

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES CHOCS DE SENTIMENTS, LA CONFIANCE DES PRODUCTEURS ET  
LES FLUCTUATIONS MACROÉCONOMIQUES AMÉRICAINES

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
LAURENCE SAVOIE-CHABOT

MAI 2015

## REMERCIEMENTS

Tout d'abord, je tiens à remercier mon directeur de mémoire, le professeur Alain Guay, pour ses conseils et son soutien tout au long de ma maîtrise. Merci d'avoir été disponible pour répondre à mes questions et merci de n'avoir jamais douté de mes capacités.

Ensuite, je tiens à remercier mes parents, qui m'ont soutenue tout au long de mes études et qui m'ont permis de les réaliser dans les meilleures conditions possible. Ils m'ont aidée dans les moments plus difficiles et n'ont jamais douté de ma réussite. Je tiens aussi à les remercier d'avoir pris le temps de lire ce mémoire et de m'avoir permis de l'améliorer grâce à leurs conseils et commentaires.

Une autre personne qui a été très importante pour moi tout au long de mon parcours universitaire est mon copain Eric. Je tiens à le remercier de son soutien et de sa présence dans les bons comme dans les moins bons moments. Merci de toujours avoir cru en moi et de m'avoir aidée à y croire aussi. Merci aussi pour tes commentaires et tes suggestions qui m'ont permis d'améliorer ce mémoire.

Je tiens aussi à remercier tous mes collègues de la maîtrise. Plus particulièrement, j'aimerais remercier mes très chères collègues de bureau, Isabelle et Marie-Chantal, qui ont égayé mes journées et rendu l'écriture de ce mémoire beaucoup plus agréable ! Merci aussi à mes amis et collègues David, Valérie, Samuel et Fred, pour votre aide et pour avoir fait de ces deux années de maîtrise une très belle expérience.

Finalement, je tiens aussi à remercier le personnel du département pour leur en-

cadrement. Je tiens à remercier le CRSH ainsi que la fondation de l'UQAM pour leur soutien financier qui m'a permis de me concentrer pleinement sur mon travail académique. Je tiens aussi à remercier, ma marraine, Francine, pour ses commentaires et suggestions qui m'ont permis d'améliorer ce mémoire.

## TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS . . . . .	ii
LISTE DES FIGURES . . . . .	vi
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	viii
LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES . . . . .	ix
RÉSUMÉ . . . . .	x
ABSTRACT . . . . .	xi
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	4
1.1 Historique . . . . .	4
1.1.1 Pigou et Keynes . . . . .	4
1.1.2 Les modèles des cycles réels et néo-keynésiens . . . . .	6
1.2 Les crises économiques récentes et le rôle des anticipations . . . . .	7
1.2.1 Les chocs de nouvelles . . . . .	8
1.2.2 Les chocs de sentiments . . . . .	11
CHAPITRE II	
LES DONNÉES . . . . .	14
2.1 Modèle de base . . . . .	14
2.2 Séries alternatives . . . . .	18
2.3 Stationnarité . . . . .	19
2.4 Cointégration . . . . .	21
CHAPITRE III	
MÉTHODOLOGIE . . . . .	23
3.1 Modèle à correction d'erreurs . . . . .	23
3.1.1 Forme réduite . . . . .	25

3.1.2	Forme structurelle . . . . .	26
3.1.3	De la forme réduite à la forme structurelle . . . . .	27
3.1.4	Restrictions de long terme . . . . .	27
3.1.5	Restrictions de court et moyen terme . . . . .	28
3.2	Outils d'analyse des résultats . . . . .	32
3.2.1	Fonctions de réponse . . . . .	33
3.2.2	Décomposition de variance . . . . .	33
3.3	Méthodologie alternative : Barsky et Sims . . . . .	34
CHAPITRE IV		
ANALYSE DES RÉSULTATS . . . . .		
4.1	Modèle de base . . . . .	37
4.1.1	Sentiments des producteurs manufacturiers . . . . .	37
4.1.2	Sentiments des dirigeants d'entreprises . . . . .	40
4.2	Modèles alternatifs . . . . .	42
4.3	Barsky et Sims . . . . .	47
CONCLUSION . . . . .		
ANNEXE A		
DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES . . . . .		
ANNEXE B		
RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE . . . . .		
ANNEXE C		
RÉSULTATS DES MODÉLISATIONS ALTERNATIVES . . . . .		
RÉFÉRENCES . . . . .		

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
A.1 Indice de confiance de l'ISM . . . . .	53
A.2 Indice de confiance du CB . . . . .	53
A.3 Corrélations croisées de l'indice ISM (1960Q2 à 2013Q4) . . . . .	54
A.4 Corrélations croisées de l'indice du CB (1976Q3 à 2013Q4) . . . . .	54
B.1 Fonctions de réponse - Modèle 1 et ISM . . . . .	56
B.2 Fonctions de réponse - Modèle 1 et CB . . . . .	57
B.3 Décompositions de variance - Modèles 1 . . . . .	58
C.1 Fonctions de réponse - Modèle 2 et ISM . . . . .	60
C.2 Fonctions de réponse - Modèle 2 et CB . . . . .	61
C.3 Décompositions de variance - Modèles 2 . . . . .	62
C.4 Fonctions de réponse - Modèle 3 et ISM . . . . .	63
C.5 Fonctions de réponse - Modèle 3 et CB . . . . .	64
C.6 Décompositions de variance - Modèles 3 . . . . .	65
C.7 Fonctions de réponse - Modèle 4 et ISM . . . . .	66
C.8 Fonctions de réponse - Modèle 4 et CB . . . . .	67
C.9 Décompositions de variance - Modèles 4 . . . . .	68
C.10 Fonctions de réponse - Modèle 5 et ISM . . . . .	69
C.11 Fonctions de réponse - Modèle 5 et CB . . . . .	70
C.12 Décompositions de variance - Modèles 5 . . . . .	71
C.13 Fonctions de réponse - Modèle 6 et ISM . . . . .	72

C.14 Fonctions de réponse - Modèle 6 et CB . . . . .	73
C.15 Décompositions de variance - Modèles 6 . . . . .	74
C.16 Fonctions de réponse - Modèle 7 et ISM . . . . .	75
C.17 Fonctions de réponse - Modèle 7 et CB . . . . .	76
C.18 Décompositions de variance - Modèles 7 . . . . .	77
C.19 Fonctions de réponse - Modèle 8 et ISM . . . . .	78
C.20 Fonctions de réponse - Modèle 8 et CB . . . . .	79
C.21 Décompositions de variance - Modèles 8 . . . . .	80
C.22 Fonctions de réponse - Barsky et Sims et ISM . . . . .	81
C.23 Fonctions de réponse - Barsky et Sims et CB . . . . .	82
C.24 Décompositions de variance - Barsky et Sims . . . . .	83

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté . . . . .	20
2.2 Résultats des tests de cointégration . . . . .	22
4.1 Modélisations alternatives . . . . .	42
A.1 Sources des séries macroéconomiques . . . . .	52



## LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

ADF	Dickey-Fuller augmenté (sigle provenant de l'appellation anglaise)
BP	Band Pass
CB	Conference Board
DSGE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique (sigle provenant de l'appellation anglaise)
FED	Réserve fédérale américaine (acronyme provenant de l'appellation anglaise)
HP	Hodrick et Prescott
IPC	Indice des prix à la consommation
ISM	Institut for Supply Management
IST	Spécifique à l'investissement technologique (sigle provenant de l'appellation anglaise)
NBER	National Bureau of Economic Research
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

Les cycles économiques et leurs sources sont des phénomènes importants en macroéconomie. Il s'agit d'un sujet qui fait encore couler beaucoup d'encre, car il n'y a toujours pas de consensus sur les forces motrices à leur origine. À la suite des trois dernières récessions américaines, mais plus particulièrement à la suite de celle de 2007, plusieurs économistes ont soulevé les limites des chocs qui étaient inclus dans les modèles traditionnels. Ils se sont, entre autres, tournés vers le rôle possible des anticipations des agents dans les cycles économiques. Cette étude s'inscrit dans ce courant, alors qu'elle tente d'évaluer la contribution des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques américaines. Deux indices de confiance des producteurs seront utilisés et comparés pour mesurer les chocs de sentiments. Ces derniers n'avaient pas encore été utilisés pour évaluer l'effet des chocs de sentiments sur la production et l'inflation. La méthodologie retenue est un modèle structurel à correction d'erreurs avec restrictions de court, moyen et long terme. Dans le modèle, le choc de sentiments est comparé à trois autres chocs, soit : un choc technologique surprise sur la productivité totale des facteurs, un choc de nouvelles et un choc de demande. Les principaux résultats de l'étude suggèrent que le choc de sentiments n'est pas la source principale derrière les fluctuations macroéconomiques américaines. Par contre, ils expliquent tout de même une partie non négligeable des variations du produit intérieur brut réel et de l'inflation. De plus, les résultats à ce sujet diffèrent selon l'indice de confiance qui est utilisé, alors que les deux indices ne contiennent pas le même type d'informations.

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

## ABSTRACT

Business cycles and their sources are important phenomena in macroeconomics. There is still a lot of ink being spilled on the subject because there is no consensus yet on the factors to their origin. Following the last three US recessions, especially after that of 2007, several economists have shown the limits of the shocks that were traditionally included in models. They started to look toward the possible role of agents' anticipations in the business cycles. This study falls within this branch. It investigates the contribution of sentiment shocks in macroeconomic fluctuations in the United States. Two producer confidence indexes are used and compared to measure sentiment shocks. These two had not been used to evaluate the effect of sentiment shocks on production and inflation. A structural Vector Error Correction Model with short-run, medium-run and long-run restrictions is used. Sentiment shocks are compared to three other shocks : a surprise Total Factor Productivity shock (TFP), a news shock on TFP and a demand shock. The main results of the study suggest that the sentiment shocks are not the principal source behind US macroeconomic fluctuations. However, they explained a non negligible share of the gross domestic product and inflation variations. Furthermore the results on that matter differ depending on the confidence index that is used, since both indexes are different.

**KEY WORDS :** business cycles, sentiment shocks, producer confidence, Structural Vector Error Correction Model, United States

## INTRODUCTION

Les cycles économiques et leurs sources sont des phénomènes importants en macroéconomie. Depuis 1945, l'économie américaine a traversé 11 cycles économiques différents<sup>1</sup>, dont le temps moyen de contraction a été de 11,1 mois<sup>2</sup>. Lors de la dernière crise économique, qui a débuté en décembre 2007, la contraction de l'économie américaine a été la plus longue enregistrée depuis 1945, soit 18 mois<sup>3</sup>. Ainsi, la récurrence et l'importance des cycles pour une économie expliquent pourquoi plusieurs se sont penchés sur le sujet. Les décideurs publics des politiques budgétaire et monétaire s'y intéressent tout particulièrement, car leurs effets sont multiples et complexes à prédire. Il s'agit d'un sujet qui fait encore couler beaucoup d'encre, car il n'y a toujours pas de consensus sur les forces motrices à l'origine des cycles économiques.

Depuis l'article de Kydland et Prescott (1982), lançant la première génération des nouveaux modèles dynamiques classiques (modèles des cycles réels), les modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques (DSGE) se sont beaucoup développés. Un de ces développements est l'ajout de caractéristiques keynésiennes, menant au courant néo-keynésien. Dans ces différents modèles, les sources des cycles économiques sont basées sur des fondamentaux économiques, comme des chocs aléatoires aux préférences, à la technologie, etc. À la suite des trois dernières

---

1. The National Bureau of Economic Research (NBER). [s. d.]. *US Business Cycle Expansions and Contractions*. Récupéré le 5 mai 2014 de <http://www.nber.org/cycles/cyclesmain.html>

2. *Ibid.*

3. *Ibid.*

récessions et tout particulièrement à la suite de celle de 2007, les limites de ces modèles et des chocs y étant traditionnellement intégrés ont été soulevées par plusieurs. C'est pourquoi ils se sont tournés vers d'autres sources pour expliquer les cycles, soit à travers le rôle possible des anticipations. Des changements dans ces dernières peuvent être influencés par différents chocs qui peuvent ou non être en lien avec les fondamentaux, soit des chocs de nouvelles, de sentiments, des bruits ou encore des chocs financiers.

Le présent mémoire de maîtrise s'inscrit dans ce courant. Son objectif est d'évaluer la contribution des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques américaines. Les chocs de sentiments représentent des chocs qui ne sont pas basés sur des fondamentaux économiques ; ce sont des mouvements de pessimisme ou d'optimisme provenant de problèmes d'information. Cette définition, développée par Angeletos et La'O (2013), est celle retenue dans le présent mémoire.

Pour arriver à déterminer empiriquement l'importance des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques américaines, la méthodologie développée par Fève et Guay (2015) est utilisée. Un modèle structurel à correction d'erreurs (SVECM) est construit avec quatre variables pour évaluer et comparer les effets de quatre chocs, soit un choc surprise sur la productivité totale des facteurs (TFP), un choc de nouvelles sur la TFP, un choc de demande et un choc de sentiments. Les chocs de nouvelles, mis de l'avant par Beaudry et Portier (2006), renvoient à des changements dans les anticipations face à des gains futurs de productivité. Ensuite, deux variables de confiance sont comparées pour générer le choc de sentiments. La première est un indice de confiance des producteurs manufacturiers américains créé par l'Institut for Supply Management (ISM). Il s'agit d'un indice intéressant puisqu'il concerne des acteurs importants de l'économie américaine, qui

est la deuxième plus grande économie manufacturière après celle de la Chine<sup>4</sup>. Le deuxième indice est produit par le Conference Board américain (CB) et s'intéresse à la confiance des dirigeants d'entreprises. Ces deux indices n'ont pas encore été utilisés dans l'évaluation des chocs de sentiments au sens où l'entendent Angelos et La'O (2013) ainsi qu'avec la méthodologie retenue. D'ailleurs, ces types d'indices sont des indicateurs très suivis par les prévisionnistes. En effet, Ben S. Bernanke, ancien président de la Réserve fédérale des États-Unis (FED), l'a déjà bien résumé comme suit : «As in all past crises, at the root of the problem is a loss of confidence by investors and the public in the strength of key financial institutions and markets»<sup>5</sup>.

Le texte qui suit est divisé de la manière suivante. Dans le premier chapitre, une revue de la littérature sur les cycles économiques et leurs sources est présentée en portant une attention particulière aux chocs de sentiments. Ensuite, le Chapitre 2 présente les données utilisées pour réaliser ce mémoire. Dans le Chapitre 3 se trouve une description de la méthodologie utilisée. Finalement, les résultats des estimations sont analysés dans le Chapitre 4.

---

4. David Sims. (2013, 14 Mars). China Widens Lead as World's Largest Manufacturer. *ThomasNet News*. Récupéré de <http://news.thomasnet.com/IMT/2013/03/14/china-widens-lead-as-worlds-largest-manufacturer>

5. Ben S. Bernanke. (2008, 15 octobre). *Stabilizing the Financial Markets and the Economy*. Allocution à l'Economic Club of New York. New York, 15 octobre 2008. Récupéré de <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20081015a.htm>

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature sur les cycles économiques et leurs sources est vaste. Malgré l'étendue de ce domaine de recherche, il n'y a toujours pas de consensus sur les forces motrices à l'origine des cycles. Le but de ce chapitre est de faire un survol des écrits sur le sujet. Il débute par un bref historique du domaine de recherche et présente ensuite différentes visions en terminant par celle des chocs de sentiments.

#### 1.1 Historique

Les économistes s'intéressent aux cycles économiques depuis plusieurs décennies. La présente section vise à faire un survol historique de cette littérature.

##### 1.1.1 Pigou et Keynes

Vers la fin des années 1920 et le début des années 1930, deux auteurs, Pigou (1927) et Keynes (1936), ont développé des idées qui sont encore reprises de nos jours. Ces derniers avancent l'idée que les sources responsables des cycles économiques peuvent ne pas toujours être basées sur les fondamentaux économiques.

Tout d'abord, Pigou a abordé la question des cycles économiques à travers ce qu'il appelait les fluctuations industrielles. Ces dernières étaient, selon lui, le fruit

de variations dans les attentes des entrepreneurs. En effet, toujours selon Pigou, il y avait trois sources interreliées possibles de chocs, soit réelle, monétaire et psychologique. Collard (1996) résume bien la vision des cycles économiques de Pigou :

Fluctuations (irregular cycles) are driven by variations in the profit expectations of business people. These, in turn, are set off by ‘impulses’ which may be ‘real’, ‘psychological’ or ‘monetary’ in nature. Once the initiating impulse has made itself felt, it may be sustained by any or all the three. (*Ibid.*, p. 913)

Sans développer un modèle théorique, Pigou soulève des points intéressants qui seront repris par les théories présentées plus loin. En effet, son idée de sources psychologiques, qui soutient que l'économie peut subir des périodes de croissance et de récession sans changement dans les fondamentaux, est au centre de nouvelles théories du cycle telles que la vision des *news*. Par la suite, une autre vision de ce type est celle mise de l'avant par Keynes (1936) mieux connue sous le nom d'*animal spirits*. Cette dernière notion se réfère à la confiance des agents économiques que Keynes qualifie d'optimisme naïf et qui entraîne les agents à agir. Akerlof et Shiller (2009) résument bien sa pensée :

Keynes appreciated that most economic activity results from rational economic motivations—but also that much economic activity is governed by *animal spirits*. People have noneconomic motives. And they are not always rational in pursuit of their economic interests. In Keynes' view these *animal spirits* are the main cause for why the economy fluctuates as it does. (*Ibid.*, p. ix)

Cette vision des cycles se rapproche de ce qui est au centre du mémoire, soit les chocs de sentiments. Ainsi, ces deux auteurs ont marqué ce domaine de recherche et plus particulièrement deux courants : celui des *news* et des sentiments.



### 1.1.2 Les modèles des cycles réels et néo-keynésiens

L'importance de bien comprendre les cycles économiques est revenue à l'avant-plan au début des années 1980 avec le développement des modèles DSGE. Une classe de ce type de modèles est connue sous le nom de modèle des cycles réels (RBC) où les sources des fluctuations sont principalement technologiques. Comme la plupart des théories tentant de modéliser les cycles, les auteurs visent à reproduire à travers leurs modèles les statistiques caractérisant les données économiques.

Kydland et Prescott (1982) sont à l'origine des modèles RBC. Dans cet article, les auteurs développent un modèle DSGE sur plusieurs périodes en introduisant un nouvel élément crucial pour générer la persistance dans les mouvements de la production, soit le *time-to-build*<sup>1</sup>. Leur modèle arrive à bien reproduire seulement certaines des statistiques importantes de l'économie américaine. De plus, leur modélisation est plutôt simpliste. D'autres ont poursuivi dans cette voie, comme Long et Plosser (1983) et King *et al.* (1988a, 1988b). Les premiers développent un modèle RBC avec différents types de biens de consommation et de facteurs de production qui leur permettent d'étudier les interactions entre différents secteurs. Les deuxièmes, King *et al.* (1988a, b), reprennent, entre autres, comme modèle de base celui de Long et Plosser (1983) en y incorporant une hypothèse de dépréciation du capital plus réaliste. Leur modèle arrive à assez bien reproduire certaines caractéristiques importantes des cycles économiques américains, comme la volatilité. Par contre, sa limite principale est son incapacité à reproduire l'autocorrélation élevée de la production sans avoir recours à une autocorrélation élevée dans les chocs de productivité. Ainsi, ces quatre piliers des modèles RBC ont relancé la recherche macroéconomique moderne sur les cycles en y incorporant un élément important, soit l'incertitude représentée par des chocs temporaires sur la productivité. Par

---

1. Le *time-to-build* renvoie à l'existence d'un délai dans la production de nouveau capital.

contre, ces modèles sont limités, ne tenant compte que d'une seule source possible de chocs. Une critique fréquente, que Beaudry et Lucke (2009) reprennent, est que l'élément central des fluctuations de court terme selon les modèles RBC est le choc technologique surprise. Aussi, une autre limite soulevée par plusieurs, dont Beaudry et Portier (2004), est que ces modèles peinent à expliquer les récessions sans faire appel à la régression technologique.

Finalement, dans les trois décennies qui ont suivi la création des nouveaux modèles DSGE, beaucoup d'éléments y ont été ajoutés, dont des caractéristiques keynésiennes. Ces ajouts ont donné naissance aux modèles néo-keynésiens. Différents types de chocs y ont aussi été ajoutés, comme des chocs aux préférences ou encore au stock de capital. Par contre, selon plusieurs, cela n'a pas été suffisant pour comprendre l'évolution de la conjoncture des dernières années.

## 1.2 Les crises économiques récentes et le rôle des anticipations

Les trois dernières récessions américaines, soit celles de 1990-1991, 2001 et 2007-2009, ont suscité de nouveau l'intérêt pour les sources explicatives des cycles économiques chez les chercheurs en macroéconomie. En effet, les modèles précédents n'arrivent pas nécessairement à reproduire ce qui s'est passé durant ces trois récessions, mais plus particulièrement durant la dernière. Ce regain d'attention a été principalement dirigé vers le rôle potentiel des attentes des agents dans les cycles économiques.

La récession de 1990 a été causée, selon certains, par une baisse de la confiance des consommateurs. Cette croyance a d'ailleurs été largement répandue par les médias, comme l'expliquent dans leur article Chauvet et Guo (2003). Par contre, ils soulèvent que cette vision ne fait pas l'unanimité. En effet, eux-mêmes arrivent à la conclusion que le pessimisme des consommateurs a été une conséquence de la

récession plutôt que sa cause. Pour leur part, Beaudry et Portier (2004) soulignent qu'il y a une vision commune parmi les économistes voulant que la récession de 2001 ait été causée, entre autres, par une révision des attentes des agents face à la profitabilité de nouveaux investissements. Ils l'expliquent plutôt comme une révision des attentes concernant le développement des technologies de l'information. Finalement, le rôle des attentes a aussi été retenu suite à la récession de 2007. Angeletos et La'O (2013) l'expliquent comme suit :

The earlier boom in housing markets has been attributed to exuberant beliefs about future prices ; the subsequent bust came with a fast reversal in these beliefs ; and the ongoing recovery is said to hinge on how quickly firms and households regain their confidence in the economy, (*Ibid.*, p. 739)

Cet intérêt pour le rôle des anticipations dans les cycles économiques est un retour à certaines théories plus anciennes, comme celles de Pigou et Keynes, accompagné du développement de nouvelles théories qui sont abordées plus loin. Finalement, quatre types de chocs sont reliés au courant sur les anticipations, soit les chocs de nouvelles, de sentiments, de bruits ou financiers. Les deux premiers font l'objet d'une attention particulière, puisque leur importance empirique est comparée dans ce mémoire.

### 1.2.1 Les chocs de nouvelles

Une première théorie en lien avec les attentes est la vision des *news*. Selon cette dernière, les chocs de nouvelles supposent que des nouvelles à propos des fondamentaux économiques, le plus souvent concernant la technologie, entraînent des modifications dans les anticipations des agents. Il est alors possible d'observer des périodes de croissance et de récession sans pour autant observer des changements immédiats dans les fondamentaux économiques. Ainsi, une régression technolo-

gique n'est plus nécessaire pour causer une récession, contrairement aux modèles RBC.

En s'inspirant de Pigou (1927), Beaudry et Portier (2004) développent une théorie où les cycles économiques émergent suite aux difficultés que peuvent rencontrer les agents lorsqu'ils tentent de prévoir les besoins futurs de l'économie en matière de capital. Ces derniers reçoivent des signaux qu'ils savent imparfaits à propos de la croissance future de la technologie sur lesquels ils basent leurs décisions d'investissement. Dans leur modélisation, les erreurs de prévision se retrouvent à l'origine des récessions. Leur modèle est capable de reproduire certaines des caractéristiques importantes des cycles. Par contre, il ne considère qu'une seule source de choc et n'arrive à générer des résultats que sous une hypothèse particulière par rapport au lien entre le progrès technologique et le capital. Dans un article subséquent, Beaudry et Portier (2006) développent un modèle à correction d'erreurs (VECM) avec une double stratégie d'orthogonalisation des chocs, soit des restrictions de court terme et de long terme, pour déterminer empiriquement la place des anticipations des agents dans les fluctuations macroéconomiques. Pour y arriver, les auteurs utilisent les mouvements dans les prix des actions pour isoler les chocs de nouvelles concernant la technologie. Leurs résultats suggèrent que ces derniers seraient une force importante derrière les cycles économiques, expliquant plus de la moitié des fluctuations de la production, au détriment des chocs technologiques surprises. Cet article important pour la littérature sur les chocs de nouvelles connaît certaines limites qui seront améliorées par la suite, comme le fait que leur système de base ne comporte que deux variables ou encore qu'il s'agit d'un article purement descriptif nécessitant le développement d'un cadre théorique incluant ce nouveau type de choc.

