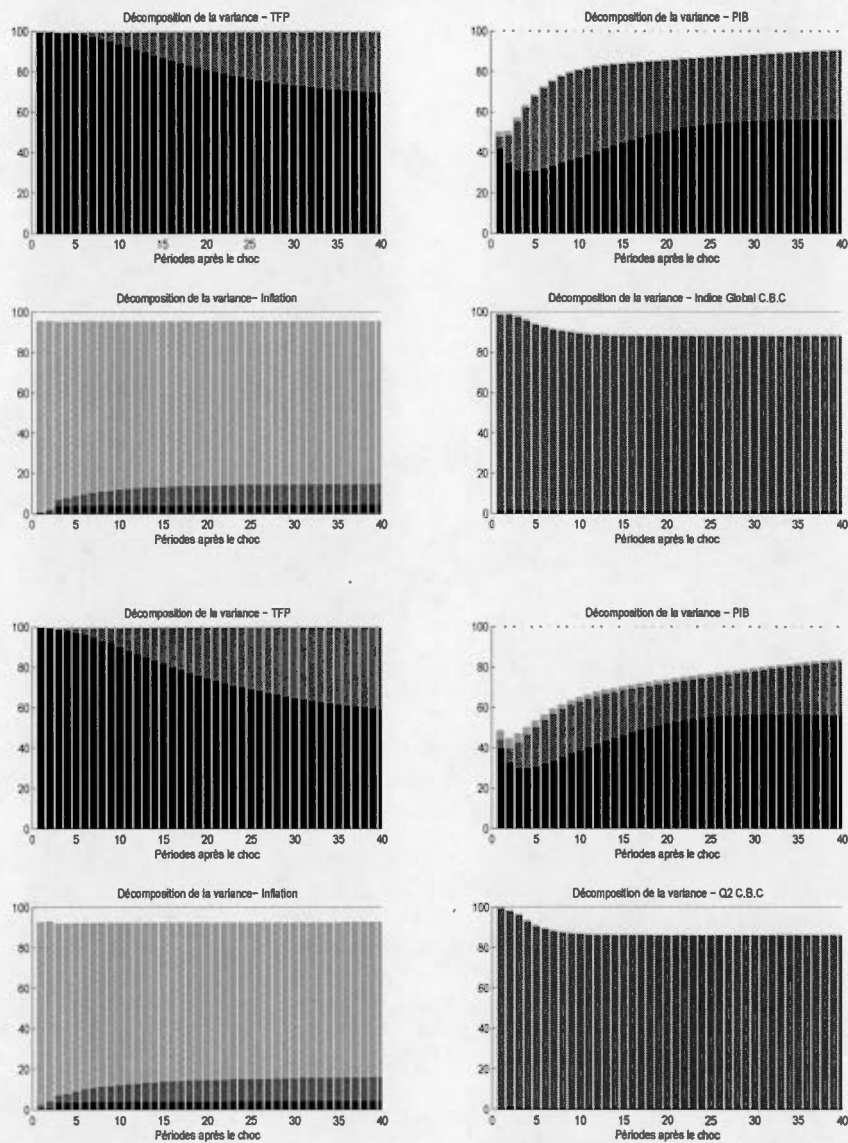


Figure C.17: Décompositions de variance - Barsky et Sims

**Note :** Graphiques du haut : Indice Global, graphiques du bas : Indice Q2. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

## RÉFÉRENCES

- Angeletos, G.-M. et La'O, J. (2013). Sentiments. *Econometrica*, Vol. 81, No. 2, 739-779.
- Barsky, R. B. et Sims, E. R. (2009). Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence. National Bureau of Economic Research, Working Paper 15049.
- Barsky, R. B. et Sims, E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 58, No. 3, 273-283.
- Basu, S., Fernald, J. et Kimball, M. (2006). Are Technology Improvements Contractionary?. *American Economic Review*, Vol.96, No. 5, 1418-1448.
- Beaudry, P. et Portier, F. (2004). An exploration into Pigou's theory of cycles. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 96, No. 4, 1293-1307.
- Beaudry, P. et Portier, F. (2006). Stock Prices, News, and Economic Fluctuations. *The American Economic Review*, Vol. 96, No. 4, 1293-1307.
- Beaudry, P. et Lucke, B. (2009). Letting Different Views About Business Cycles Compete. National Bureau of Economic Research, Working Paper 14950.
- Beaudry, P. et Portier, F. (2013). News Driven Business Cycles : Insights and Challenges. *Journal of Economic Literature, American Economic Association*, Vol.52, No.4, 993-1074.
- Beveridge, S. et Nelson, C. (1981). A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series Into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the Business Cycle. *Journal of Monetary Economics*, Vol.7, No.2, 151-174.
- Campbell, J. Y. et Perron, P. (1991). Pitfalls and Opportunities : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots. Dans O. J. Blanchard et S. Fischer (dir.), *NBER Macroeconomics Annual 1991*, Vol. 6, 141-220, Boston : MIT Press.
- Cogley, T. et Nason, J. (1995). Output Real-Business-Cycle Models. *The American Economic Review*, Vol. 85, No. 3, 492-511.