À la suite de cet article soulevant l'importance possible des chocs de nouvelles dans les cycles économiques, plusieurs s'y sont intéressés et ont raffiné la métho-

dologie pour vérifier leur importance empirique relative, comme Beaudry et Lucke (2009), Barsky et Sims (2009, 2011) et Beaudry et Portier (2013). En effet, dans ces différents textes, les chocs de nouvelles sont étudiés dans des modèles où se retrouvent d'autres types de chocs. Pour y arriver, la méthodologie qui est habituellement utilisée est la représentation vectorielle autorégressive (VAR) structurelle (SVAR) avec ou sans cointégration. Cette méthodologie est préconisée, car elle permet d'imposer un minimum d'hypothèses pour arriver à identifier les chocs. Par exemple, dans Beaudry et Lucke (2009), les auteurs comparent cinq chocs, soit un choc surprise de TFP, un choc surprise spécifique à l'investissement technologique (IST), un choc de nouvelles sur la TFP, un choc de préférences et un choc monétaire. Leurs résultats confirment ceux de Beaudry et Portier (2006) : le choc de nouvelles est la force dominante derrière les cycles économiques (expliquent plus de 50 % de la variance des heures travaillées après quelques trimestres). Par contre, tous les autres chocs inclus dans leur modélisation sont importants selon eux à l'exception du choc surprise IST. Pour leur part, Barsky et Sims (2009) abordent la vision des *news* à travers la confiance des consommateurs. En effet, ils tentent de trancher entre deux visions de la confiance en macroéconomie, soit la première d'*animal spirits* et la deuxième des chocs de nouvelles. En bref, leurs résultats tendent à confirmer la vision des *news*. Par contre, ils soulignent le potentiel de développer certains modèles où les croyances des agents ne sont pas basées sur des fondamentaux exogènes, soit des chocs de sentiments.

Il existe encore des divergences sur l'importance des chocs de nouvelles. Par exemple, Barsky et Sims (2011) développent une nouvelle méthodologie SVAR pour identifier leur effet dans le cycle. Les auteurs trouvent des comouvements négatifs au moment où le choc de nouvelles se produit entre certains agrégats. Selon eux, ces résultats contrastent avec la littérature empirique existante, qui observait des comouvements positifs, mais sont davantage en lien avec les résul-

tats des modèles théoriques. De plus, la TFP réagit beaucoup plus rapidement après un choc de nouvelles, selon leur méthodologie, que ce qui était habituellement mesuré dans les articles précédents. Finalement, leurs résultats suggèrent quand même que les chocs de nouvelles constituent une source importante des cycles, mais ils ne sont pas les principaux responsables des récessions américaines dans les dernières années, ce qui diffère de la littérature existante. Finalement, Beaudry et Portier (2013) font un survol exhaustif de cette littérature. Ils soulèvent des limites importantes, comme la sensibilité des résultats des estimations VAR ou VECM aux variables utilisées ou encore aux hypothèses de cointégration, mais aussi des voies intéressantes à explorer pour les prochaines recherches.

En bref, la littérature sur la vision de *news* a mis en lumière l'importance des chocs de nouvelles dans les cycles économiques. Il est donc intéressant de les comparer aux chocs de sentiments qui font l'objet de la prochaine sous-section.

### 1.2.2 Les chocs de sentiments

Les chocs de sentiments renvoient à des chocs qui ne sont pas basés sur des fondamentaux économiques comme la technologie ou les préférences. Ils proviennent de mouvements de pessimisme ou d'optimisme liés à des problèmes d'information imparfaite. Cette vision contraste avec les théories plus classiques où l'information est parfaite et les agents sont rationnels, mais elle est probablement plus près de la réalité des individus lorsque ceux-ci prennent des décisions. Il est alors intéressant de voir si des chocs de sentiments peuvent réellement causer des fluctuations macroéconomiques. Si tel est le cas, cela pourrait modifier les façons de faire de la prévision et d'appliquer les politiques économiques, car les sentiments des individus deviendraient un élément incontournable.

L'intérêt pour les sentiments des individus et leurs liens avec les cycles écono-

miques n'est pas nouveau. En effet, plusieurs auteurs s'y sont intéressés sous différents angles. Benhabib *et al.* (2012) ont repris l'idée d'*animal spirits* de Keynes, alors que Christiansen *et al.* (2013-14) se sont intéressés à leur pouvoir de prévision des récessions et Chauvet et Guo (2003) ont évalué leur rôle potentiel dans les récessions américaines. D'ailleurs, ces derniers soulèvent une vision intéressante voulant que le pessimisme des agents puisse être à l'origine de certaines des récessions américaines récentes telles que celle de 1981. Par contre, ils n'évaluent pas directement ce que ce mémoire identifie comme les chocs de sentiments et ils n'utilisent pas non plus un cadre méthodologique qui permet de comparer différents types de chocs entre eux. Pour leur part, Benhabib *et al.* (2012) développent un cadre théorique semblable à celui retenu ici. En effet, ils formalisent l'idée de Keynes soutenant que la demande agrégée peut être influencée par des sentiments et générer des fluctuations de production dans un contexte d'attentes rationnelles. Leur modèle simple à équilibres multiples, où les marchés sont centralisés, ouvre la voie à des modèles plus complexes.

La vision de chocs de sentiments ayant inspiré ce mémoire provient de l'article d'Angeletos et La'O (2013). Dans ce dernier, les auteurs développent un cadre théorique tentant de réconcilier l'approche *animal spirits* et les sentiments de marché dans un équilibre unique tout en conservant des attentes rationnelles. Pour y arriver, ils utilisent des frictions dans les échanges décentralisés entre les agents émanant d'une mauvaise communication et engendrant des cycles économiques. L'hétérogénéité dans les croyances due aux mauvaises communications entre les agents mène à des fluctuations extrinsèques qui, par la suite, se propagent entre les individus de manière endogène, ce que les auteurs nomment chocs de sentiments. Dans leur article, ils développent un modèle moderne DSGE et démontrent le potentiel théorique de ce type de chocs à engendrer des fluctuations économiques. Ils concluent leur article en suggérant une évaluation empirique de ce phénomène,

ce que le présent travail tente de réaliser.

Suite au modèle d'Angeletos et La'O (2013), Fève et Guay (2015) ont développé une nouvelle méthodologie pour tenter d'identifier la contribution des chocs de sentiments dans les fluctuations agrégées de l'économie des États-Unis. Les auteurs construisent un VAR structurel avec des restrictions de long terme, moyen terme et court terme. Plus particulièrement, ils estiment un SVECM dans lequel la variable de sentiments est représentée par un indice de confiance des consommateurs américains. Ils comparent ensuite les chocs de sentiments à trois autres chocs, soit un choc de nouvelles sur la TFP, un choc technologique surprise et un choc de demande. Leurs résultats laissent supposer que les chocs de sentiments n'expliqueraient qu'une petite partie de la variance de l'inflation et de la production. Dans le présent mémoire, cette méthodologie est reprise avec deux indices de confiance différents, soit celui des producteurs manufacturiers américains et celui des dirigeants d'entreprises américaines. Il sera alors intéressant de voir si l'importance des chocs de sentiments est comparable à leurs résultats lorsqu'il est question d'acteurs économiques différents.



## CHAPITRE II

### LES DONNÉES

Ce chapitre présente les données trimestrielles<sup>1</sup> des différentes modélisations utilisées pour l'évaluation empirique des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques aux États-Unis. Les données couvrent, pour la plupart, la période allant du premier trimestre de 1960 au quatrième trimestre de 2013. Le chapitre se termine par la présentation des résultats des tests de stationnarité et de cointégration. Tous les graphiques descriptifs se retrouvent dans l'Annexe A.

#### 2.1 Modèle de base

Le VECM, présenté dans le prochain chapitre, contient quatre variables : productivité, quantités, inflation et sentiments. Dans la présente section, les séries retenues pour chacune des quatre variables du modèle de base sont présentées.

Tout d'abord, une mesure de productivité totale des facteurs est nécessaire. Le choix de cette dernière est important. La plupart des articles utilisant la TFP soulignent que la mesure retenue doit refléter de manière adéquate les variations inobservées dans la production sans être trop sujette à la critique. Différents auteurs ont construit leur propre mesure. Dans le modèle de base, la mesure de la

---

1. Les sources des séries macroéconomiques se retrouvent dans le tableau A.1 en Annexe A.

TFP choisie est celle utilisée dans plusieurs articles du même style et construite par John G. Fernald. Elle concerne seulement le secteur privé de l'économie américaine. La particularité de cette mesure vient du fait qu'elle est ajustée pour des variations dans l'utilisation des facteurs de production travail et capital. Dans la représentation VECM, le taux de croissance sur une période de la série est introduit et divisé par  $1 - \alpha^2$ ,  $\alpha$  représentant la part du capital dans les revenus. Ensuite, une mesure de quantités est nécessaire pour comprendre l'effet des chocs de sentiments sur l'activité économique américaine. Pour y arriver, le produit intérieur brut réel (PIB) est utilisé. Il est exprimé par habitant en le divisant par la population de 16 ans et plus. La série de population est mensuelle. Elle est transformée en série trimestrielle en prenant la valeur du dernier mois du trimestre. Le taux de croissance du PIB par habitant est inclus dans le VECM. Une mesure d'inflation est aussi nécessaire. Pour ce faire, le taux d'inflation est construit à partir de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour tous les items et tous les consommateurs urbains. Cette mesure d'IPC est une série mensuelle transformée à la fréquence trimestrielle en prenant la moyenne des trois mois constituant un trimestre. Finalement, une variable de sentiments est nécessaire. L'originalité du mémoire tient, entre autres, au choix de cette variable : deux séries sont utilisées et comparées.

En premier lieu, la variable de sentiments est représentée par l'indice de confiance des producteurs manufacturiers américains produit par l'ISM. Cette série mensuelle est transformée en série trimestrielle en prenant le dernier mois du trimestre pour avoir la donnée la plus récente possible. Dans le modèle de base, l'indice retenu est l'indice composite désaisonnalisé, calculé à partir de la moyenne de cinq indices, soit des nouvelles commandes, de la production, de l'emploi, des livraisons des fournisseurs et des inventaires. Une valeur de l'indice composite au-dessus de

---

2. Cette stratégie a été utilisée par Fève et Guay (2015).

50 indique que les producteurs sondés s'attendent à ce que le secteur manufacturier américain soit généralement en expansion et une valeur sous 50 indique qu'ils s'attendent à une contraction du secteur. Cet indice est construit à partir des résultats d'une enquête réalisée auprès de 400 entreprises manufacturières américaines qui se retrouvent dans tous les sous-secteurs de la fabrication du système de classification des industries de l'Amérique du Nord, l'ISM les ayant regroupés en 18 sous-secteurs<sup>3</sup>. Le logarithme de cette variable est inclus dans le VECM. En deuxième lieu, la variable de sentiments est représentée par un indice de confiance des dirigeants d'entreprises américaines produit par le CB. La série retenue concerne les attentes des dirigeants relativement aux conditions économiques au cours des six prochains mois. Une lecture au-dessus de 50 indique plus de réponses positives que négatives et vice versa<sup>4</sup>. Cet indice est construit à partir des résultats d'une enquête menée auprès de 100 dirigeants d'entreprises américaines dans dix industries différentes qui questionne ces derniers à propos des conditions présentes et futures de leur entreprise et de l'économie en général<sup>5</sup>. Finalement, cet indice n'est disponible qu'à partir du deuxième trimestre de 1976. Le logarithme de cette variable est inclus dans le VECM.

La décision d'utiliser deux variables de sentiments et de comparer les résultats vient du fait que les deux séries retenues ne sont pas construites de la même façon. Elles ne contiennent donc probablement pas le même type d'informations. L'indice de l'ISM n'est pas très prospectif, car il repose sur la réponse de produc-

---

3. Institut for Supply Management (ISM). (2014, 2 juin). *May 2014 Manufacturing ISM Report On Business*. [Communiqué]. Récupéré de <http://www.ism.ws/ISMReport/MfgROB.cfm?navItemNumber=12942>

4. The Conference Board. (2014, 9 avril). *The Conference Board Measure of CEO Confidence*. [Communiqué]. Récupéré de <http://www.conference-board.org/data/ceoconfidence.cfm>

5. Conference Board : CEO Confidence Survey. [s. d.]. Dans *Investopedia*. Récupéré le 8 juillet 2014 de <http://www.investopedia.com/university/conferenceboard/conferenceboard6.asp>

teurs manufacturiers à propos de la situation de leur entreprise durant le mois de l'enquête. Ainsi, il est alors probablement influencé en partie par les fondamentaux économiques de l'entreprise. Le deuxième indice, soit celui du CB, est plus prospectif; il concerne les attentes des dirigeants concernant les conditions économiques des six prochains mois.

La figure A.1 (p. 53) présente l'évolution de l'indice de l'ISM et de sa composante cyclique dans le temps en comparaison des périodes de récessions américaines déterminées par le National Bureau of Economic Research (NBER). Cette figure permet de voir que l'indice est bien précurseur des récessions, alors qu'il diminue souvent juste avant le début de ces dernières. Par contre, l'indice tombe à maintes reprises en dessous du 50 durant la récession et non avant. La figure A.3 (p. 54) présente les corrélations croisées de la composante cyclique de l'indice de confiance de l'ISM avec les composantes cycliques des séries du modèle de base et de l'investissement. Ces graphiques montrent que l'indice de confiance semble bien être un indice précurseur du PIB, de l'investissement et de l'inflation, mais pas de la TFP. L'indice de confiance est faiblement procyclique et précède le cycle.

La figure A.2 (p. 53) permet de voir que l'indice du CB semble être précurseur des récessions, car il commence à diminuer et à se retrouver sous 50 avant le début de celles-ci. L'indice commence souvent à remonter durant la récession et atteint un sommet pas très longtemps après la fin de celle-ci, moment à partir duquel il se met à diminuer jusqu'à la prochaine récession. Dans la figure A.4 (p. 54), l'indice du CB ne semble pas devancer, ni le PIB, ni l'investissement, ni l'inflation et il semble suivre le cycle plutôt que le précéder. Cela contraste autant avec le portrait dressé de l'indice dans la figure A.2 qu'avec celui dressé avec l'ISM.

## 2.2 Séries alternatives

Pour tester la robustesse des résultats obtenus à partir du modèle de base, des modèles alternatifs seront construits. Les quatre variables du VECM seront alors remplacées par des séries alternatives.

Trois mesures alternatives de quantités sont considérées. Une première série de données relatives à l'investissement réel est construite à partir des dépenses de consommation en biens durables et de l'investissement fixe des entreprises. Elles sont transformées en séries réelles avec les indices de prix appropriés. Suivant une méthodologie semblable, une série réelle de consommation est construite à partir des dépenses de consommation en biens non durables et services et des indices de prix appropriés. Ces deux séries sont exprimées par habitant. Les heures totales hebdomadaires moyennes sont aussi utilisées. La série trimestrielle d'heures totales pour l'ensemble de l'économie américaine produite par les auteurs Neville Francis et Valerie A. Ramey est retenue. Leur série est transformée en heures totales hebdomadaires moyennes en divisant par la population et en multipliant par 1 000 000 et en divisant par 52.

Deux autres mesures de productivité sont utilisées. La première est la série de productivité totale des facteurs du secteur privé de l'économie américaine de John G. Fernald, non corrigée pour l'utilisation des facteurs. Le taux de croissance sur une période de la série est divisé par  $1 - \alpha$ . La deuxième série est la productivité du travail construite en prenant la différence du log du PIB et des heures travaillées.

Finalement, deux taux d'inflation alternatifs sont construits. Le premier est calculé à partir de l'indice de prix du PIB. Le deuxième est construit à partir de l'IPC pour tous les consommateurs urbains et tous les items sauf l'alimentation et l'énergie. La moyenne des trois mois de cette série mensuelle est prise pour la rendre trimestrielle.

### 2.3 Stationnarité

La stationnarité des séries macroéconomiques doit toujours être vérifiée pour savoir si elles sont affectées par des chocs temporaires ou permanents. Pour ce faire, la forme augmentée du test de Dickey-Fuller est utilisée. La forme simple de ce test a été développée dans l'article de Dickey et Fuller (1979). Le but principal de ce test consiste à vérifier si la plus grande racine est égale à un (non-stationnaire). La forme augmentée du test implique que des retards de la variable d'intérêt  $y$  sont ajoutés. Le nombre de retards à inclure est déterminé par la procédure de Campbell et Perron (1991).

La forme du test de Dickey-Fuller augmenté (ADF) dépend du nombre de termes déterministes inclus. Trois modèles sont possibles :

1. Si la série varie autour de zéro :

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t.$$

2. Si la série varie autour d'une moyenne différente de zéro :

$$\Delta y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t.$$

3. Si la série croît à travers le temps :

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-i} + \epsilon_t.$$

Pour les trois modèles, les hypothèses nulle (non-stationnarité) et alternative (stationnarité) sont les mêmes, soit respectivement  $H_0 : \rho = 0$  et  $H_1 : \rho < 0$ .

Les résultats des tests ADF effectués sur le logarithme des séries (sauf pour l'inflation) sont présentés dans le tableau 2.1. Lorsqu'il est indiqué « différence », cela

renvoie à la première différence du log de la série de la ligne du dessus. Le retard maximum testé ici est de 15 pour la période de 1960Q1 à 2013Q4 et de 13 pour la période de 1976Q2 à 2013Q4.

Tableau 2.1: Résultats des tests de Dickey-Fuller augmenté

Variables	Représentations	Retards	Stationnaire	Statistique t	P-value
PIB	3	9	Non	-2,5921	0,3009
Différence	2	15	Oui	-3,2863	0,0170
TFP corrigée	3	0	Non	-2,5572	0,3180
Différence	2	0	Oui	-16,3556	0,001*
Taux d'inflation	2	2	Oui	-2,9003	0,0471
Indice du CB	2	11	Oui	-4,5198	0,001*
Indice de l'ISM	2	8	Oui	-4,3219	0,001*
Investissement	3	12	Non	-2,2444	0,4714
Différence	2	11	Oui	-5,2129	0,001*
Consommation	3	6	Non	-1,7930	0,6929
Différence	2	5	Oui	-4,2190	0,001*
Taux d'inflation**	2	1	Oui	-3,0753	0,0300
Taux d'inflation***	2	0	Oui	-3,4971	0,0092
Heures travaillées	2	14	Non	-1,7448	0,4089
Différence	2	13	Oui	-3,7690	0,0043
TFP non corrigée	3	12	Non	-2,9984	0,1359
Différence	2	11	Oui	-5,0205	0,001*
Prod. du travail	3	9	Non	-2,9350	0,1541
Différence	2	8	Oui	-3,8046	0,0040

**Notes :**

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

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

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

Pour le modèle de base, les logs du PIB et de la TFP ne sont pas stationnaires en niveau, mais le sont en différence. Les autres séries sont stationnaires. Pour les séries alternatives, seuls les logs de l'investissement, de la consommation, de la TFP non corrigée et de la productivité du travail ne sont pas stationnaires en niveau, mais le sont en première différence. Le résultat du test pour les heures

travaillées a un caractère particulier. En effet, le résultat suggère que la série est non stationnaire en niveau et stationnaire en première différence. Par contre, lors de la modélisation, il sera supposé qu'elle est stationnaire. En effet, la stationnarité des heures travaillées a été l'objet d'un important débat dans la littérature sur les SVARs. Selon Christiano *et al.* (2003), la modélisation de ces dernières a un impact sur leur réaction suite à un choc technologique surprise. Ils soulèvent les problèmes associés aux tests de stationnarité et à la validité de leurs résultats. Les auteurs concluent que la modélisation de la stationnarité en niveau des heures travaillées devrait être préférée. De plus, comme les résultats seront comparés à ceux de Beaudry et Lucke (2009) et de Fève et Guay (2015), qui utilisent un VECM et supposent que les heures travaillées sont stationnaires, il sera fait de même ici.

## 2.4 Cointégration

La cointégration suppose que plusieurs séries macroéconomiques non stationnaires peuvent être affectées de chocs permanents communs, mais qu'une combinaison linéaire de ces séries peut tout de même être stationnaire. Si tel est le cas, il est d'usage de dire que ces séries ont une tendance commune selon la terminologie de Stock et Watson (1988). Ce type de stratégie est utilisée pour tenir compte du fait que les liens de long terme entre des variables influencent leur dynamique à court terme.

Pour vérifier si les variables non stationnaires en niveau sont cointégrées, le test retenu est celui développé par Engle et Granger (1987). Ce test se fait en deux étapes. Pour le modèle de base, il est fait sur la TFP et le PIB. Premièrement, une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires est effectuée sur :

$$\log(TFP_t) = \mu + \beta \log(PIB_t) + \epsilon_t.$$



Deuxièmement, les termes d'erreur sont récupérés et un test de racine unité (ADF) est effectué sur ces derniers :

$$\Delta\epsilon_t = \rho\epsilon_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta\epsilon_{t-i} + v_t$$

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho < 0.$$

L'hypothèse nulle suggère que les résidus sont non stationnaires, donc qu'il n'y a pas de cointégration. Si l'hypothèse nulle est rejetée, le  $\beta$  estimé est alors le coefficient de cointégration entre les deux séries. Les résultats de ce test pour le modèle de base et les séries alternatives sont présentés dans le tableau 2.2.

Tableau 2.2: Résultats des tests de cointégration

Variables	Périodes	Cointégration	$\beta$ estimés
TFP corrigée et PIB	1960Q1 à 2013Q4	oui	0,8872
TFP corrigée et PIB	1976Q2 à 2013Q4	oui	0,7969
TFP corrigée et investissement	1960Q1 à 2013Q4	oui	0,5406
TFP corrigée et investissement	1976Q2 à 2013Q4	oui	0,4706
TFP corrigée et consommation	1960Q1 à 2013Q4	oui	0,8811
TFP corrigée et consommation	1976Q2 à 2013Q4	oui	0,8202
Productivité du travail et PIB	1960Q1 à 2013Q4	oui	1,0003
Productivité du travail et PIB	1976Q2 à 2013Q4	oui	0,9596
TFP non corrigée et PIB	1960Q1 à 2013Q4	oui	0,8645
TFP non corrigée et PIB	1976Q2 à 2013Q4	oui	0,8034

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre décrit la méthodologie utilisée pour évaluer l'impact des chocs de sentiments sur les fluctuations macroéconomiques américaines. Elle est basée sur celle développée par Fève et Guay (2015). Le chapitre présente le modèle structurel à correction d'erreurs, les techniques utilisées pour produire les résultats et la méthodologie alternative pour tester la robustesse des résultats.

#### 3.1 Modèle à correction d'erreurs

La stratégie empirique choisie pour étudier l'impact des chocs de sentiments dans les cycles économiques est similaire à ce qui est habituellement fait dans ce genre d'études, soit l'utilisation de SVAR avec restrictions de court terme et de long terme. Plus particulièrement, un SVECM est construit, soit un SVAR augmenté du lien de cointégration trouvé précédemment.

Le modèle comporte quatre variables et cherche à isoler l'effet de quatre chocs, soit : un choc technologique surprise sur la TFP, un choc de nouvelles sur la TFP, un choc de demande et un choc de sentiments. Les chocs autres que celui de sentiments ont été choisis pour différentes raisons. Les chocs de nouvelles sont pour certains la nouvelle force motrice des cycles, alors que les modèles RBC sont plutôt adeptes des chocs technologiques. Finalement, un choc de demande est

inclus, pour tenir compte des chocs hors technologie pouvant affecter l'économie.

La forme générale de la représentation VECM qui permettra d'identifier les différents chocs retenus est basée sur celle de l'article de Fève et Guay (2015) :

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

où

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

Ainsi, ici  $\Delta$  représente la première différence des séries incluses dans  $y_t$ ,  $p$  est le nombre de retards retenus pour ces séries,  $\mu$  est un vecteur de constantes,  $\alpha$  est une matrice contenant les vecteurs de cointégration et  $\beta$  est une matrice contenant les vecteurs des paramètres de vitesse d'ajustement. Ces deux dernières matrices sont de taille  $m \times r$  où dans le cas présent,  $m$  est égal à quatre (soit le nombre de variables incluses dans la représentation) et  $r$  est le nombre de vecteurs de cointégration. Ici, les deux premières variables de la matrice  $y_t$ , sont I(1) et elles sont cointégrées comme démontré dans le chapitre précédent. Les deux dernières variables de la matrice  $y_t$  sont I(0), par contre les variables sont mises en différence et il sera supposé, comme dans Fève et Guay (2015), qu'elles sont cointégrées avec elle-même. Dans le modèle  $r$  est de trois, car il y a trois vecteurs de cointégration. Il y a donc  $m - r$  tendances communes, soit ici une. Ensuite, les différents  $\Pi_i$  où  $i = (1, 2, \dots, p)$  sont de dimensions  $m \times m$  et contiennent les coefficients de court terme. Finalement,  $\epsilon_t$  est un vecteur de termes d'erreur, possiblement corrélés entre eux, car ils sont une combinaison des chocs structurels à récupérer pour évaluer leurs effets sur les fluctuations macroéconomiques.

La matrice de variance covariance de  $\epsilon_t$  est  $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ . En ce qui concerne la

matrice des termes d'erreur regroupant les chocs structurels, représentés plus loin par  $\eta_t$ , il est habituellement accepté de supposer qu'il peut s'agir de la matrice identité. Comme mentionné précédemment, les chocs contenus dans  $\epsilon_t$  sont une combinaison, ici linéaire, des chocs structurels qui peut être écrite sous la forme suivante :  $\epsilon_t = A_0\eta_t$ . De cette dernière identité, il découle directement que  $\Sigma = A_0A_0'$ . En imposant certaines restrictions de long terme, moyen terme et court terme sur la forme réduite, il sera alors possible de récupérer les chocs structurels et d'évaluer leurs effets.

### 3.1.1 Forme réduite

La forme réduite du VECM n'a aucune interprétation économique : elle est composée de variables endogènes définies en fonction de variables prédéterminées. Cette forme est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Il faudra ensuite utiliser le lien entre la forme réduite et la forme structurelle pour retrouver les différents chocs à l'étude.

La forme réduite du VECM est réécrite en représentation moyenne mobile infinie :

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

où  $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$  et  $C_0 = I$ . Suivant Lütkepohl (2007), une décomposition de Beveridge-Nelson est faite sur cette représentation en appliquant le théorème de représentation de Granger :

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu^* + C(1)\epsilon_t + C^*(L)\Delta\epsilon_t \\ y_t &= y_0 + \mu^* \cdot t + C(1) \sum_{j=1}^t \epsilon_j + C^*(L)\epsilon_t \end{aligned}$$

où  $y_0$  est un vecteur contenant les valeurs initiales. La matrice  $C(1)$  est de taille

$m \times m$  et représente l'effet de long terme des chocs de forme réduite. Selon Lütkepohl (2007), elle peut être décomposée comme suit :

$$C(1) = \alpha_{\perp} [\beta'_{\perp} (I_m - \sum_{i=1}^p \Pi_i) \alpha_{\perp}]^{-1} \beta'_{\perp},$$

où  $\beta_{\perp}$  et  $\alpha_{\perp}$  sont les compléments orthogonaux respectivement de  $\beta$  et  $\alpha$ . Habituellement, dans un VAR sans cointégration,  $C(1)$  est une matrice de rang plein. Par contre, ce n'est plus le cas lorsqu'il y a cointégration, car il y a alors moins de chocs permanents que de variables. Le rang de  $C(1)$  est donc de  $m - r$ , soit le nombre de chocs permanents. Dans le présent modèle, il y a quatre variables ( $m$ ) et trois vecteurs de cointégration ( $r$ ). Ainsi, le rang de  $C(1)$  est un.

### 3.1.2 Forme structurelle

La forme structurelle admet aussi une représentation moyenne mobile infinie :

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

Il est encore une fois possible d'avoir recours à la décomposition de Beveridge-Nelson :

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \mu^* + A(1)\eta_t + A^*(L)\Delta\eta_t \\ y_t &= y_0 + \mu^* \cdot t + A(1) \sum_{j=1}^t \eta_j + A^*(L)\eta_t. \end{aligned}$$

Dans le vecteur  $\eta_t$  se retrouvent les quatre chocs 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 ( $\eta_{4t}$ ).

##### 3.1.3 De la forme réduite à la forme structurelle

La dynamique engendrée par les chocs structurels peut être obtenue par le lien entre la forme réduite et la forme structurelle :  $C(L)A_0 = A(L)$ . Il découle directement de la relation,  $\epsilon_t = A_0\eta_t$ . Il tient pour tout  $L$ , dont  $L = 1$  qui est la somme des coefficients, de la représentation moyenne mobile, captant l'effet permanent des chocs. Ainsi, le lien de long terme suivant existe entre ces deux formes :  $C(1)A_0 = A(1)$ . De plus, mettre des restrictions de long terme sur  $A(1)$  revient à mettre des restrictions de court terme sur  $A_0$ . Finalement, ici  $A(1)$  sera de même rang que  $C(1)$ , soit un. Dans les deux prochaines sections, les différentes restrictions imposées pour obtenir la forme structurelle à partir de la forme réduite sont présentées. Des restrictions sont nécessaires, car il y a un problème d'identification venant du fait que nous tentons d'obtenir des chocs non corrélés à partir des chocs corrélés. Le but est en fait d'identifier la matrice  $A_0$  qui se révèle l'élément clé pour faire le lien entre les deux formes :  $\eta_t = A_0^{-1}\epsilon_t$ .

##### 3.1.4 Restrictions de long terme

Tout d'abord, des restrictions de long terme sont nécessaires. Suivant ce qui a déjà été fait dans Beaudry et Lucke (2009), Beaudry et Portier (2013) et Fève et Guay (2015), seuls les deux premiers chocs pourront avoir un effet à long terme sur la TFP et le PIB. Étant donné que la TFP et le PIB sont cointégrés, l'effet de long terme de ces deux chocs sur le PIB sera lié à celui de long terme sur la TFP,  $a_{11}(1) = \alpha_{12}\tilde{a}_{11}(1)$  et  $a_{12}(1) = \alpha_{12}\tilde{a}_{12}(1)$  où  $\alpha_{12}$  est le coefficient de cointégration entre les deux variables. Comme dans l'article de Fève et Guay (2015), la matrice

$A(1)$  a alors la forme suivante :

$$A(1) = \begin{bmatrix} a_{11}(1) & a_{12}(1) & 0 & 0 \\ \tilde{a}_{11}(1) & \tilde{a}_{12}(1) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}.$$

Ici, les deux restrictions supposent que le troisième et le quatrième chocs n'ont pas d'impact à long terme sur la TFP et donc sur le PIB étant donné que ces deux variables sont cointégrées. Ces deux restrictions ont servi à séparer les chocs d'offre (choc technologique surprise et choc de nouvelles) et les chocs de demande (choc de demande et choc de sentiments). De plus, comme la deuxième ligne est proportionnelle à la première, le rang de la matrice est bien un. Les deux variables, soit la TFP et le PIB, ont une tendance stochastique en commun, soit une combinaison linéaire des deux chocs.

Par contre, il manque encore des restrictions, car il faut  $m(m-1)/2$  restrictions où  $m$  est le nombre de variables. Un minimum de six restrictions est nécessaire. Au moins quatre autres doivent être spécifiées, ce qui est fait à travers des restrictions de moyen et court terme.

### 3.1.5 Restrictions de court et moyen terme

Quatre restrictions supplémentaires sont nécessaires pour arriver à bien identifier les chocs structurels. Premièrement, comme il a été d'usage de le faire dans plusieurs articles évaluant les chocs de nouvelles sur la TFP par des méthodologies SVARs, dont celui de Beaudry et Portier (2006), il est supposé que le choc de nouvelles n'a pas d'effet contemporain ou immédiat sur la productivité. Le choc de nouvelles provient d'une modification dans les attentes des agents sans modification immédiate des fondamentaux économiques. Ce n'est donc pas basé sur

quelque chose qui affecte la TFP aujourd'hui, mais bien dans plusieurs périodes.

Deuxièmement, il est supposé que ni le choc de demande, ni le choc de sentiments n'auront d'incidence sur la TFP de manière contemporaine. Cette restriction sur le choc de demande suit celle de l'article de Fève et Guay (2015). Ils la justifient en expliquant que si la TFP est bien mesurée, elle ne devrait pas être affectée par des chocs de demande. Pour ce qui est de l'absence d'effet à court terme du choc de sentiments sur la TFP, le raisonnement suit celui de la première restriction de court terme. En effet, comme l'expliquent Fève et Guay (2015), le choc de sentiments représente des changements dans les anticipations des agents face aux cycles économiques sans changement dans les fondamentaux économiques. Ainsi, il ne devrait pas être associé avec un changement de TFP de manière contemporaine. Finalement, il s'en suit que le choc technologique surprise est le seul à avoir un effet contemporain sur la TFP.

Troisièmement, une hypothèse est nécessaire pour différencier les deux chocs transitoires. En suivant ce que Fève et Guay (2015) proposent, il est supposé que le choc de sentiments est celui de ces deux chocs qui contribue le plus à la décomposition de la variance de la confiance des producteurs sur un certain horizon. Cette hypothèse, qui suppose que le choc de sentiments est celui qui explique le mieux les mouvements futurs de la confiance jusqu'à un certain horizon conditionnellement à l'identification des chocs d'offre, permet de maximiser leur importance comme source des fluctuations de la confiance.

Pour arriver à modéliser cette restriction, la procédure développée par Fève et Guay (2015) est reprise ici. Elle se fait en deux étapes. Tout d'abord, comme la dernière restriction est conditionnelle à l'identification des chocs d'offre, il faut commencer par remplir cette première condition. Plus particulièrement, il faut identifier les deux chocs qui peuvent avoir un effet permanent sur la TFP et



le PIB, soit le choc technologique surprise et le choc de nouvelles sur la TFP. Précédemment, il a été mentionné que seul le premier avait un effet contemporain sur la TFP, ce qui permet d'identifier les deux premières colonnes de la matrice  $A_0$ . Ensuite, suivant le raisonnement de Fève et Guay (2015), il est supposé que le choc de demande n'affecte pas la confiance de manière contemporaine. Cette hypothèse, qui sera relâchée dans la deuxième étape de la procédure, n'affecte pas les deux premières colonnes de la matrice  $A_0$ , mais permet d'imposer le bon nombre de restrictions de court terme. Ces restrictions sont imposées sur  $\tilde{A}_0$ . Comme il en sera question plus loin, cette dernière matrice permettra d'identifier la partie de la matrice  $A_0$  qui renvoie à l'effet des deux chocs d'offre sur les quatre variables à l'étude. La matrice  $\tilde{A}_0$  aura alors la forme suivante :

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

Ensuite, lorsqu'il est question de décomposition de variance, il faut calculer les erreurs de prévision des séries à l'étude comprises dans  $y_t$ . En fonction de la stratégie d'identification mentionnée plus haut, il est possible de présenter l'erreur de prévision de  $\Delta y_t$  pour un horizon  $k$  comme suit en suivant Fève et Guay (2015) :

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

pour tout  $F$ , où  $F$  est une matrice orthogonale telle que  $FF' = I$  et  $A_0 = \tilde{A}_0 F$  et où  $h = k - 1$ . Cette formule représente l'erreur de prévision dans la forme réduite du modèle, puisque  $A_0 \eta_t = \epsilon_t$  sont les chocs de forme réduite qui sont ensuite multipliés par leurs propres coefficients contenus dans  $C_\tau$ . Tout comme le font

Fève et Guay (2015), il est supposé que la matrice  $F$  a la forme 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  $0_2$  est de taille  $2 \times 2$  ne contenant que des zéros et la matrice  $F_{22}$  est orthogonale telle que  $F_{22}F'_{22} = I_2$ . Ainsi, l'équation  $A_0 = \tilde{A}_0F$  implique que les deux premières colonnes des matrices  $A_0$  et  $\tilde{A}_0$  sont les mêmes. Ces deux colonnes servent à identifier l'incidence des chocs d'offre sur toutes les variables du modèle. Il ne reste plus qu'à identifier les deux dernières colonnes de la matrice  $A_0$ . Cette dernière peut être définie comme contenant deux matrices  $4 \times 2$ , soit :  $A_0 = [A_1 \ A_2]$ . Ainsi, pour identifier  $A_2$ , Fève et Guay (2015) expliquent qu'il faut résoudre un problème similaire à ce que nous avons précédemment :

$$\sum_{\tau=0}^h C_{i,\tau} \tilde{A}_2 F_{22} \eta_{t+h-\tau},$$

telle que  $A_2 = \tilde{A}_2 F_{22}$ . Comme il s'agit des deux dernières colonnes de la matrice  $A_0$ , cette formule correspond aux erreurs de prévision des variables en fonction des deux chocs transitoires, soit le choc de demande et le choc de sentiments. En suivant Fève et Guay (2015), il est alors possible de retrouver la part de l'erreur de prévision pour la variable  $i$  qui est attribuable au choc aléatoire  $j$  pour un certain horizon  $h$  :

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

où  $e_j$  est un vecteur de sélection avec un un à son  $j^{\text{e}}$  élément et des zéros ailleurs et  $\gamma$  est la  $j^{\text{e}}$  colonne de  $F_{22}$ . Plus particulièrement, il s'agit de trouver le vecteur qui maximise la contribution des chocs de sentiments à la décomposition de la

variance de la confiance des producteurs jusqu'à un certain horizon  $h$ . En suivant Fève et Guay (2015), ce dernier est donné par :

$$\begin{aligned}\gamma^* &= \underset{h=0}{\operatorname{argmax}} \sum^H \Omega_{4,4}(h) \\ \tilde{A}_2(1,1) &= \tilde{A}_2(1,2) = 0 \\ \gamma' \gamma &= 1.\end{aligned}$$

La contrainte  $\tilde{A}_2(1,1) = \tilde{A}_2(1,2) = 0$  impose que ni le choc de demande, ni le choc de sentiments n'ont d'effet contemporain sur la TFP. La sous-matrice  $A_2$  choisie est celle qui maximise  $\Omega_{4,4}$ . Uhlig (2003) démontre qu'il est possible de réécrire le problème de maximisation sous 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 la partie inférieure ( $2 \times 2$ ) des sous-matrices de la somme  $(C_{4,\tau} \tilde{A}_2)'(C_{4,\tau} \tilde{A}_2)$  sur  $\tau$ . Ainsi, la procédure d'identification des chocs de sentiments est complétée.

Finalement, à la suite de ces restrictions, les chocs structurels peuvent être identifiés à partir des chocs de forme réduite. Il est alors possible d'évaluer l'impact des chocs de sentiments sur les fluctuations macroéconomiques américaines.

### 3.2 Outils d'analyse des résultats

Pour évaluer la place des chocs de sentiments dans le cycle économique, les fonctions de réponse et les décompositions de variance sont utilisées. Dans les deux cas, la représentation moyenne mobile de la forme structurelle du VECM est né-

cessaire, la constante est laissée de côté pour simplifier la notation :

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

### 3.2.1 Fonctions de réponse

Les fonctions de réponse simulent l'effet individuel de chacun des chocs structurels sur les différentes variables à l'étude pour un certain horizon temporel  $k$ , qui est ici de 40 trimestres<sup>1</sup>. À partir de la représentation moyenne mobile précédente, la fonction de réponse de  $\Delta PIB_t$  à un choc de sentiments se trouve grâce à la dérivée partielle :

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

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

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

### 3.2.2 Décomposition de variance

La décomposition de variance permet d'évaluer la contribution de chacun des chocs structurels à la variance d'une variable sur un certain horizon temporel, soit 40 périodes. À partir de la représentation moyenne mobile du début de la section, la variance de  $\Delta PIB_t$ , est obtenue en calculant la variance du système

---

1. Ce choix est basé sur l'horizon temporel choisi par Fève et Guay (2015). Dans les fonctions de réponse présentées en annexes, une période correspondra alors à un trimestre.

où  $k$  représente l'horizon temporel considéré :

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

Pour isoler la proportion de la variance de  $\Delta PIB_t$  qui provient, par exemple du choc de sentiments, il suffit de faire la division suivante :

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

Plus cette fraction sera élevée, plus le choc structurel isolé sera une force importante à l'origine des fluctuations de la série considérée.

### 3.3 Méthodologie alternative : Barsky et Sims

La stratégie alternative d'identification des chocs structurels de Barsky et Sims (2011) est utilisée pour tester la robustesse des résultats. Leur méthodologie est basée sur l'estimation d'un SVAR en niveau. Les auteurs expliquent que cette méthode est robuste à la présence possible de cointégration et affirment qu'ils obtiennent des résultats similaires lorsqu'ils estiment un VECM.

Barsky et Sims (2011) supposent que la technologie (représentée par la TFP) est principalement menée par deux chocs, soit un choc technologique surprise l'affectant de manière contemporaine et un choc de nouvelles n'ayant pas d'effet contemporain sur la technologie. Ils identifient un choc de nouvelles sur la productivité comme étant le choc orthogonal à l'innovation dans la TFP et comme celui contribuant le plus à sa variance future. Cette stratégie a d'ailleurs inspiré celle développée par Fève et Guay (2015) et appliquée précédemment pour le choc de sentiments. De plus, selon leur stratégie, le choc de nouvelles sur la TFP n'affecte que la technologie future. Pour identifier ce choc, les auteurs supposent qu'il

est celui qui explique le mieux les mouvements futurs de la TFP qui ne sont pas attribuables au choc technologique surprise. Pour y arriver, Barsky et Sims (2011) utilisent une stratégie similaire à la précédente pour retrouver 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 Cholesky est appliquée sur la matrice :

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

Avec cette méthodologie, les deux premières colonnes de la matrice  $\tilde{A}_0^{BS}$  sont semblables à celles que nous avons pour la matrice  $\tilde{A}_0$ . Selon Barsky et Sims (2011), le choc de nouvelles est alors celui qui résout ce problème :

$$\begin{aligned} \gamma^* &= \underset{h=0}{\operatorname{argmax}} \sum_{h=0}^H \Omega_{1,2}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^h C_{1,\tau} \tilde{A}_0^{BS'} \gamma \gamma' \tilde{A}_0^{BS'} C'_{1,\tau}}{\sum_{\tau=0}^h C_{1,\tau} \sum C'_{1,\tau}} \\ \tilde{A}_0^{BS}(1, j) &= 0 \quad \forall j > 1 \\ \gamma(1, 1) &= 0 \\ \gamma' \gamma &= 1. \end{aligned}$$

La solution à ce problème de maximisation, toujours en suivant Uhlig (2003) peut être réécrite sous la forme quadratique suivante :  $(C_{1,\tau} \tilde{A}_0^{BS})' (C_{1,\tau} \tilde{A}_0^{BS})$ . Cette première étape permet d'identifier l'impact des chocs d'offre sur toutes les variables du modèle. Les deux premières colonnes de la matrice  $A_0$  sont donc identifiées. Il ne reste plus qu'à identifier les deux dernières colonnes de la matrice  $A_0$ . Pour ce

faire, la stratégie de Fève et Guay (2015) développée dans le VECM de base est reprise ici.

## CHAPITRE IV

### ANALYSE DES RÉSULTATS

#### 4.1 Modèle de base

Dans un premier temps, le modèle de base est évalué avec l'indice de confiance des producteurs manufacturiers de l'ISM et avec celui des dirigeants d'entreprise du CB. Les graphiques se retrouvent dans l'Annexe B.

##### 4.1.1 Sentiments des producteurs manufacturiers

Pour générer les résultats, le VECM est estimé avec trois retards<sup>1</sup> et l'indice de l'ISM pour la période allant du premier trimestre de 1960 au quatrième trimestre de 2013. Les simulations des fonctions de réponse ont été faites avec un intervalle de confiance à 90 % à partir de la méthode *bootstrap* avec 2 000 répétitions<sup>2</sup>. La figure B.1 (p. 56) présente la réponse des variables aux différents chocs.

Suite à un choc technologique surprise positif, la TFP augmente immédiatement, réponse concordant avec la théorie économique, puis l'effet s'estompe tranquille-

---

1. Le critère d'AIC donnait deux retards pour la première période et huit retards pour la deuxième période. L'estimation a été faite une première fois avec deux, trois et huit retards. Le dernier a été exclu et les deux autres donnaient des résultats similaires. Trois retards ont été retenus suivant Fève et Guay (2015).

2. Ce nombre de répétitions suit la méthodologie de Fève et Guay (2015).



ment. Le PIB augmente durant les premières périodes suivant le choc, mais sa réponse n'est plus très statistiquement significative après 10 périodes. Ensuite, l'inflation augmente temporairement après ce choc d'offre, ce qui est contraire à la théorie. Cette irrégularité est corrigée lorsque les deux séries alternatives d'inflation sont utilisées (modèles 7 et 8). Finalement, la confiance des producteurs augmente beaucoup durant les quelques périodes suivant le choc, mais retourne très rapidement à sa valeur d'état stationnaire. Cette réponse de la confiance diffère de celle trouvée par Fève et Guay (2015) avec la confiance des consommateurs. En effet, ici l'effet à court terme est plus important et le demeure. Cette différence peut s'expliquer par le fait que la confiance des producteurs n'est pas influencée de la même manière que celle des consommateurs à la suite d'un choc technologique, puisque la technologie influence directement leur processus de production.

Suite à un choc de nouvelles positif sur la TFP, cette dernière augmente de manière permanente avec un délai, à la période zéro le choc n'a aucun effet sur la TFP par construction. Ainsi, cette réponse est compatible avec les hypothèses du modèle ainsi qu'avec les résultats de Beaudry et Portier (2006, 2013) et Beaudry et Lucke (2009). Le PIB augmente aussi de manière permanente. L'inflation diminue temporairement suite au choc, caractérisant bien un choc d'offre, mais sa réponse n'est pas très statistiquement significative. La confiance des producteurs augmente à la suite du choc de nouvelles, mais retourne rapidement vers sa valeur d'état stationnaire. La réponse de la confiance est ici moins importante et persistante que ce que trouvaient Fève et Guay (2015).

L'effet d'un choc de demande positif sur la TFP est nul à la période zéro par construction et n'est pas significatif durant les périodes suivantes. Le PIB augmente faiblement à la suite du choc, mais tombe ensuite sous sa valeur d'état stationnaire, l'effet n'est alors plus très significatif. L'inflation augmente faiblement suite au choc, ce qui concorde avec la théorie économique. La confiance

diminue suivant un choc de demande, mais retourne rapidement à sa valeur d'état stationnaire. Cette réaction de la confiance est similaire à ce que trouvaient Fève et Guay (2015).

À la suite d'un choc positif de sentiments, la TFP diminue faiblement, alors que le PIB et l'inflation augmentent. Le choc de sentiments est celui qui fait le plus augmenter la confiance de manière contemporaine. Dans les quatre cas, l'effet du choc de sentiments n'est pas persistant. Certaines différences apparaissent par rapport aux résultats de Fève et Guay (2015), comme la réponse de la TFP qui est ici négative plutôt que positive. La réponse du PIB est ici plus positive et significative que dans leur article. Cette réponse plus importante du PIB pourrait s'expliquer par le fait qu'il est question d'agents économiques différents, soit des producteurs plutôt que des consommateurs.

Les graphiques du haut dans la figure B.3 (p. 58) présentent les décompositions de variance. La variance de la TFP s'explique principalement à tous les horizons par le choc technologique surprise, résultat concordant avec la littérature, dont Beaudry et Lucke (2009). La part du choc de nouvelles prend un peu d'importance après 20 périodes. La variance du PIB s'explique majoritairement à tous les horizons par le choc de nouvelles, résultat similaire, entre autres, à celui de Beaudry et Portier (2006). Fait intéressant, les chocs technologique surprise et de demande ne sont pas très importants pour la variance de cette variable, ce qui tend à confirmer la vision soulevant les limites des chocs traditionnels. Le choc de sentiments influence la variance du PIB à court terme atteignant près de 20 % à son plus fort. Cette part est d'ailleurs nettement plus importante que ce que trouvaient Fève et Guay (2015) avec la confiance des consommateurs. La variance de l'inflation est principalement affectée par le choc de demande, et ce, à n'importe quel horizon. Le choc de sentiments n'est pas très loin derrière à un peu plus de 20 % après quelques périodes, part aussi plus importante que ce que trouvaient Fève et Guay (2015). La

variance de la confiance des producteurs est principalement influencée par le choc de sentiments, et ce, à tous les horizons (70 %). Finalement, un choc de sentiments, trouvé grâce à l'indice de confiance de l'ISM, a un effet sur la production et l'inflation, mais n'est pas la source principale des fluctuations macroéconomiques américaines.