- Collard, D. (1996). Pigou and Modern Business Cycle Theory. *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, 912-924.
- Le Conference Board du Canada (2014, 4 juin). *Confiance des consommateurs*. [Communiqué]. Récupéré de <http://www.conferenceboard.ca/topics/economics/consumerconfidence.aspx>.
- Crouzet, N. et Oh, H. (2012). Can news shocks account for the business-cycle dynamics of inventories?. Récupéré de Columbia University, Working paper.
- Dées, S. et Zimic, S. (2014). Animal Spirits, Fundamental Factors and Business Cycle, Working paper.
- Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, No. 366, 427-431.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2, 251-276.
- Fève, P. et Guay, A. (2015). Sentiment in SVARs. [Manuscrit non publié].
- Frisch, R. (1933). Propagation problems and impulse problems in dynamic economics. *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel*, 171-205.
- Gali, J. (1992). How Well Does the IS-LM Model Fit Postwar US Data?. *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 107, No. 2, 709-738.
- Johansen, J. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, 231-254.
- Juglar, C. (1862). Des crises commerciales et leur retour périodique en France, en Angleterre, et aux États-Unis. Paris : Guillaumin.
- Institut C.D. Howe. (2012, 24 octobre). *C. D. Howe Institut Business Cycle Council Issues Authoritative Dates For The 2008/2009 Recession*. Récupéré de <http://www.cdhowe.org/c-d-howe-institute-business-cycle-council-issues-authoritative-dates-for-the-2008-2009-recession/19382>.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. New York : Harcourt Brace.
- King, R. G., Plosser, C. I. et Rebelo S. T. (1988a). Production, Growth and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 195-232.

- King, R. G., Plosser, C. I. et Rebelo, S. T. (1988b). Production, Growth and Business Cycles : II. New Directions. *Journal of Monetary Economics*, Vol. 21, 309-342.
- Kydland, F. E. et Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, 1345-1370.
- Kwiatkowski, D, Phillips, P. C. B., Schmidt, P et Shin, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics*, Vol. 54, 159-178.
- Long, J. B. et Plosser, C. I. (1983). Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 1, 39-69.
- Lucas, R. E. (1972). Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, Vol. 4, No. 2, 103-124.
- Lucas, R. E. (1975). An Equilibrium Model of The Business Cycle. *Journal of Political Economy*, Vol. 83, No. 6, 1113-1144.
- Lucas, R. E. (1977). Understanding Business Cycle. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 5, 7-29.
- Mitchell, W. C. (1913). Business Cycle. Californie : Berkeley, University of California Press.
- Miyamoto, W. et Nguyen, T.L. (2014). News Shocks and Business Cycles : Evidence from Forecast Data. Récupéré de Columbia University, Job market paper.
- Pigou, A.C. (1927). *Industrial Fluctuations*. Londres : MacMillan.
- Schmitt-Grohé, S. et Uribe, M. (2012). What's News in Business Cycles. *Econometrica*, Vol. 80, No. 6, 2733-2764.
- Slutsky, E. (1937). The summation of random causes as the sources of cyclic processes. *Econometrica*, Vol.5, 105-146.
- Statistiques Canada [s. d]. *Revue de fin d'année : 2009*. Récupéré le 6 mai 2014 de <http://www.statcan.gc.ca/pub/11-010-x/2010004/part-partie3-fra.htm>.
- Stock, J. H. et Watson, M. W. (1988). Testing for Common Trends. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 83, No. 404, Theory and Methods, 1097-1107.
- Uhlig, H. (2003). What moves real GNP?. *Center for Economic Policy Research*. Récupéré de <http://dev3.cepr.org/meets/wkcn/1/1511/papers/uhlig.pdf>.