#### 4.1.2 Sentiments des dirigeants d'entreprises

Le modèle de base est ici estimé avec l'indice de confiance des dirigeants d'entreprises du CB pour la période allant du deuxième trimestre de 1976 au quatrième trimestre de 2013. Les fonctions de réponse se retrouvent dans la figure B.2 (p. 57).

Pour les trois premiers chocs, la plupart des résultats sont similaires à ceux trouvés avec l'indice de confiance de l'ISM. Quelques différences apparaissent. Suite à un choc de nouvelles positif, la confiance augmente de manière beaucoup plus importante que lorsqu'elle était mesurée avec l'ISM. Ainsi, la série de confiance la plus prospective (CB) semble être davantage influencée par ce choc qui n'est pas basé sur un changement immédiat des fondamentaux économiques. En ce qui concerne les effets du choc de demande, les principales différences sont la réponse moins forte du PIB suite au choc et la réponse de la confiance qui est ici positive, plutôt que négative, mais peu significative.

Plusieurs différences ressortent quant à l'effet d'un choc positif de sentiments. Premièrement, l'effet de ce choc sur la TFP n'est ici pas du tout statistiquement significatif. Deuxièmement, l'effet est maintenant négatif sur le PIB, et ce, durant près de 10 périodes. Les valeurs de sa fonction de réponse finissent par devenir faiblement positives, mais ce n'est pas statistiquement significatif. Troisièmement, l'inflation diminue suite au choc, mais l'effet n'est pas significatif. La réaction de

ces deux variables à un choc positif de sentiments est à l’opposé de ce qui a été trouvé avec l’ISM. L’effet sur le PIB s’explique mal, mais pourrait être lié au fait que l’indice de confiance du CB est un mauvais indicateur avancé du PIB, comme mentionné dans le Chapitre 2. Finalement, l’effet du choc sur la confiance est encore une fois positif, mais en forme de cloche.

Les graphiques du bas de la figure B.3 (p. 58) présentent les décompositions de variance. Par rapport au modèle de base avec l’ISM, la situation est très semblable pour la TFP. La variance du PIB est principalement expliquée à court terme par le choc de sentiments qui atteint près de 70 %. Par contre, comme l’effet du choc sur le PIB est critiquable, il est difficile de conclure qu’il explique réellement une partie si importante des fluctuations macroéconomiques américaines. Rapidement le choc de nouvelles acquiert en importance et explique la majeure partie de la variance du PIB à moyen et long terme. En ce qui concerne l’inflation, le choc de demande est encore celui qui explique le plus sa variance à tous les horizons et la part revenant au choc de sentiments est assez près de ce qui a été trouvé précédemment. Finalement, la variance de la confiance est principalement expliquée par le choc de nouvelles et non par le choc de sentiments, ce qui est nettement différent de ce que révèle l’ISM. Ce résultat concorde tout de même avec l’hypothèse d’identification des chocs, puisque le choc de sentiments demeure parmi les chocs temporaires celui qui explique la plus grande partie de la variance de la confiance.

Finalement, la plupart des résultats sont similaires dans le modèle de base, peu importe l’indice de confiance utilisé. Par contre, comme mentionnées précédemment, certaines différences importantes ressortent. Elles sont liées au fait que les indices ne contiennent pas le même type d’informations. L’indice de confiance le plus prospectif est celui qui demeure le plus influencé par les chocs de nouvelles. Contrairement à ce que nous aurions pu penser, l’indice qui donne les résultats les plus concluants est en fait celui qui est le moins prospectif. Il est potentiellement

influencé par les fondamentaux économiques.

## 4.2 Modèles alternatifs

Dans un deuxième temps, la robustesse des résultats est vérifiée en utilisant les séries alternatives. Le tableau 4.1 présente les différents modèles construits. Les graphiques se retrouvent dans l'Annexe C.

Tableau 4.1: Modélisations alternatives

	<b>TFP</b>	<b>Quantités</b>	<b>Inflation</b>	<b>Figures</b>
<b>Modèle 2</b>	TFP corrigée	Inv. réel	IPC tous les items	C.1 à C.3
<b>Modèle 3</b>	TFP corrigée	Conso. réelle	IPC tous les items	C.4 à C.6
<b>Modèle 4</b>	TFP corrigée	PIB réel	Heures travaillées*	C.7 à C.9
<b>Modèle 5</b>	Prod. du travail	PIB réel	IPC tous les items	C.10 à C.12
<b>Modèle 6</b>	TFP non corrigée	PIB réel	IPC tous les items	C.13 à C.15
<b>Modèle 7</b>	TFP corrigée	PIB réel	IPC hors aliments et énergie	C.16 à C.18
<b>Modèle 8</b>	TFP corrigée	PIB réel	Indice des prix du PIB	C.19 à C.21

**Note :**

\* 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.

Pour le modèle 2 (pp. 60 à 62), les résultats sont similaires, peu importe l'indice de confiance. Dans presque tous les cas, la principale différence est dans la réaction plus forte de l'investissement suite aux différents chocs. Avec l'indice de confiance de l'ISM, suite à un choc de nouvelles, la confiance diminue immédiatement, mais devient rapidement positive avant de retourner à sa valeur d'état stationnaire. Pour ce qui est de la décomposition de la variance, une différence importante réside dans le fait que la part attribuable au choc de sentiments dans la variance de l'investissement atteint près de 40 % à court terme. À tous les horizons, ce choc est près de deux fois plus important pour la variance de l'investissement que pour celle du PIB. Ce résultat est important et correspond à ce qui était attendu.

En effet, le processus d'investissement, découlant des décisions des producteurs, est donc grandement influencé à court terme par les sentiments de ces derniers, et ce, de manière plus importante que l'économie en général (PIB). Aussi, la part attribuable au choc de sentiments dans la variance de l'inflation est ici un peu plus faible. Avec l'indice de confiance du CB, malheureusement la réponse de l'investissement est aussi négative suite à un choc positif de sentiments et elle n'est jamais statistiquement significative. Aussi, quelques différences ressortent de la décomposition de variance où le choc de sentiments explique un peu moins la variance de l'inflation. Finalement, ici la part du choc de demande dans la variance de la confiance est un peu plus importante.

Les résultats sont similaires pour le modèle 3 (pp. 63 à 65). Dans le cas de l'ISM, la principale différence est que la réaction de la consommation est souvent moins importante au moment où les chocs de demande et de sentiments se produisent et devient négative. Pour ce qui est de la décomposition de la variance, le choc de sentiments n'explique pas du tout la variance de la consommation, et ce, à n'importe quel horizon. Avec l'indice de confiance du CB, la principale différence est aussi dans la réaction négative de la consommation suite à un choc de demande, mais elle n'est pas statistiquement significative. Suite à un choc de sentiments, la consommation diminue, mais finit par augmenter, et ce, plus rapidement et de manière un peu plus importante que dans le cas du PIB. Cette réaction, quoi que non statistiquement significative après 10 périodes, est un peu plus près de ce à quoi nous nous attendions. Finalement, un choc de sentiments explique ici, contrairement au cas avec l'ISM, une partie de la variance de la consommation à tous les horizons.

Lorsque les heures travaillées sont utilisées dans le modèle 4 (pp. 66 à 68), les réponses des autres variables aux différents chocs sont assez similaires, peu importe l'indice de confiance. Avec l'indice ISM, suite à un choc technologique surprise

positif, les heures diminuent immédiatement et augmentent par la suite. La forme de la fonction de réponse est similaire à celle de Beaudry et Lucke (2009). Suite à un choc de nouvelles positif, les heures augmentent et atteignent leur maximum quelques périodes après le choc. Cette forme de fonction de réponse est semblable à celle de Beaudry et Lucke (2009) et Beaudry et Portier (2013). Un choc de demande positif, pour sa part, a un effet positif et relativement persistant sur les heures. La forme de la réponse rappelle une cloche comme dans Beaudry et Lucke (2009). Pour ce qui est de la décomposition de la variance, le choc de demande explique davantage de la variance du PIB par rapport au modèle 1. En ce qui concerne les heures, à tous les horizons le choc de demande est celui qui contribue le plus à leur variance. Ce résultat diffère de ce que trouvaient Beaudry et Lucke (2009) alors que la variance des heures travaillées était principalement expliquée à tous les horizons par le choc de nouvelles (jusqu'à 60 %). Le choc de sentiments atteint un peu plus de 20 % de la variance des heures à court terme et reste autour du 20 % ensuite. Avec l'indice du CB, la réponse des heures aux différents chocs est semblable à celle du modèle avec l'ISM. La principale différence est dans la réponse négative des heures suite à un choc de sentiments, mais non statistiquement significative. Par rapport au modèle avec les heures travaillées et l'ISM, le choc de sentiments explique beaucoup plus la variance des heures ici à tous les horizons. Cependant, comme son effet est inverse, il est difficile d'en conclure quoi que ce soit. Aussi, au-delà de 10 périodes, le choc de nouvelles est celui qui explique le plus la variance des heures, résultat plus près de celui de Beaudry et Lucke (2009).

Les résultats du modèle 5 (pp. 69 à 71) sont robustes, mais quelques différences ressortent. Autant avec l'indice de l'ISM que celui du CB, les réponses de la productivité du travail et du PIB suite à un choc technologique sont permanentes. À la suite d'un choc de nouvelles, la réponse de la productivité du travail est

semblable à celle de la TFP dans le cas avec l'ISM, sauf pour ce qui est de la petite baisse temporaire habituelle quelques périodes après le choc. Aussi, la confiance (ISM) ici diminue suite à un choc de nouvelles, mais augmente par la suite. Avec l'indice du CB, suite à un choc de sentiments la réponse de la productivité du travail est plus positive à l'impact et a la forme d'une cloche, mais n'est pas statistiquement significative. L'effet du choc de sentiments sur le PIB passe en territoire positif après 10 périodes, ce qui est plus près de ce que nous attendions, mais ce n'est pas statistiquement significatif. Finalement, la principale différence dans la décomposition de la variance dans les deux cas est dans la part plus importante revenant au choc de sentiments dans la variance de la productivité du travail à tous les horizons. Dans le cas de l'ISM, elle est aussi plus importante à court terme pour le PIB, atteignant près de 40 %. Le choc de nouvelles perd un peu d'importance dans la variance du PIB au bénéfice du choc technologique surprise, mais gagne en importance dans celle de l'inflation au détriment du choc de demande par rapport au modèle 1. Finalement, dans le cas de l'indice du CB, la part revenant au choc de sentiments dans la variance du PIB dépasse le 60 % à court terme alors que sa part dans la variance de l'inflation est moins importante que dans le modèle de base.

Les résultats du modèle 6 (pp. 72 à 74) sont aussi robustes. Quelques différences subsistent dans le modèle avec l'indice de l'ISM. Suite à un choc technologique surprise, la TFP non corrigée a plutôt une réponse en forme de cloche, celle du PIB est plus persistante et la confiance augmente de manière plus importante à la période où le choc se produit. La TFP non corrigée diminue davantage et de manière plus persistante suite à un choc de demande. Suite à un choc de sentiments, elle augmente après quelques périodes avant de retomber dans le négatif, et ce, de manière plus marquée que dans le modèle 1. La part revenant aux chocs de sentiments et de demande dans la variance de la TFP non corrigée est plus



importante ici à moyen terme au détriment du choc de nouvelles. Dans la variance du PIB, la part du choc de sentiments est moins importante et celle du choc de nouvelles l'est aussi beaucoup moins au profit du choc technologique. La part du choc de sentiments dans la variance de la confiance est un peu moins importante ici au profit du choc technologique. Avec l'indice du CB, la réponse du PIB à un choc technologique surprise est plus forte et plus persistante, la confiance aussi réagit plus fortement. Suite à un choc de nouvelles, l'inflation augmente au lieu de diminuer et la réponse de la TFP non corrigée est plus négative, quoique non significative. Le choc de sentiments a ici un effet positif sur le PIB après seulement deux périodes, un des rares cas dans le modèle avec l'indice du CB, mais l'effet n'est pas très significatif. Dans la variance de la TFP non corrigée, la part revenant au choc de sentiments est importante atteignant près de 40 % après 30 périodes. Contrairement au modèle de base, sa part dans la variance du PIB est plus importante à long terme qu'à court terme alors qu'ici le choc semble mieux identifié. Par contre, cette mesure de TFP est critiquable, puisqu'elle n'est pas corrigée pour l'utilisation des facteurs de production. Finalement, la part du choc de sentiments dans la variance de l'inflation est beaucoup moins importante, alors qu'elle est très importante à tous les horizons dans celle de la confiance.

Avec les mesures alternatives d'inflation, soit les modèles 7 et 8 (pp. 75 à 80), les résultats sont encore robustes. La part du choc de sentiments dans la variance du PIB est dans le modèle 7 avec l'indice de l'ISM un peu moins importante à court terme que dans le modèle 1. Avec l'indice du CB et l'IPC alternatif, la TFP augmente quelques périodes après un choc de demande, mais le résultat n'est pas significatif. Dans ce modèle, la part revenant au choc de sentiments dans la variance de la TFP à long terme et dans celle de l'inflation à tous les horizons est plus importante que dans le modèle 1. Aussi, l'effet d'un choc de sentiments devient rapidement positif sur le PIB et explique à court terme une

part importante de sa variance. Avec l'indice de prix du PIB et l'indice du CB, l'inflation diminue suite à un choc technologique surprise positif, alors que la part revenant au choc de sentiments dans la variance de l'inflation est un peu plus importante.

En bref, les résultats trouvés à partir du modèle de base sont robustes. Certains cas intéressants ont été soulignés comme celui des heures travaillées et plus particulièrement celui de l'investissement. En effet, lorsque l'indice de confiance de l'ISM est utilisé, les chocs de sentiments représentent une part importante dans la variance à court terme de l'investissement. Ensuite, la réponse négative des quantités s'étalant sur plusieurs périodes suite à un choc de sentiments positif trouvé à partir de l'indice de confiance du CB, est corrigée lorsque TFP non corrigée est utilisée. Par contre, cette série est imparfaite, puisqu'elle n'est pas corrigée pour l'utilisation des facteurs de production. Avec certaines séries alternatives, la réponse du PIB suite à un choc de sentiments finit par être positive après quelques périodes seulement et souvent de manière plus importante que dans le modèle de base, par contre le résultat est rarement statistiquement significatif. Finalement, deux cas de figure intéressants sont aussi ceux de l'investissement et de la consommation, qui montrent bien comment lorsque la confiance est mesurée pour des acteurs économiques différents (producteurs au lieu de consommateurs), cela peut affecter ces deux variables différemment alors que la première réagit beaucoup plus au choc de sentiments que la deuxième.

### 4.3 Barsky et Sims

Finalement, la robustesse des résultats est testée avec la méthodologie de Barsky et Sims (2011). Le SVAR est estimé avec quatre retards. Les simulations des fonctions de réponse ont été faites avec un intervalle de confiance à 90 % à partir de la méthode *bootstrap* à 2 000 répétitions. Les résultats se retrouvent dans les

figures C.22 à C.24 (pp. 81 à 83).

Les résultats estimés avec l'indice de confiance de l'ISM sont semblables à ceux du modèle de base. Certaines différences ressortent néanmoins. Suite à un choc de nouvelles, le sommet atteint par la confiance est ici plus élevé. En ce qui concerne la décomposition de la variance, un résultat important ressort pour la place des chocs de sentiments dans les fluctuations macroéconomiques. En effet, la part revenant au choc de sentiments dans la variance du PIB est plus importante à court terme ici que dans le modèle de base, alors qu'elle atteint un peu plus de 40 %. Pour ce qui est de la variance de l'inflation, elle est un peu moins importante à tous les horizons. Le choc de nouvelles est maintenant celui qui explique le plus de la variance de l'inflation à tous les horizons. Sa part est aussi un peu plus importante dans la variance de la confiance des producteurs.

Les résultats estimés avec l'indice de confiance du CB sont encore une fois semblables à ceux du modèle de base, malgré quelques différences. La réaction de l'inflation suite à un choc de nouvelles positif est ici plus négative que dans le modèle 1. Suite à un choc de demande, le PIB augmente davantage à court terme et sa réponse a une forme de cloche, alors que la confiance augmente plus à la période zéro et finit par diminuer de manière plus prononcée. La fonction de réponse du PIB suite à un choc de sentiments a une forme semblable ici à celle du modèle de base, mais lorsqu'elle devient positive, ses valeurs sont plus élevées. Ainsi, la part revenant au choc de sentiments dans la variance du PIB est moins élevée à court terme que dans le modèle 1, mais semblable au cas avec l'ISM (40 %), alors que le choc de demande explique un peu plus de la variance du PIB à tous les horizons. Comme dans le cas précédent avec l'ISM, le choc de nouvelles est plus important à tous les horizons dans la variance de l'inflation, alors que le choc de sentiments est un peu moins important sur l'horizon complet. Finalement, la part revenant au choc de demande dans la variance de la confiance est un peu plus importante

à tous les horizons au détriment du choc de nouvelles par rapport au modèle de base.

Lorsque comparés aux résultats de Barsky et Sims (2011), les remarques suivantes s'appliquent pour la plupart des résultats, peu importe l'indice de confiance. La forme des fonctions de réponse de la TFP et du PIB suite à un choc de nouvelle est semblable. En ce qui concerne le choc technologique surprise, son effet sur la TFP est similaire ici à leurs résultats, par contre son effet sur le PIB est plus près de celui des heures travaillées dans leur article. Au niveau de la part du choc de nouvelles dans la variance des différentes séries, nos résultats sont similaires à ceux de Barsky et Sims (2011) en ce qui concerne la TFP. Pour le PIB, l'évolution de la part revenant au choc de nouvelles est similaire ici à celle de leur article, mais à tous les horizons elle est toujours plus importante dans nos résultats. Pour ce qui est de la variance de l'inflation et de la confiance, qui dans Barsky et Sims (2011) concerne les consommateurs, les résultats sont similaires seulement lorsque l'indice du CB est utilisé.

## CONCLUSION

Ce mémoire s'est intéressé aux cycles économiques et à leurs sources, sujet très vaste en macroéconomie. Plus particulièrement, il visait à évaluer l'effet des chocs de sentiments sur les fluctuations macroéconomiques américaines. L'intérêt pour ce type de chocs est revenu à l'avant-plan suite à l'article théorique d'Angeletos et La'O (2013). Ce dernier a incité Fève et Guay (2015) à développer une nouvelle méthode empirique pour évaluer leur contribution aux cycles. En ce qui nous concerne, cette nouvelle méthodologie SVECM a été reprise ici et deux indices de confiance ont été utilisés à des fins de comparaisons, soit celui des producteurs manufacturiers et celui des dirigeants d'entreprise.

En bref, les chocs de sentiments ne semblent pas être la source principale des fluctuations macroéconomiques américaines, n'expliquant pas la majorité de la variance du PIB et de l'inflation, lorsque mesurés avec l'indice de confiance de l'ISM. Cette conclusion concorde avec celle de Fève et Guay (2015), même si en général les parts revenant aux chocs de sentiments sont plus importantes dans le PIB et l'inflation avec un indice de confiance des producteurs. Certains résultats intéressants ont aussi été trouvés grâce aux modélisations alternatives. En effet, lorsque l'indice de confiance de l'ISM était utilisé avec l'investissement, les résultats laissaient alors supposer que le choc de sentiments représentait une part importante à court terme de la variance de cette variable alternative de quantités. Un résultat similaire a aussi été trouvé avec la méthodologie alternative de Barsky et Sims (2011). Dans ce cas, le choc de sentiments expliquait une part importante de la variance du PIB à court terme. Par contre, le portrait est un peu moins clair lorsque l'indice de confiance du CB est utilisé. Dans plusieurs cas de figure, dont

le modèle de base, le choc de sentiments explique plus de la moitié de la variance du PIB à court terme. Cependant, l'effet du choc est contraire à ce qui est attendu durant plusieurs périodes sur le PIB. Ce problème est quelques fois réglé ou du moins atténué lorsque certaines séries alternatives sont utilisées.

Aussi, l'indice de confiance des producteurs manufacturiers américains qui est le moins précurseur des deux indices, donc potentiellement influencé par des fondamentaux économiques, est celui qui donne des résultats concordant davantage avec la théorie économique et la littérature existante. Malheureusement, alors que l'indice de confiance du CB est basé sur les attentes dans six mois des dirigeants d'entreprise, il est celui des deux qui est le moins bon précurseur du PIB. Cette faiblesse pourrait expliquer les résultats mitigés l'entourant lorsque les fonctions de réponse et les décompositions de variance ont été utilisées. Ainsi, l'utilisation et la comparaison de deux indices ont été utiles puisque même si plusieurs résultats sont similaires, ceux entourant le PIB ne concordent pas. Plusieurs choses pourraient expliquer ce résultat, dont la construction différente des deux indices ou encore la sensibilité de certains résultats aux séries retenues, comme la TFP qui est souvent la série macroéconomique la plus critiquée.

Finalement, les résultats observés dans le présent mémoire, malgré leurs limites, sont pertinents, car ils soulèvent l'importance relative des chocs moins traditionnels, comme ceux des chocs de sentiments, sur les fluctuations macroéconomiques. Il serait alors intéressant de chercher quelles seraient les implications de cette réalité pour les politiques économiques, comme la politique monétaire.

## ANNEXE A

### DONNÉES : SOURCES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau A.1: Sources des séries macroéconomiques

Séries macroéconomiques	Sources	En ligne
TFP corrigée	Fernald	Fernald*
PIB réel	Bureau of Economic Analysis	FRED II**
Population des 16 ans et plus	Bureau of Labor Statistics	FRED II
IPC (tous les items)	Bureau of Labor Statistics	FRED II
Indice de confiance des producteurs manufacturiers	ISM	FRED II
Indice de confiance des dirigeants d'entreprise	CB	CB
Dépenses de consommation en biens durables	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Investissement fixe des entreprises	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Indice de prix (biens durables)	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Indice de prix (investissement fixe)	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Dépenses de consommation en biens non durables	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Dépenses de consommation en services	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Indice de prix (biens non durables)	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Indice de prix (services)	Bureau of Economic Analysis	FRED II
Heures totales	Francis et Ramey	Ramey*
TFP non corrigée	Fernald	Fernald
Indice de prix (PIB)	Bureau of Economic Analysis	FRED II
IPC (hors alimentation et énergie)	Bureau of Labor Statistics	FRED II

**Notes :**

\* Voir dans les références pour leur site Internet respectif.

\*\*FRED II est la base de données en ligne de la Réserve fédérale américaine de St-Louis.

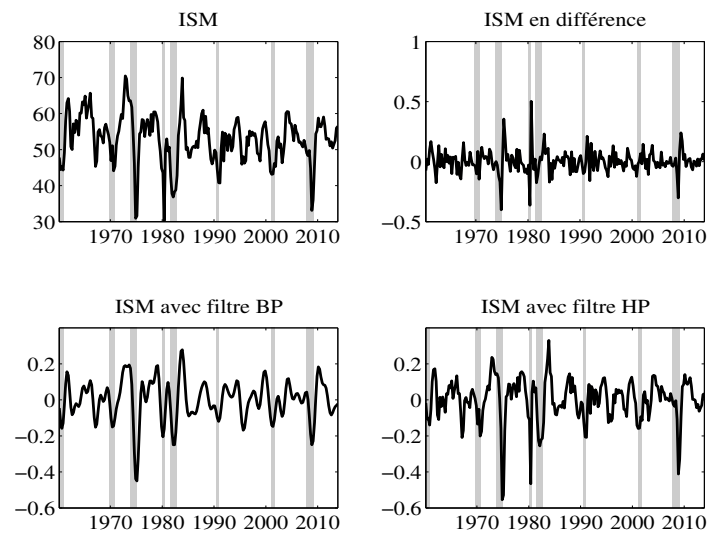


Figure A.1: Indice de confiance de l'ISM

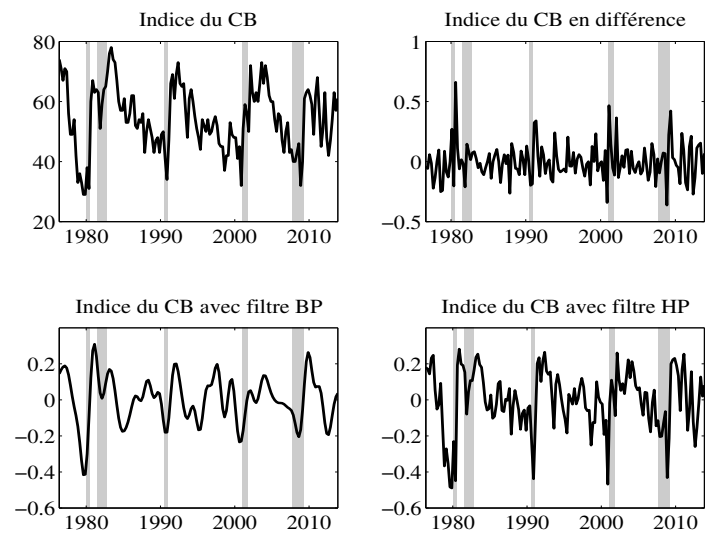


Figure A.2: Indice de confiance du CB

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



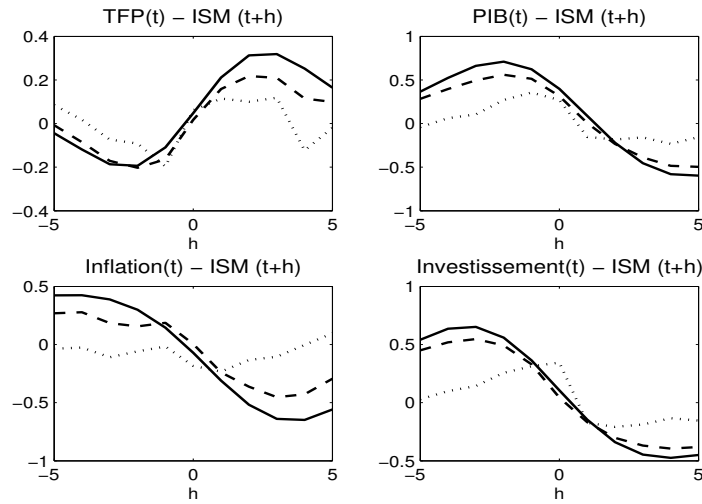


Figure A.3: Corrélations croisées de l'indice ISM (1960Q2 à 2013Q4)

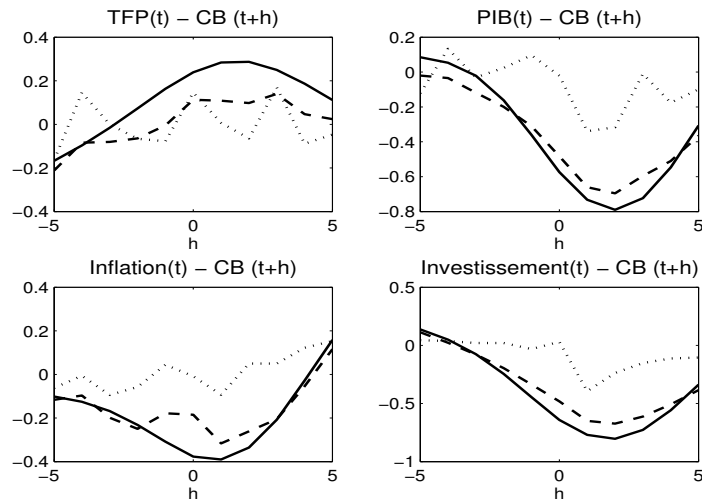


Figure A.4: Corrélations croisées de l'indice du CB (1976Q3 à 2013Q4)

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

## ANNEXE B

### RÉSULTATS DU MODÈLE DE BASE

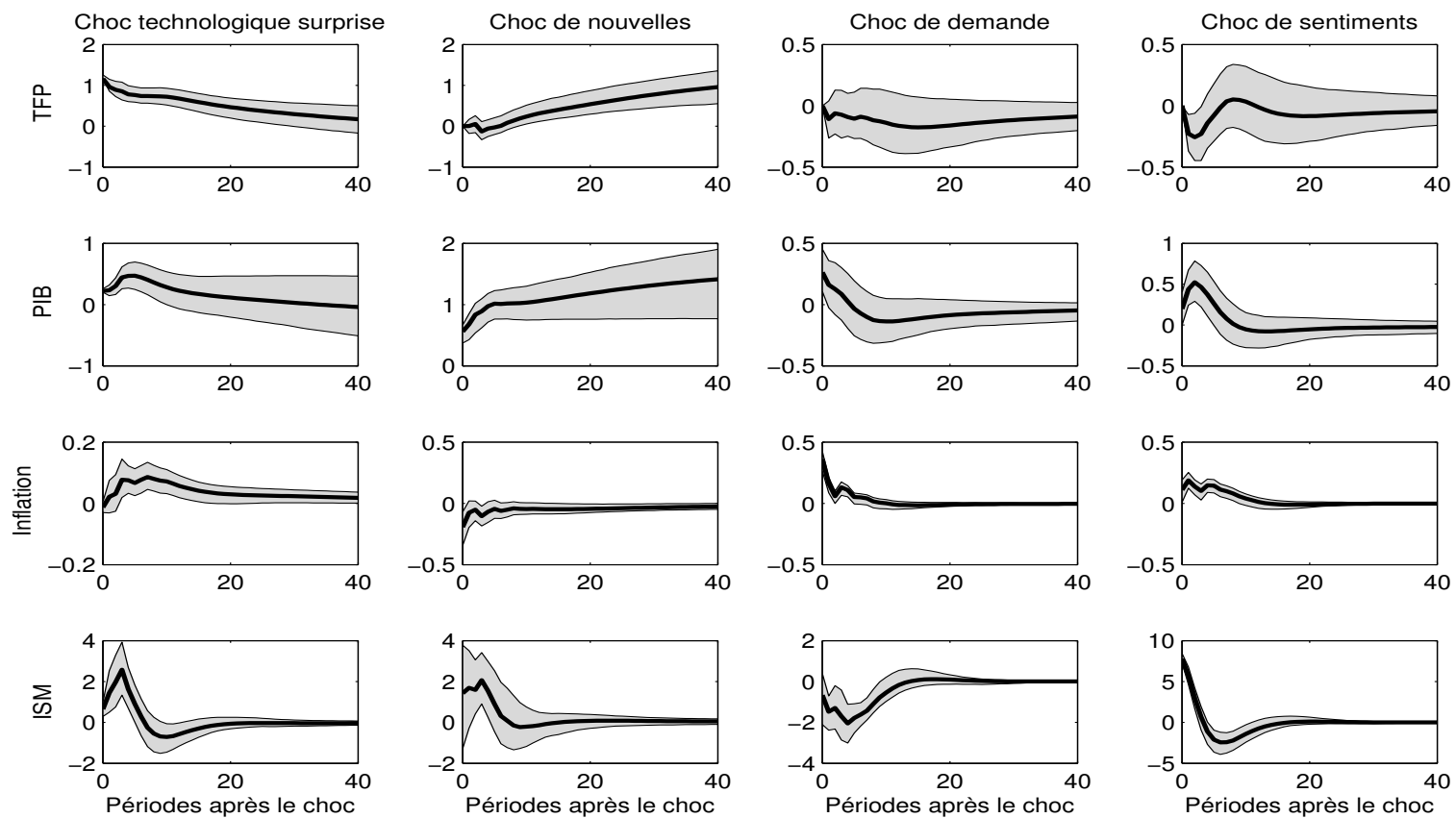


Figure B.1: Fonctions de réponse - Modèle 1 et ISM

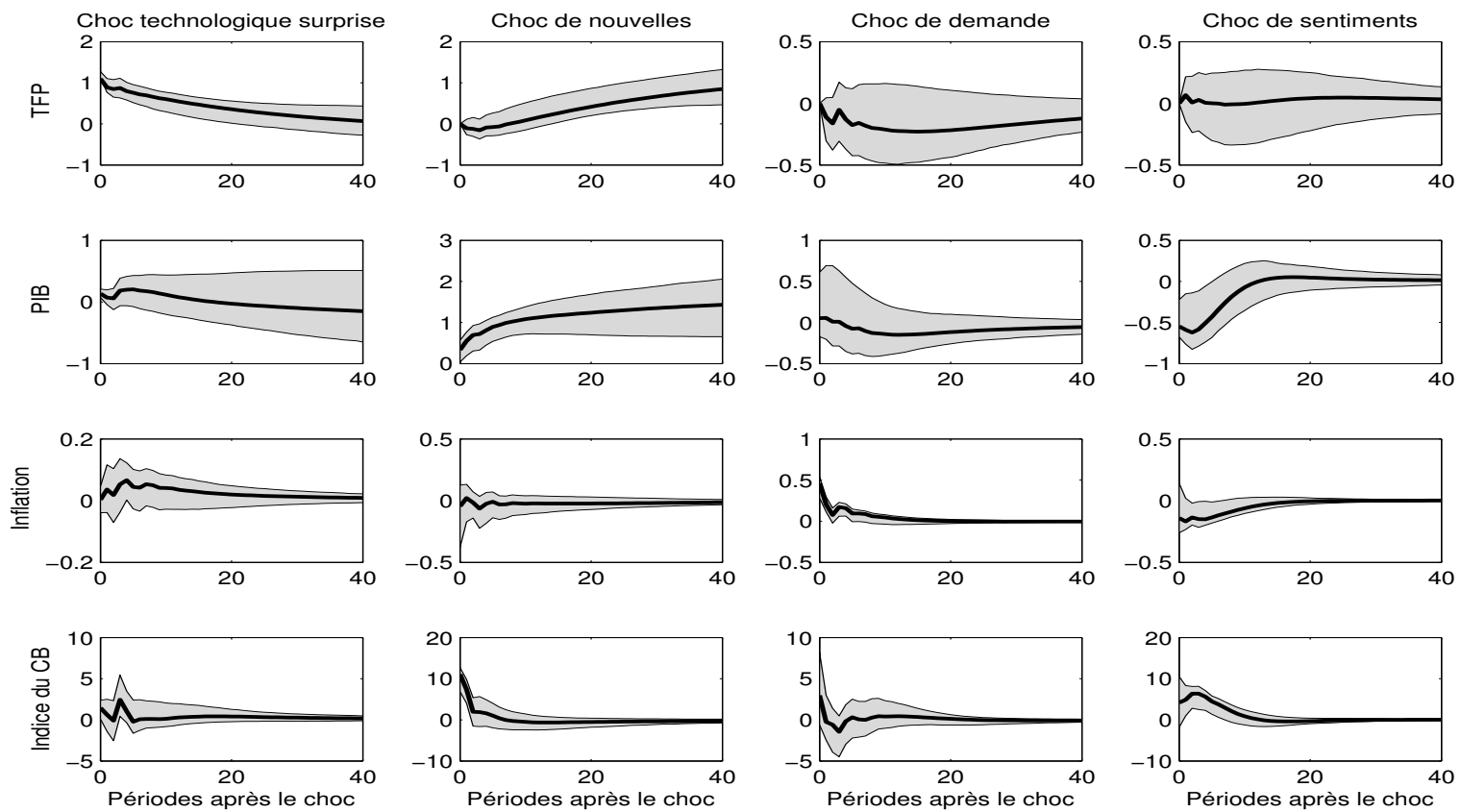


Figure B.2: Fonctions de réponse - Modèle 1 et CB

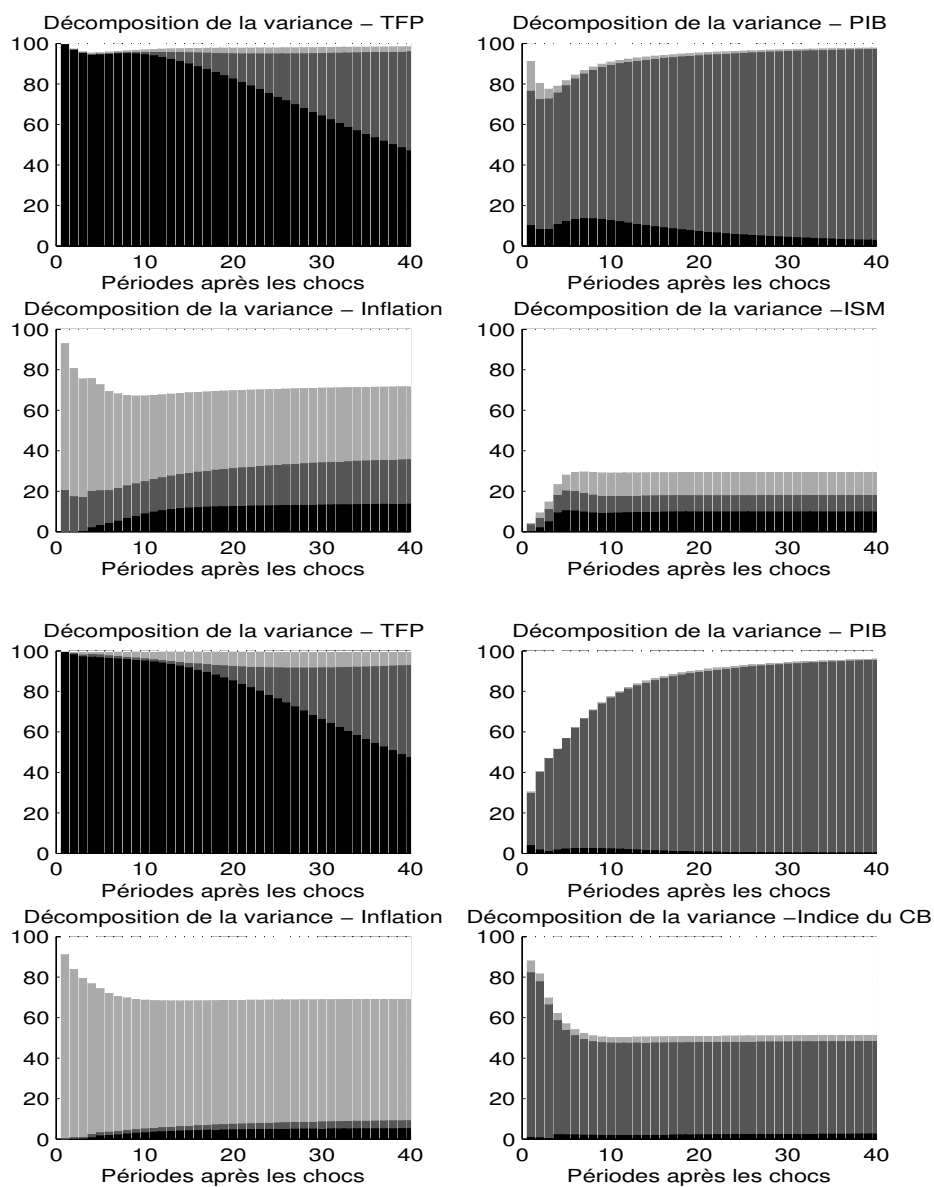


Figure B.3: Décompositions de variance - Modèles 1

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

## ANNEXE C

### RÉSULTATS DES MODÉLISATIONS ALTERNATIVES

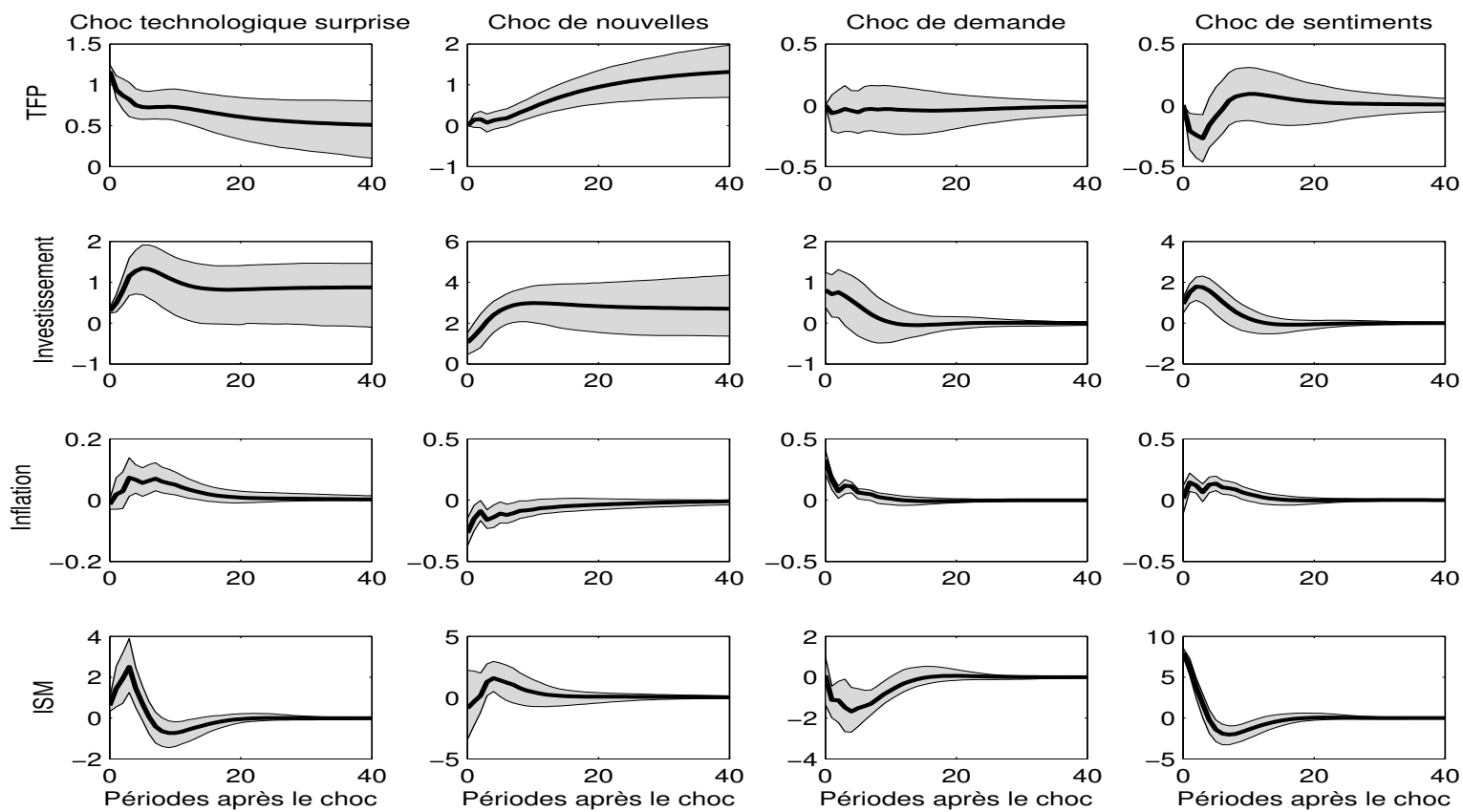


Figure C.1: Fonctions de réponse - Modèle 2 et ISM

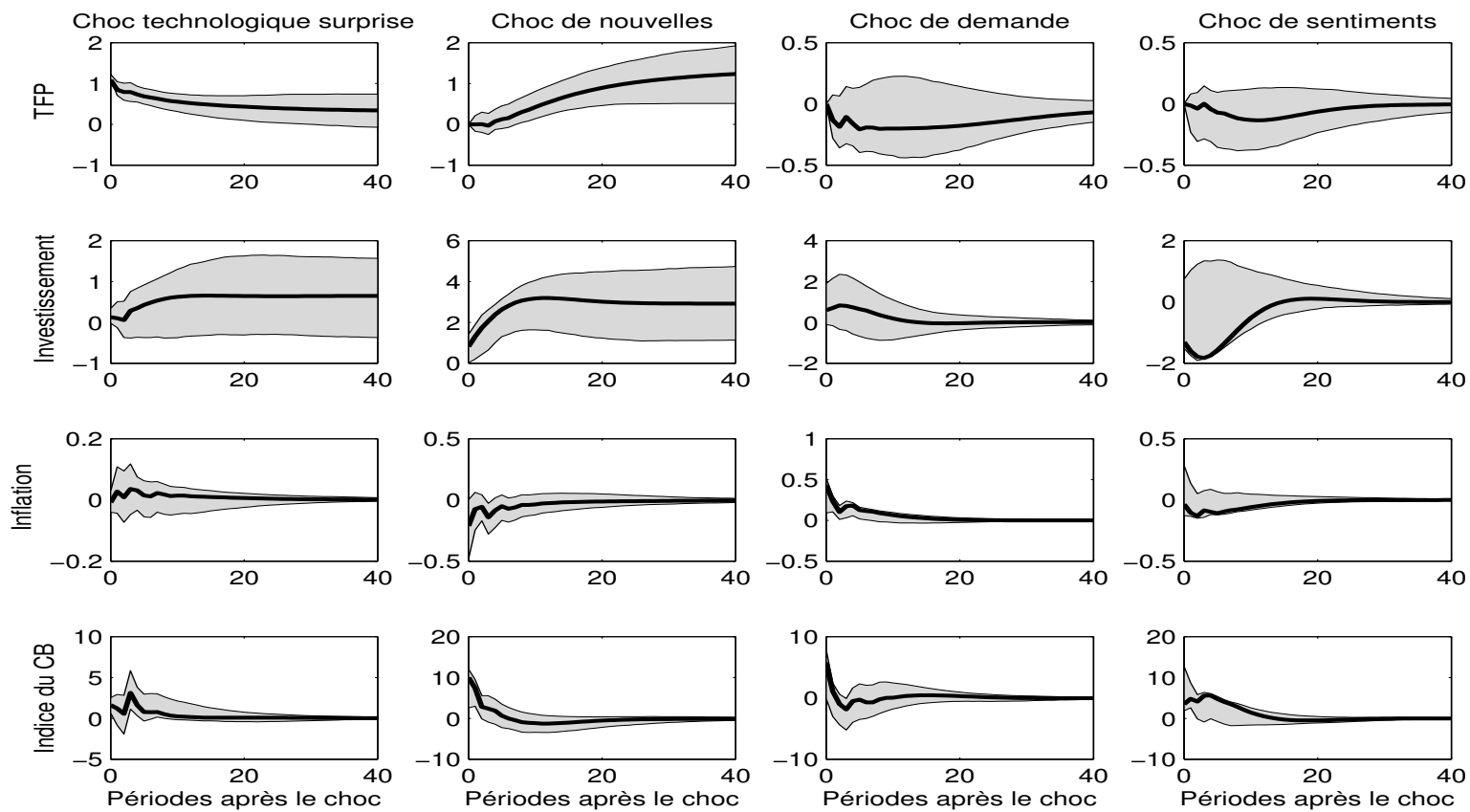


Figure C.2: Fonctions de réponse - Modèle 2 et CB



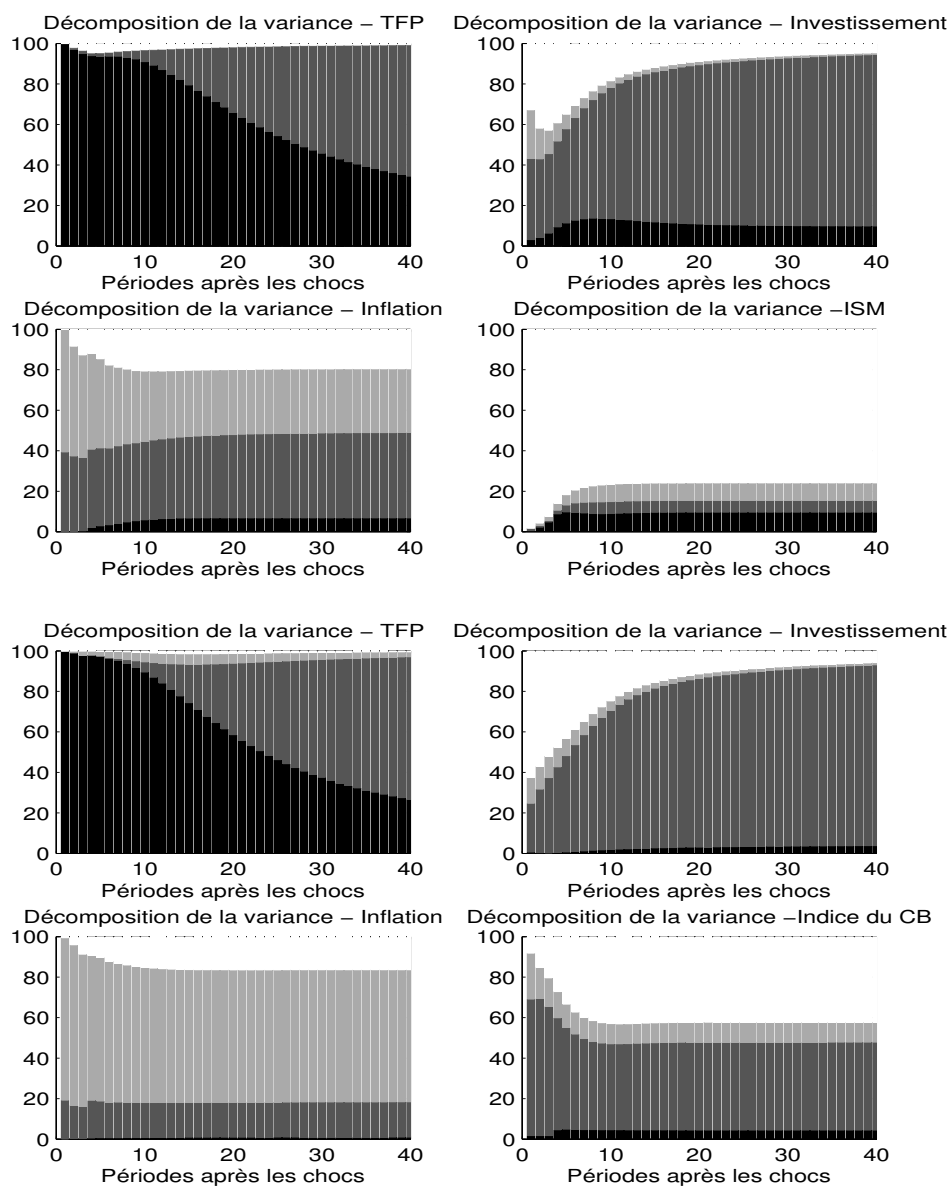


Figure C.3: Décompositions de variance - Modèles 2

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

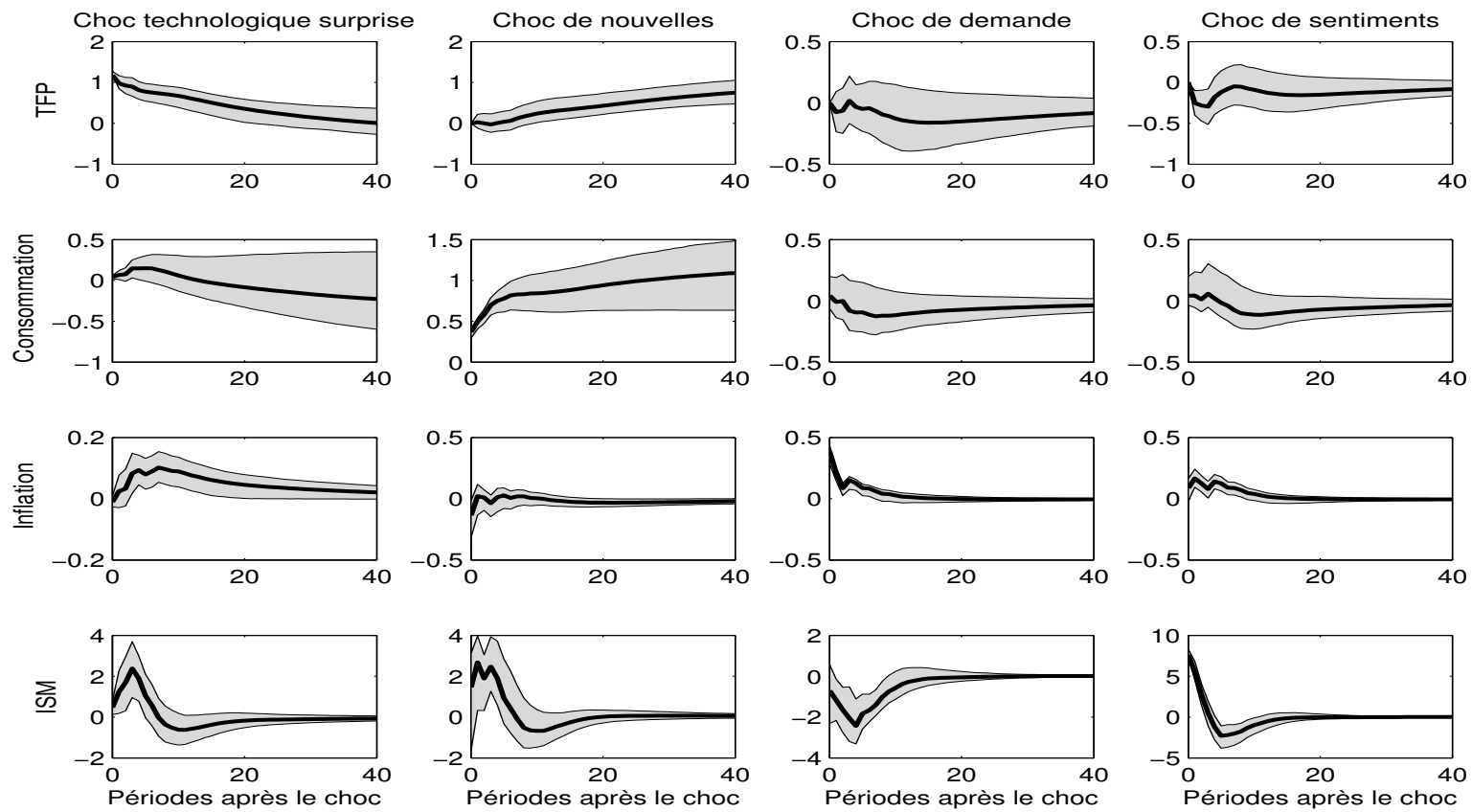


Figure C.4: Fonctions de réponse - Modèle 3 et ISM

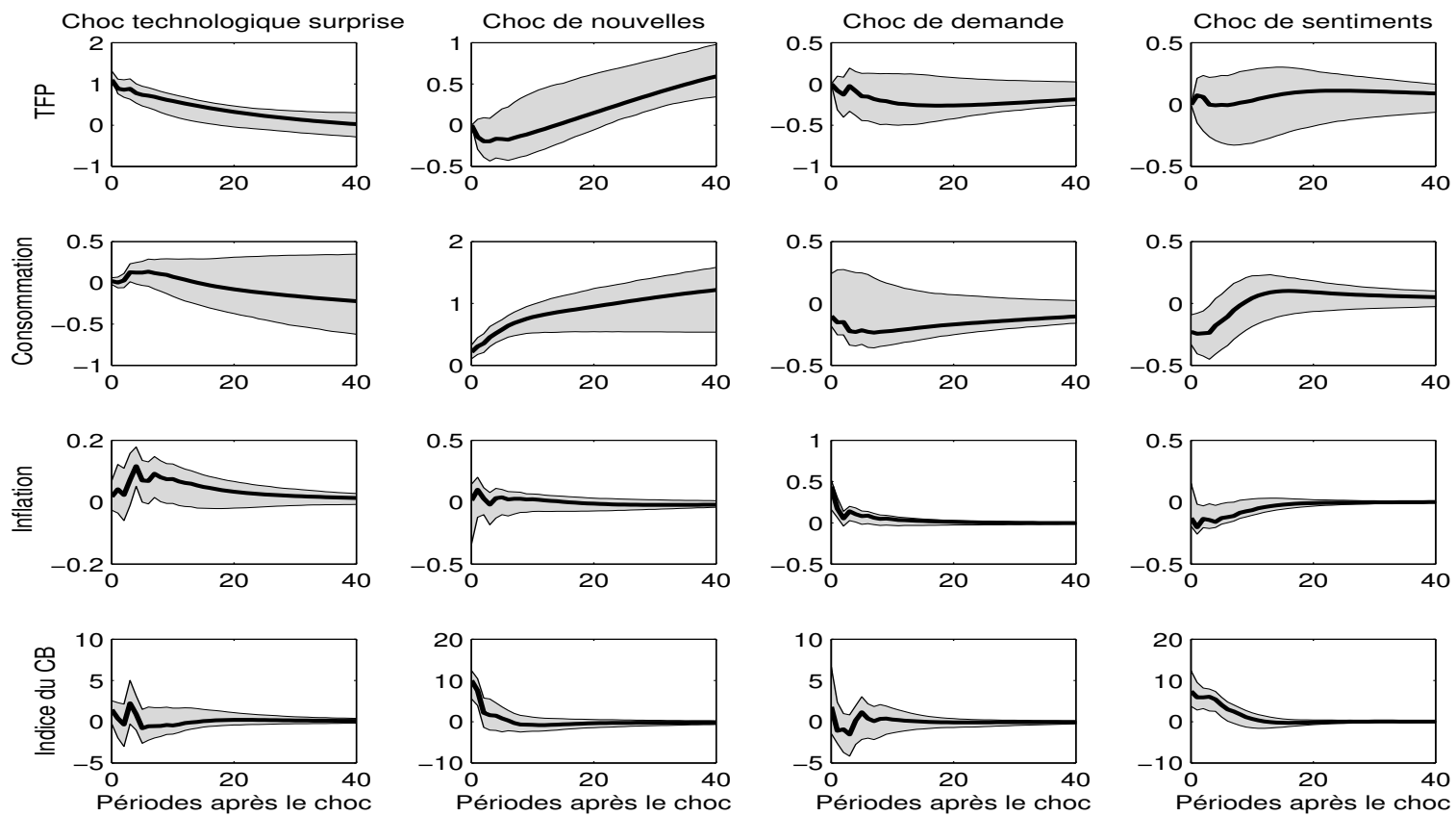


Figure C.5: Fonctions de réponse - Modèle 3 et CB

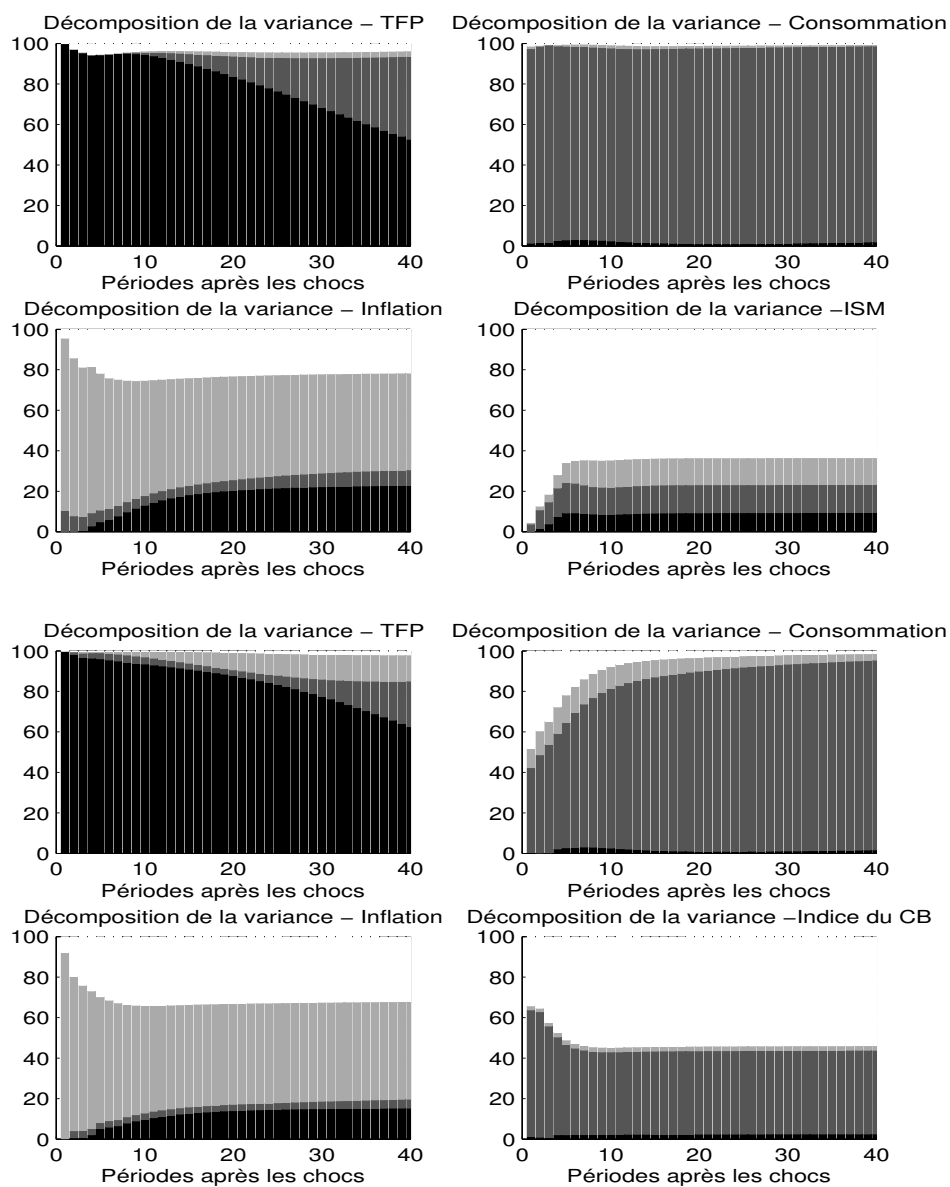


Figure C.6: Décompositions de variance - Modèles 3

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

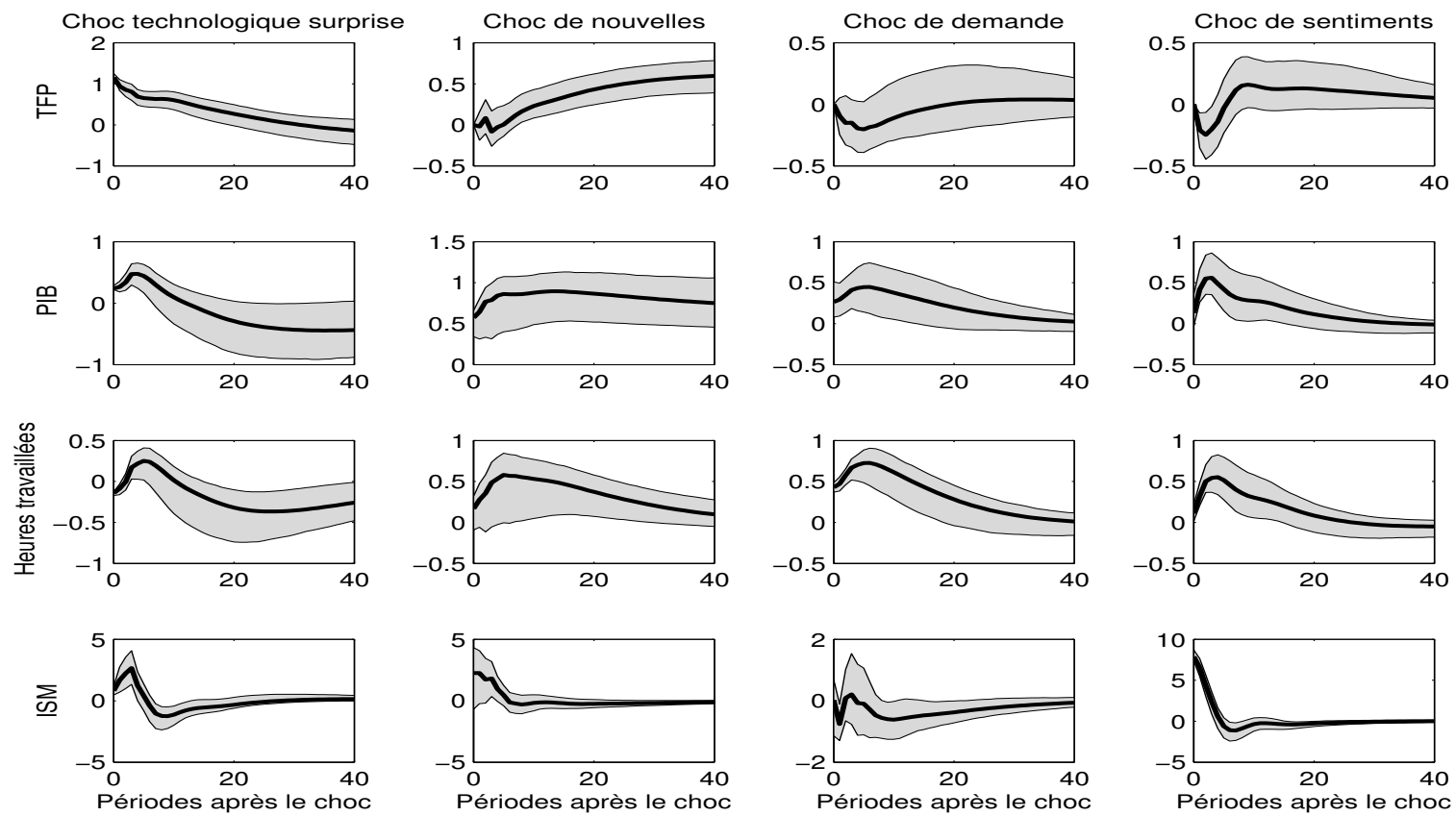


Figure C.7: Fonctions de réponse - Modèle 4 et ISM

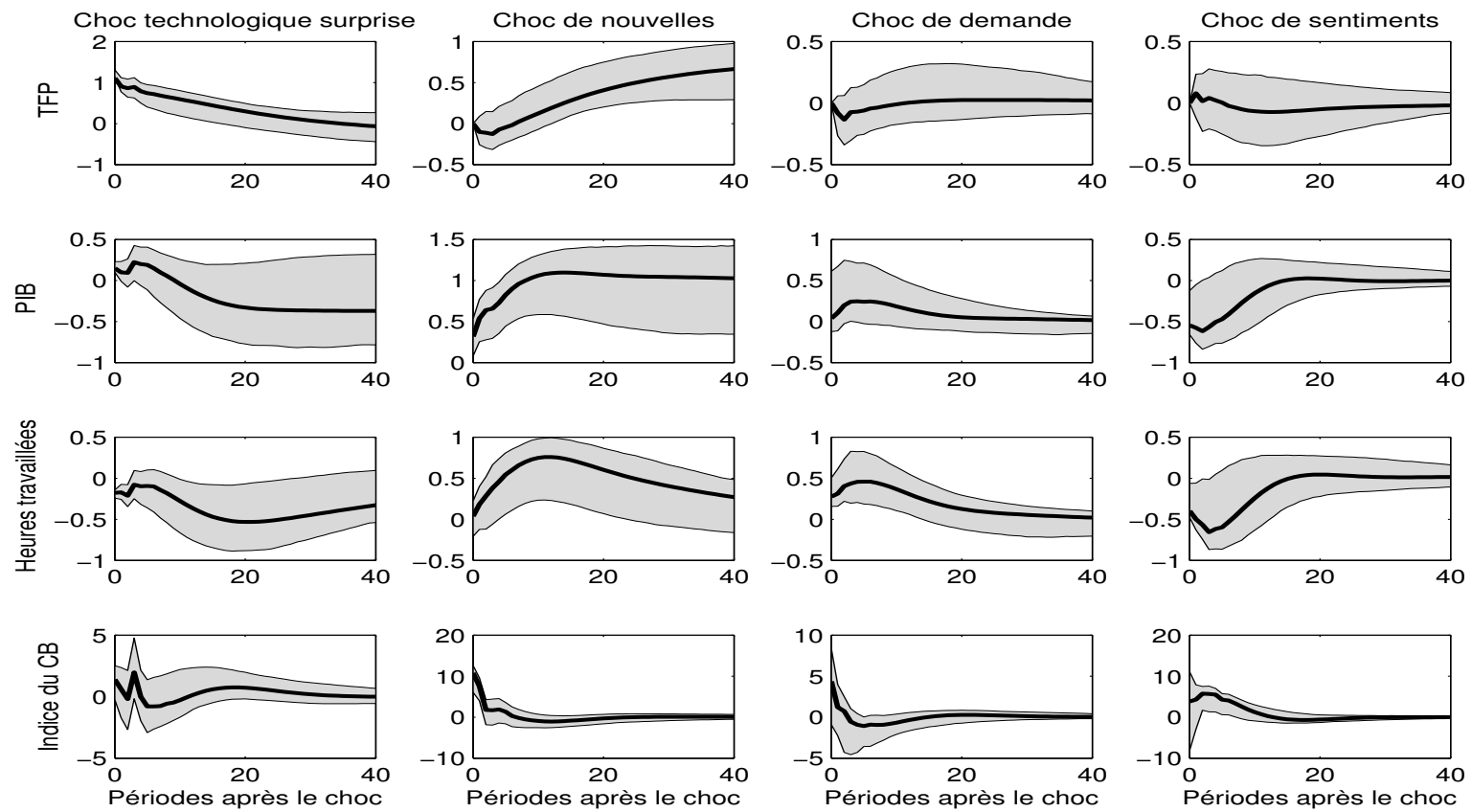


Figure C.8: Fonctions de réponse - Modèle 4 et CB

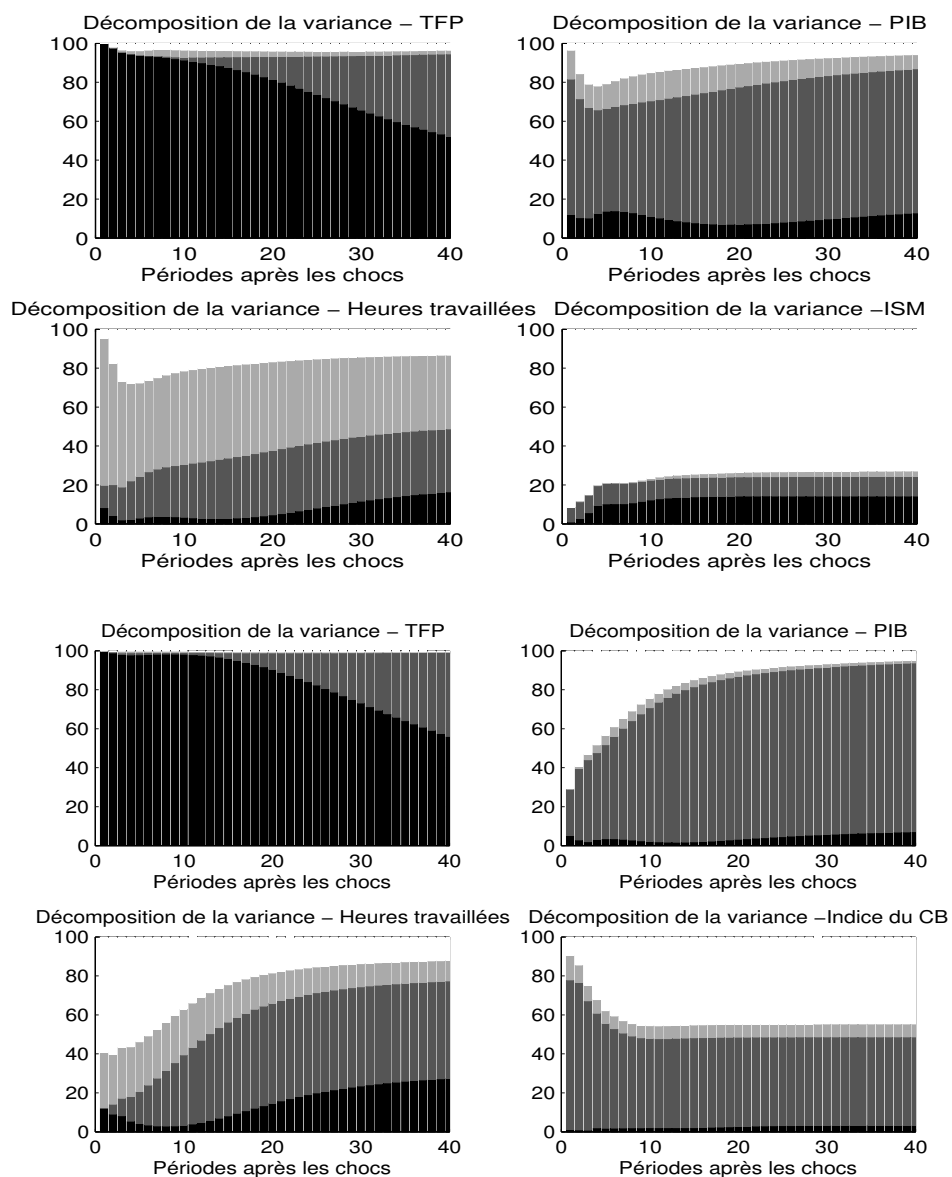


Figure C.9: Décompositions de variance - Modèles 4

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

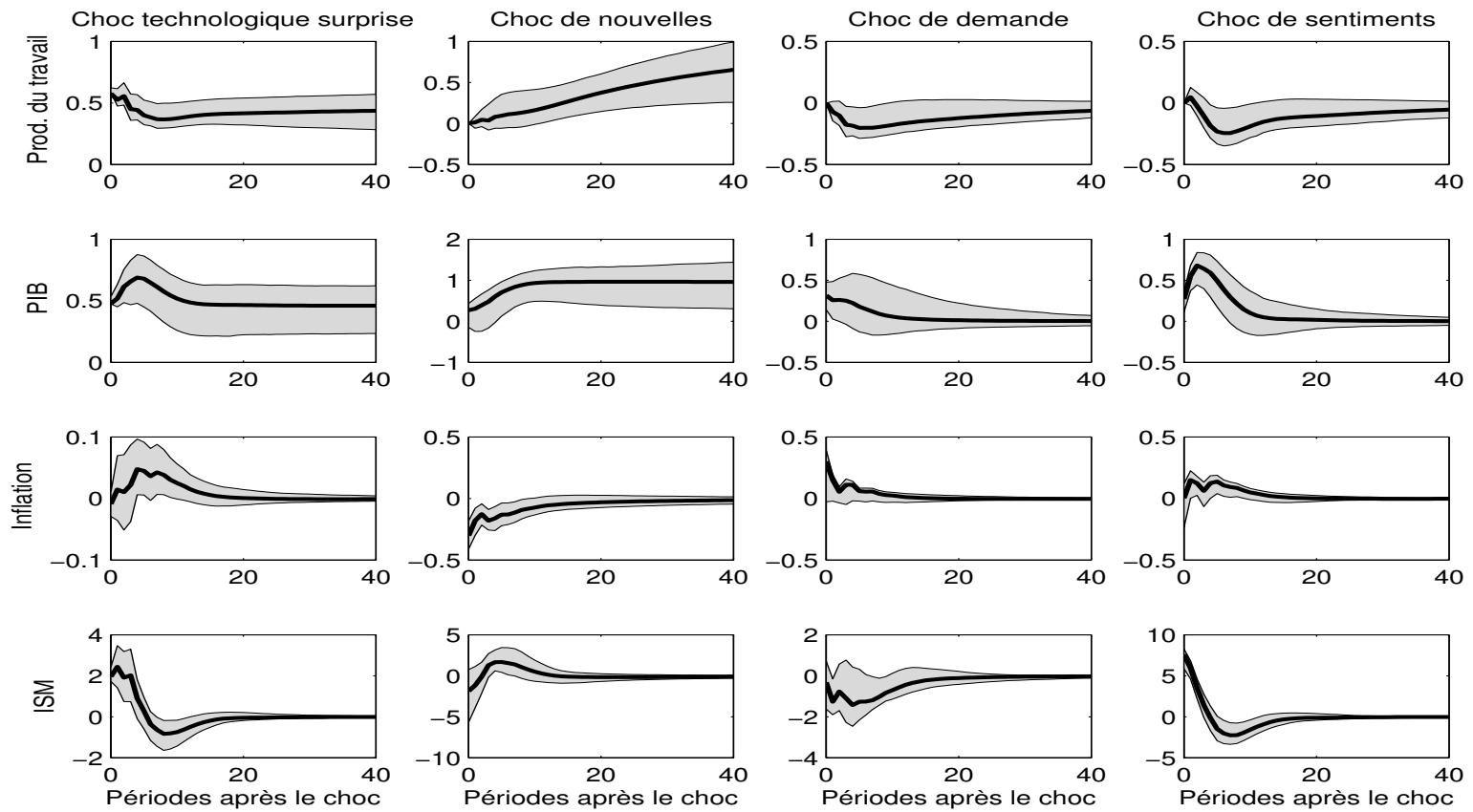


Figure C.10: Fonctions de réponse - Modèle 5 et ISM



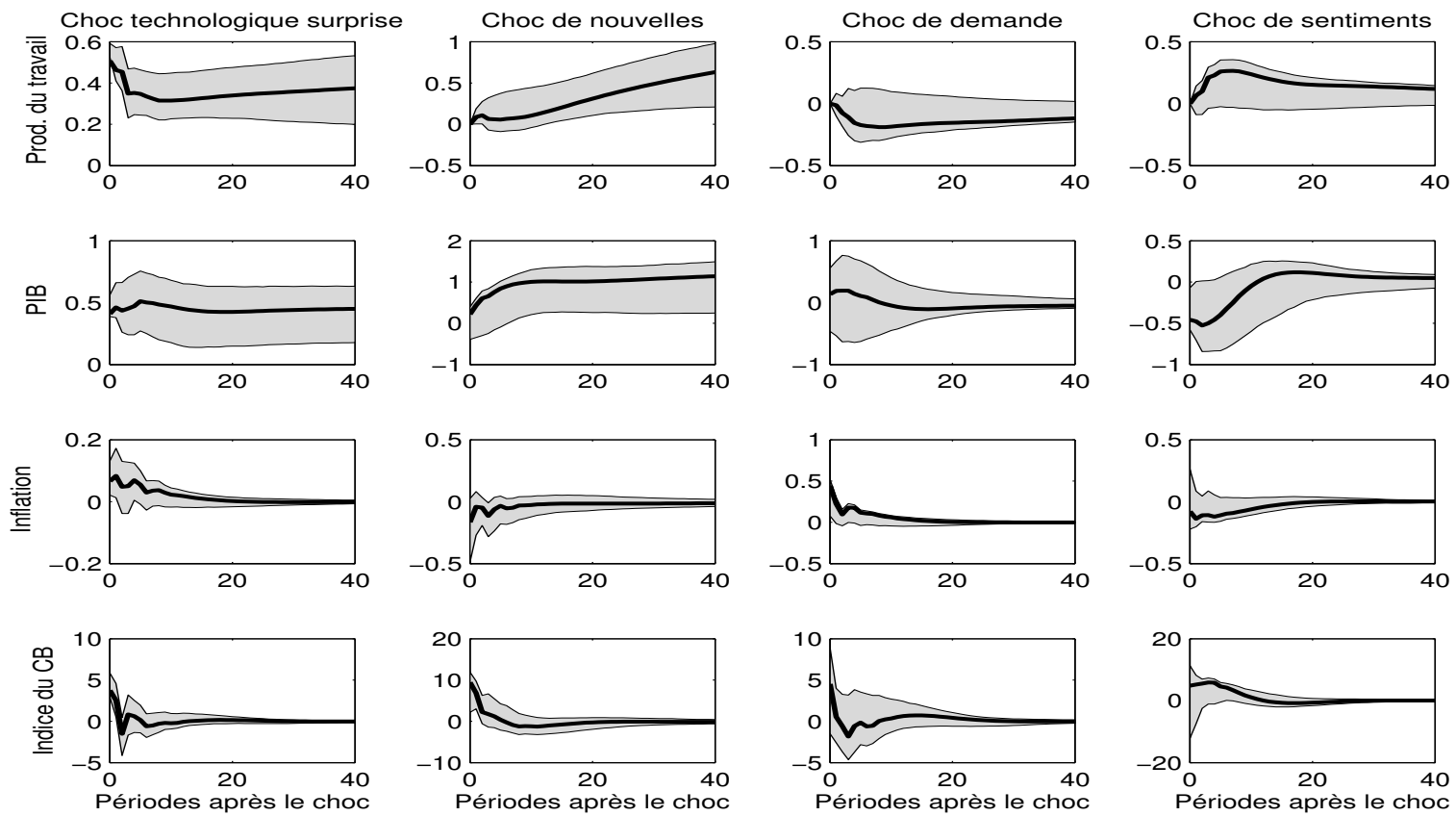


Figure C.11: Fonctions de réponse - Modèle 5 et CB

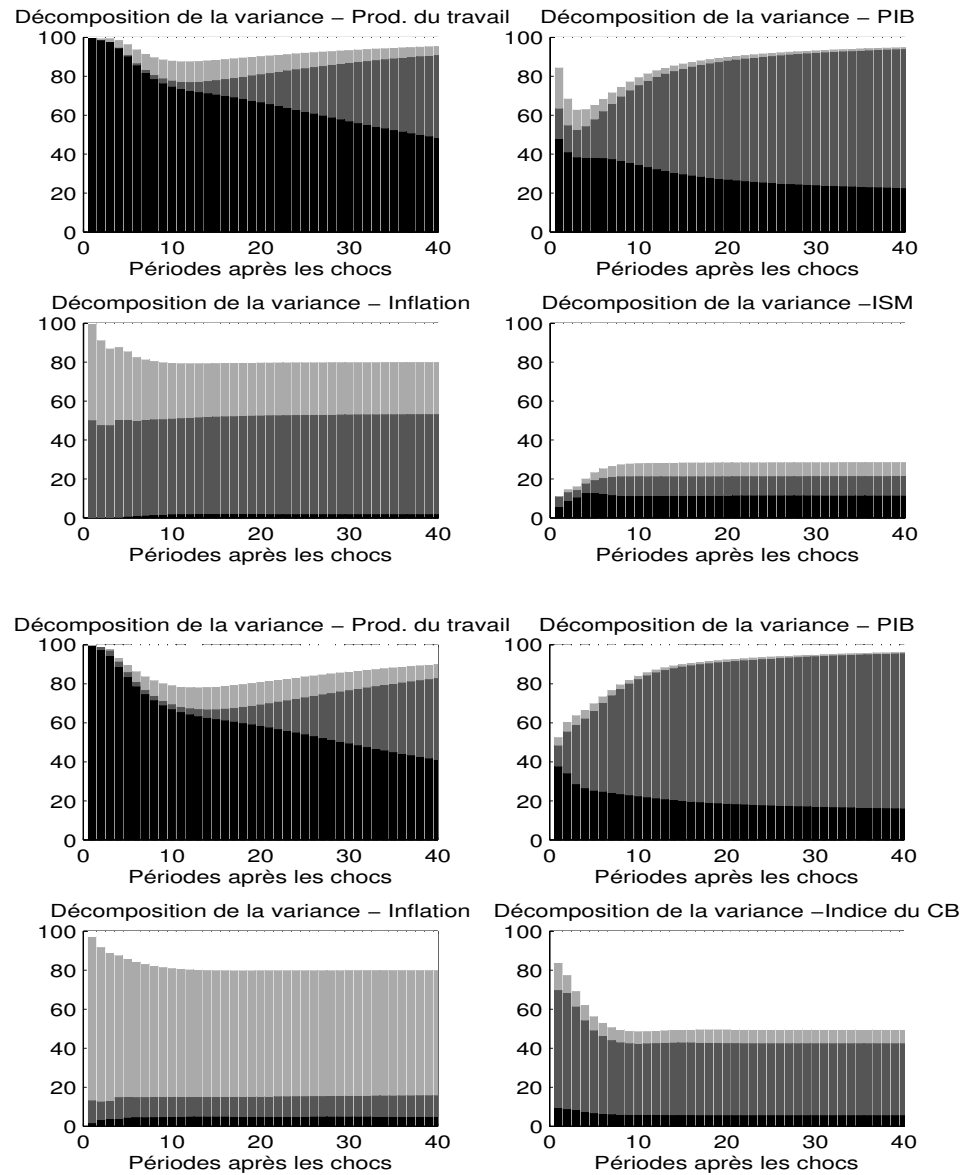


Figure C.12: Décompositions de variance - Modèles 5

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

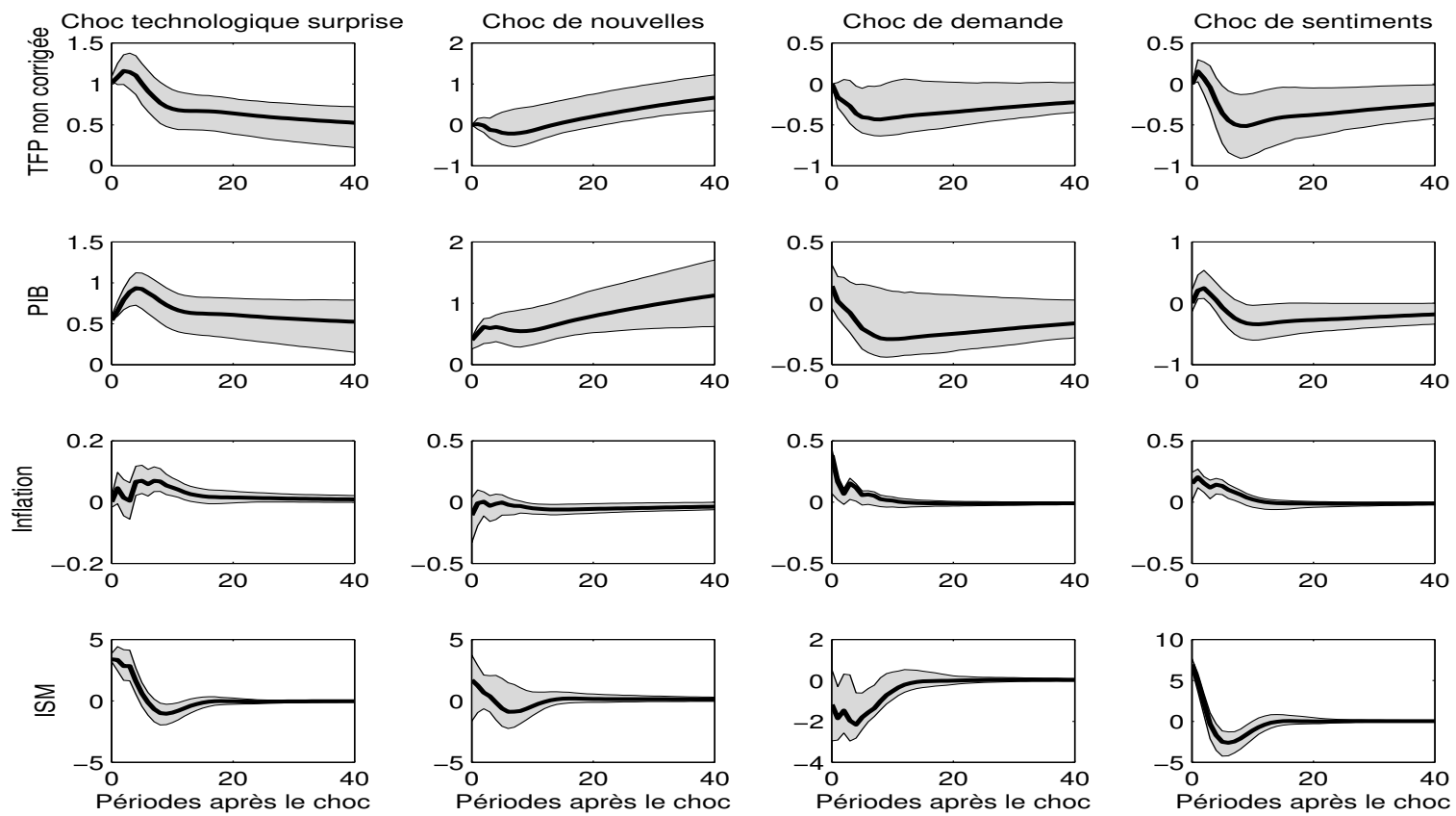


Figure C.13: Fonctions de réponse - Modèle 6 et ISM

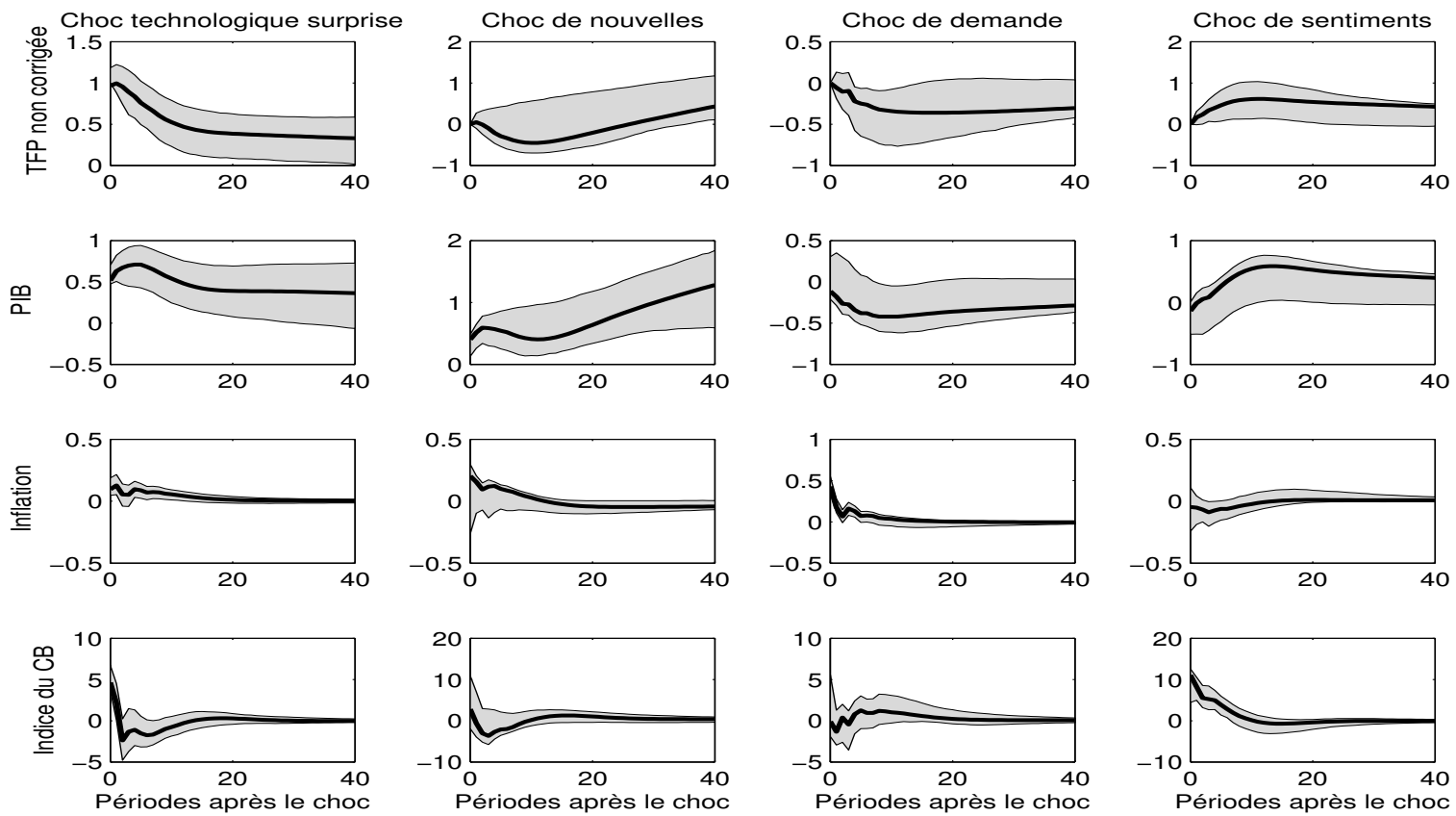


Figure C.14: Fonctions de réponse - Modèle 6 et CB

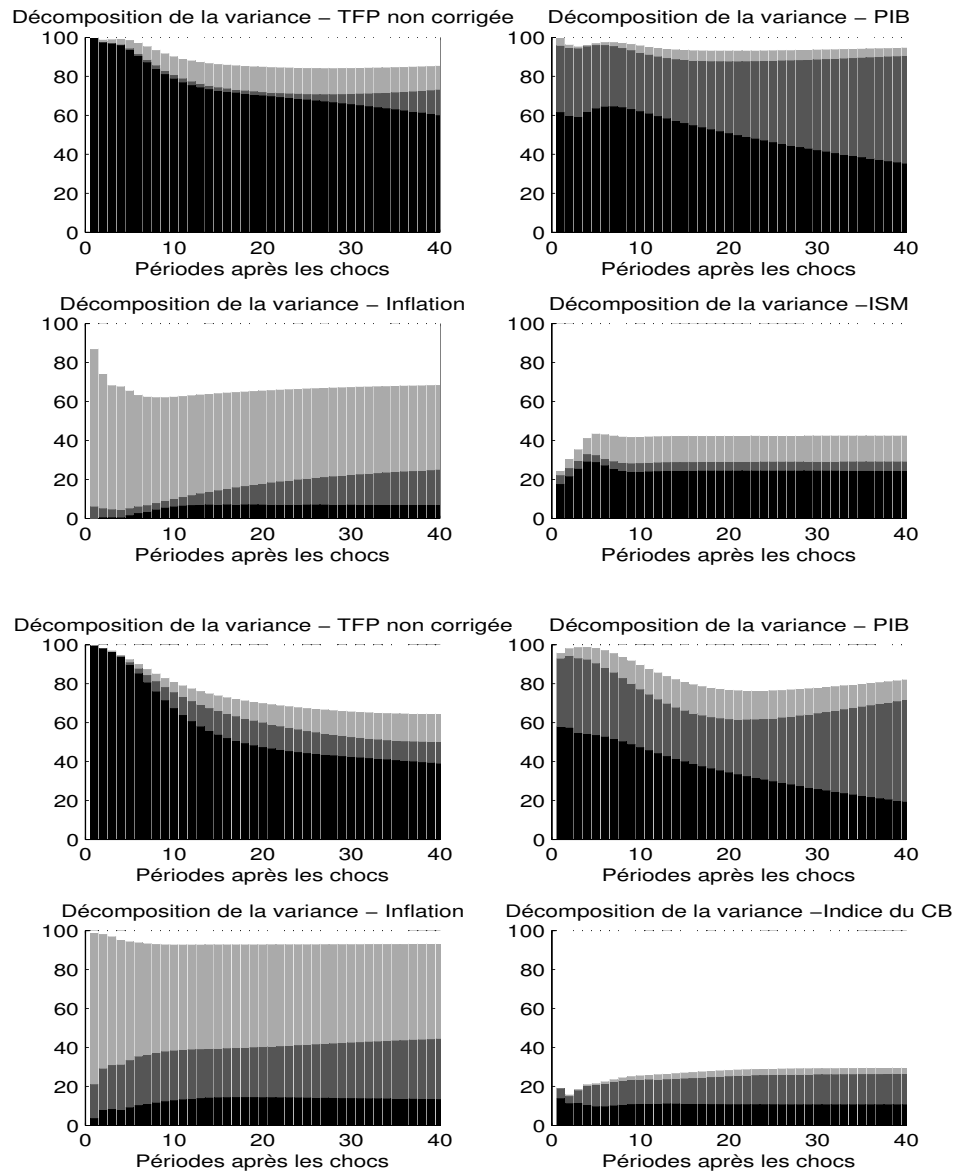


Figure C.15: Décompositions de variance - Modèles 6

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

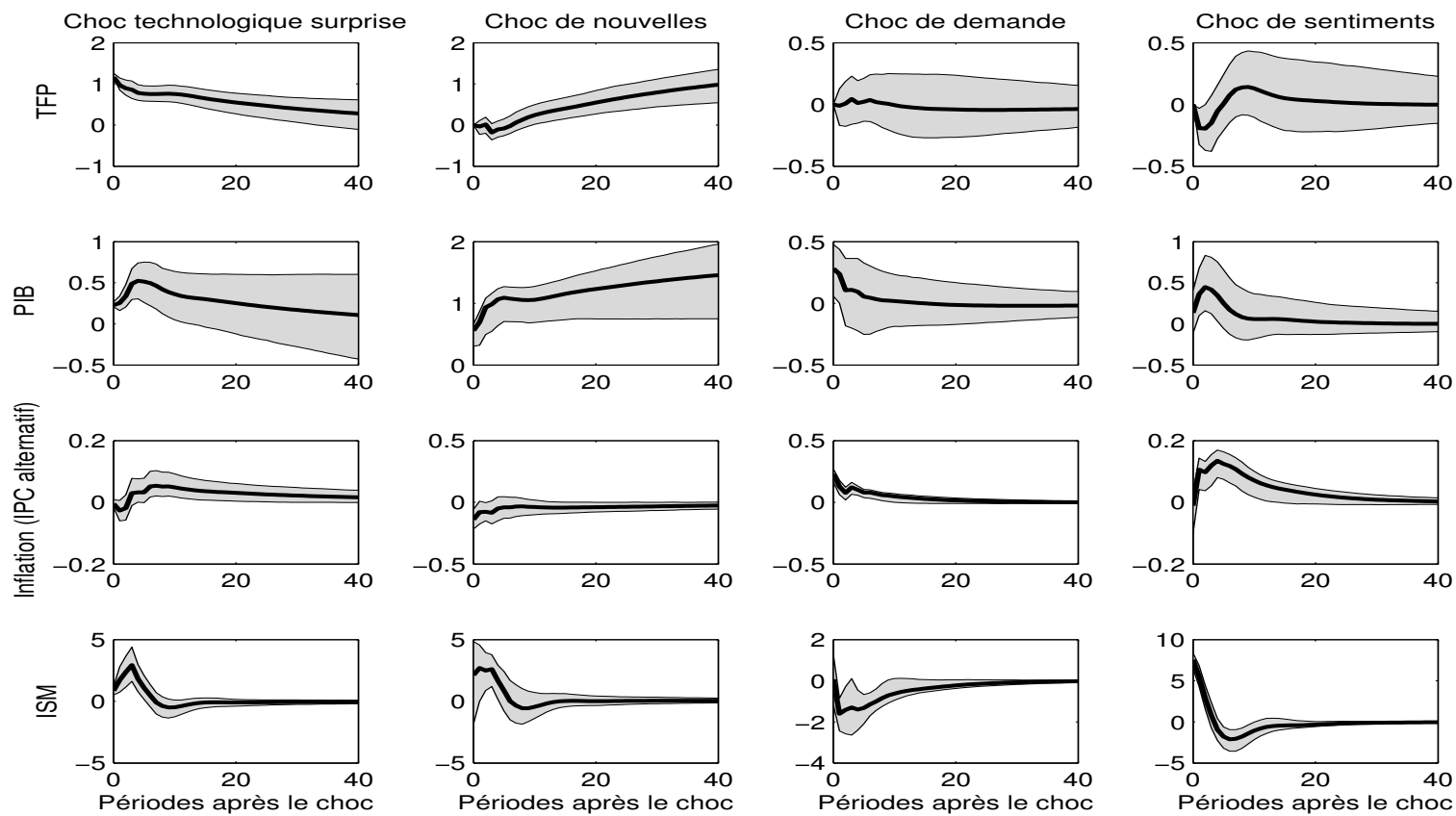


Figure C.16: Fonctions de réponse - Modèle 7 et ISM

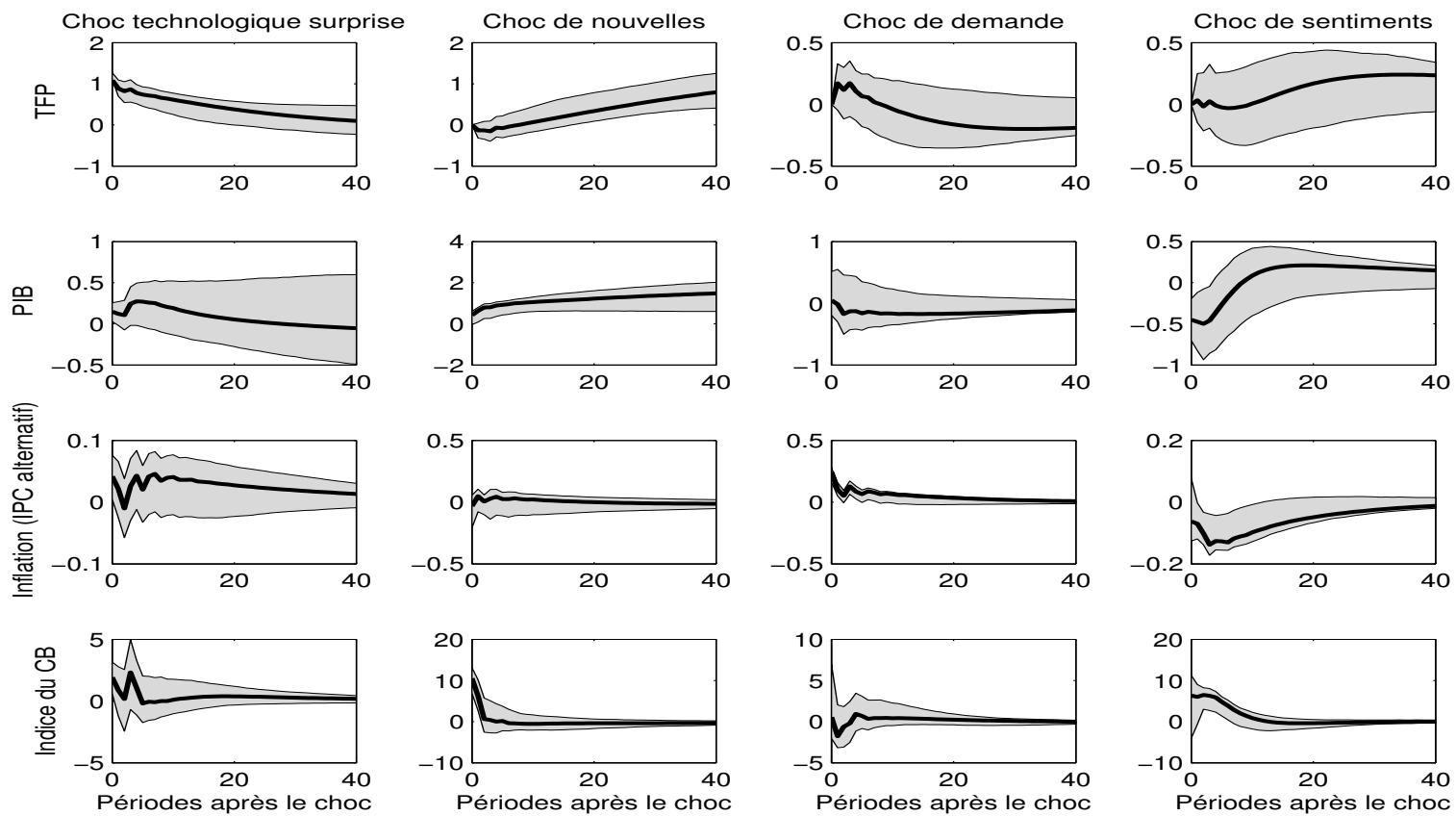


Figure C.17: Fonctions de réponse - Modèle 7 et CB

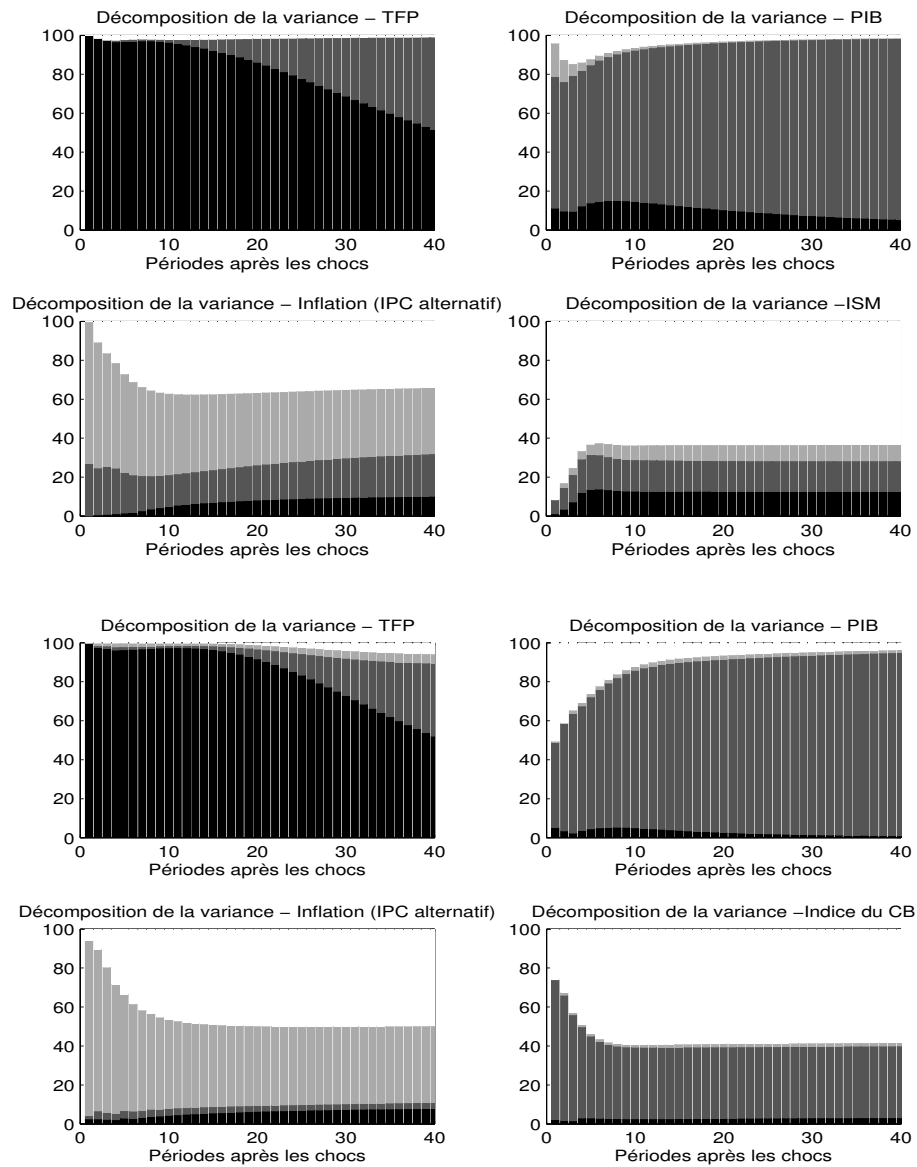


Figure C.18: Décompositions de variance - Modèles 7

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.



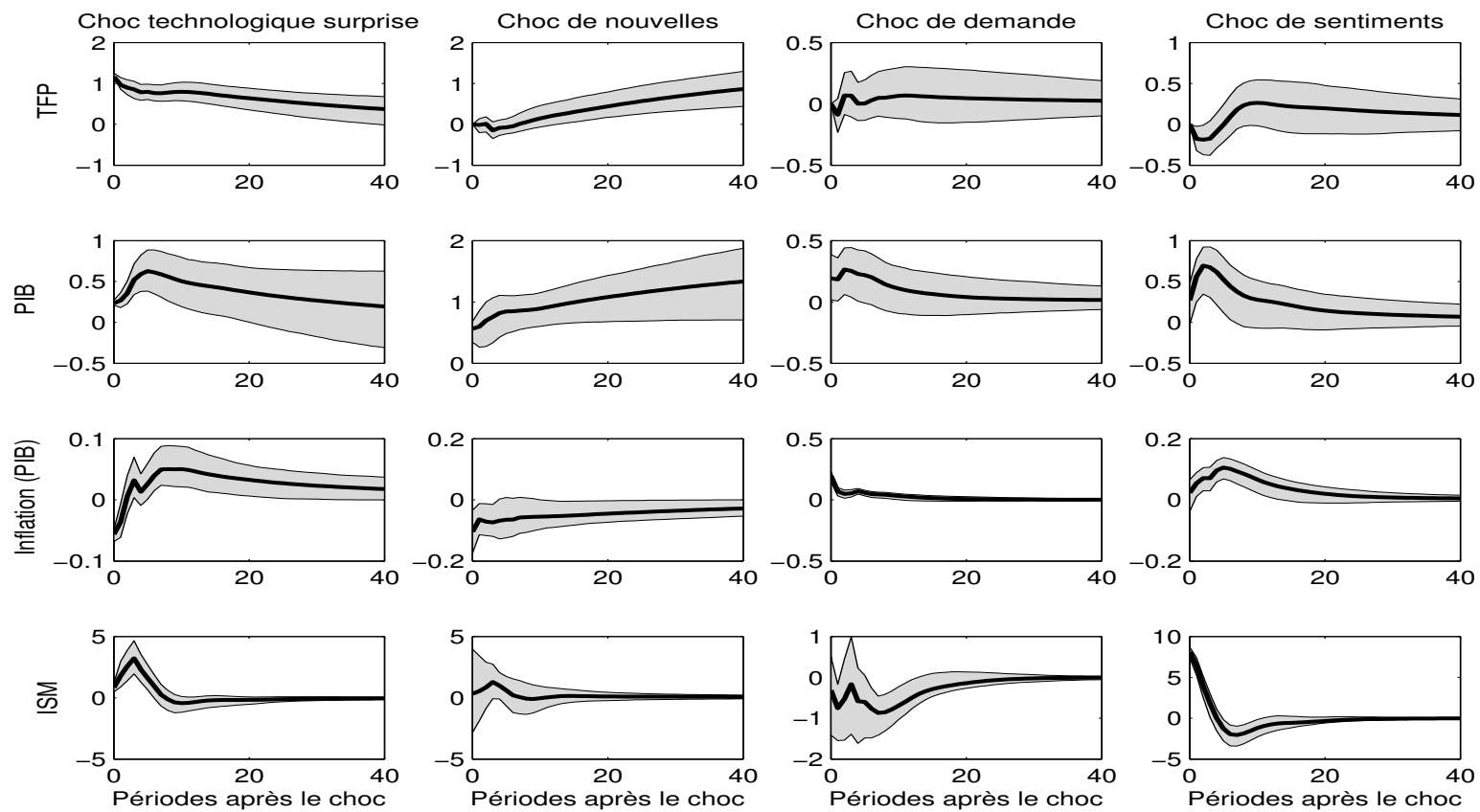


Figure C.19: Fonctions de réponse - Modèle 8 et ISM

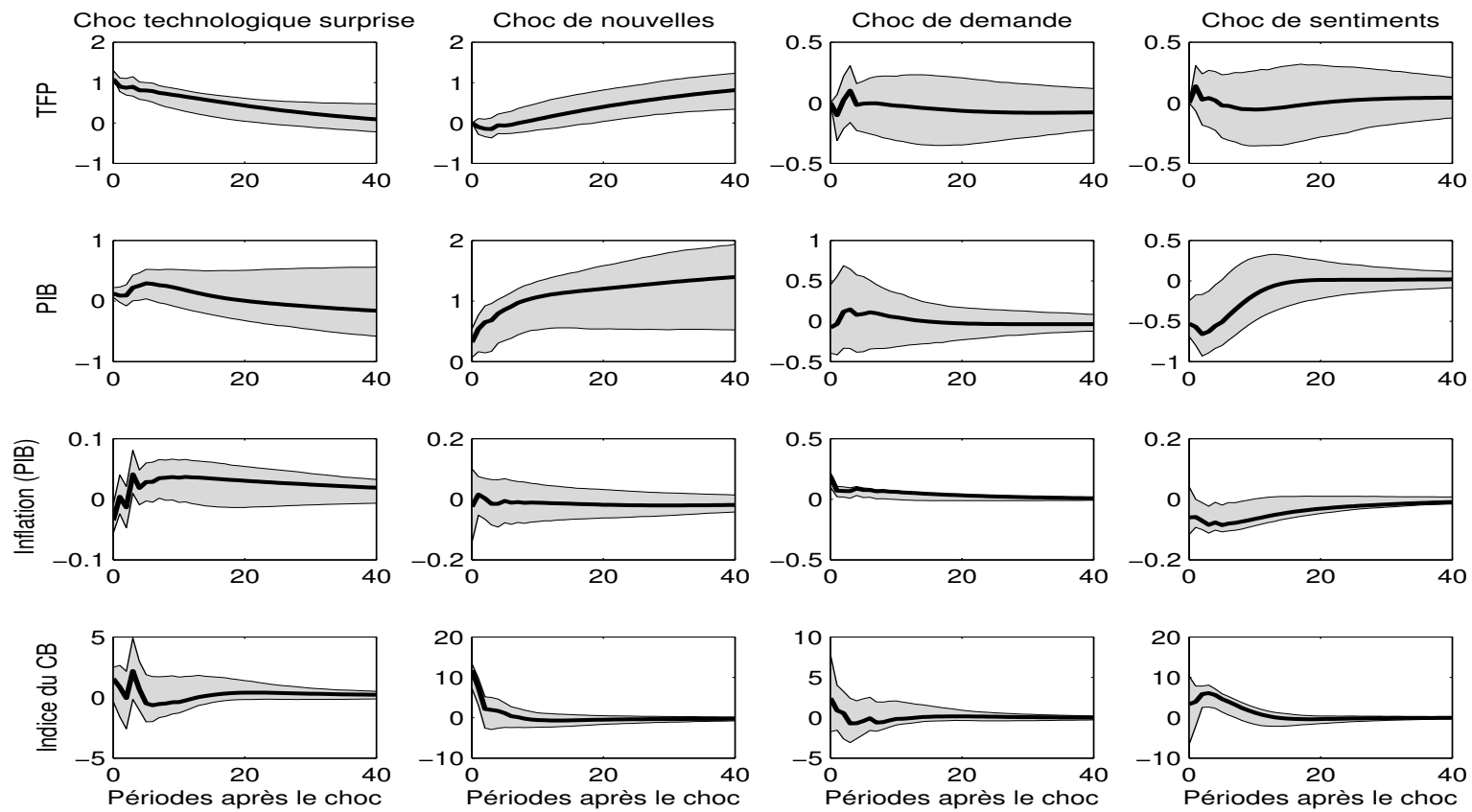


Figure C.20: Fonctions de réponse - Modèle 8 et CB

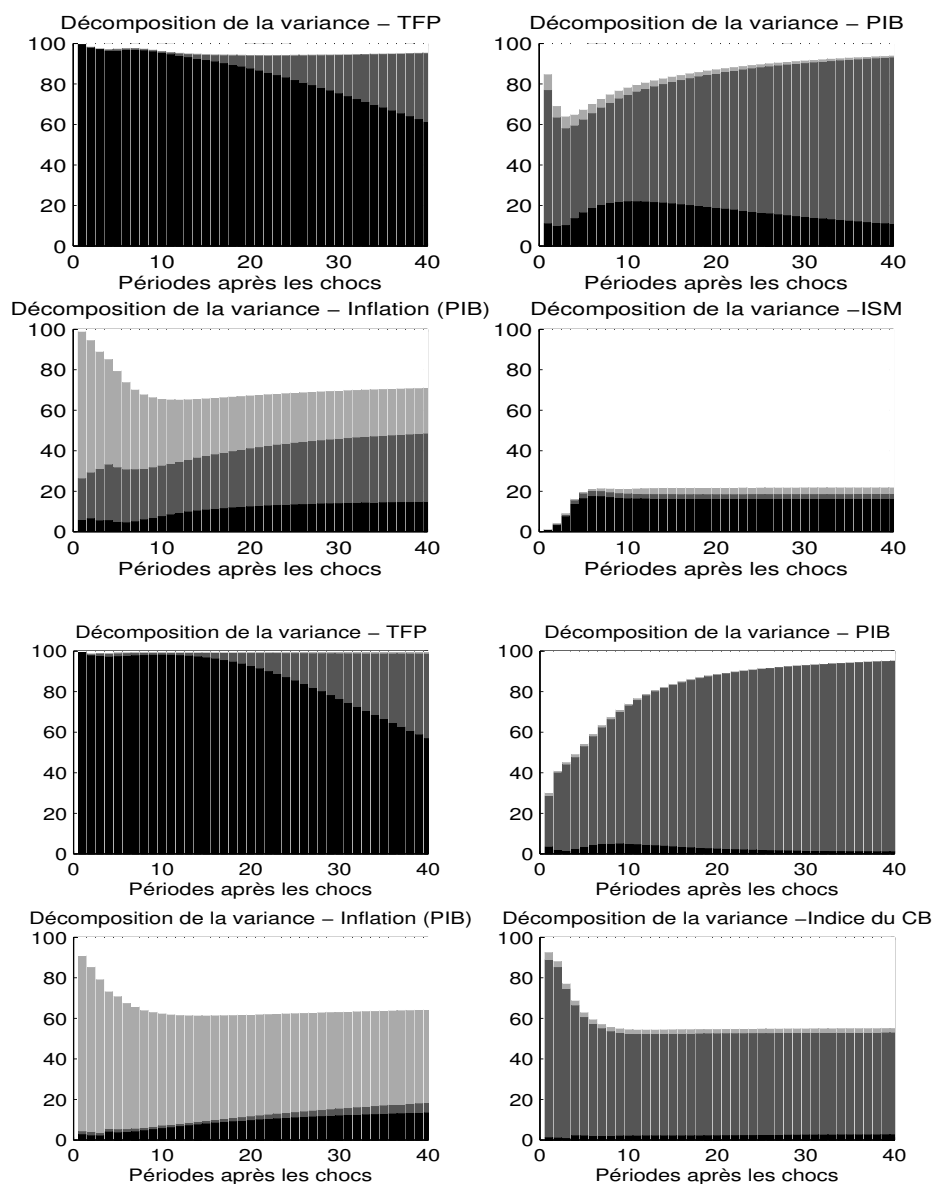


Figure C.21: Décompositions de variance - Modèles 8

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

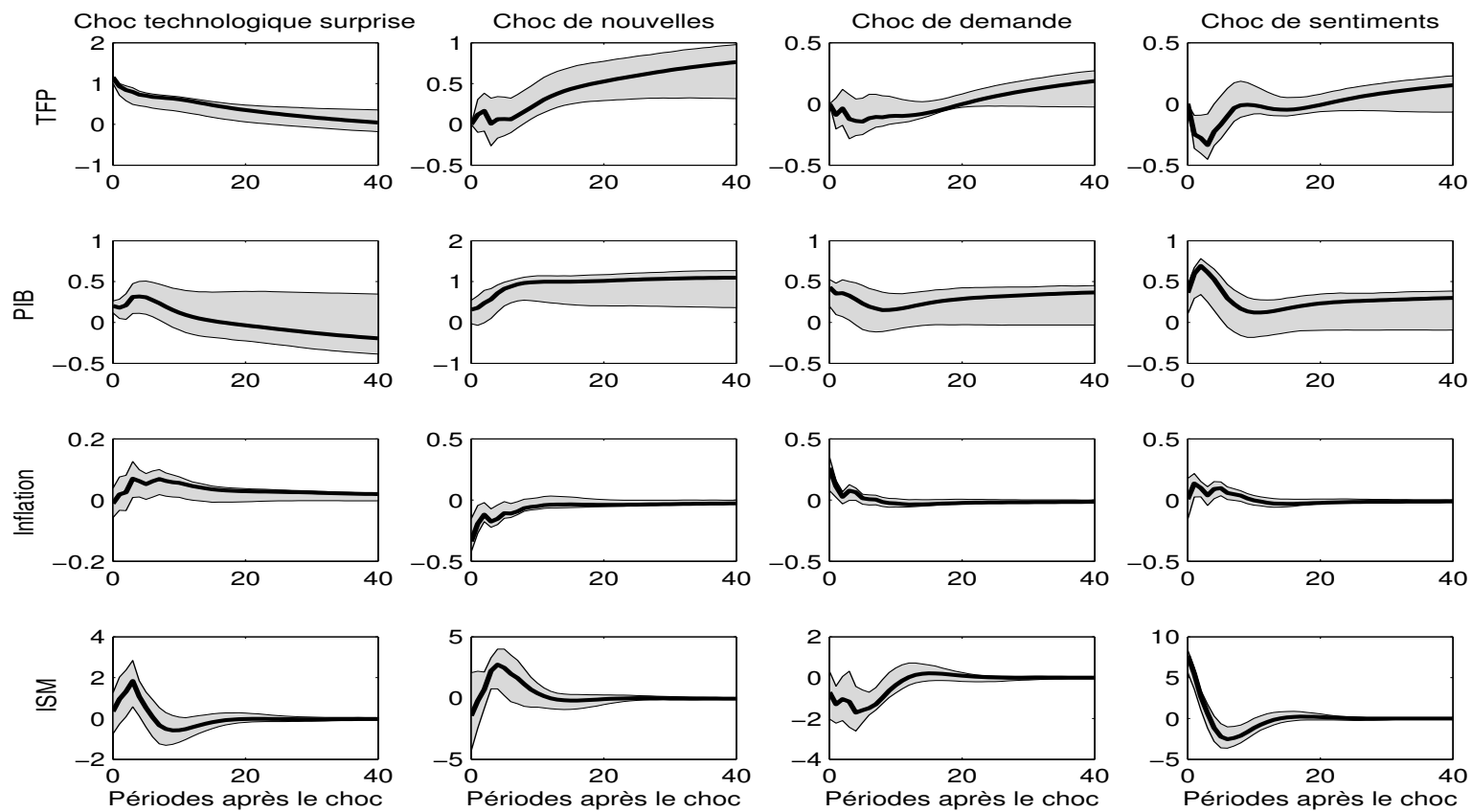


Figure C.22: Fonctions de réponse - Barsky et Sims et ISM

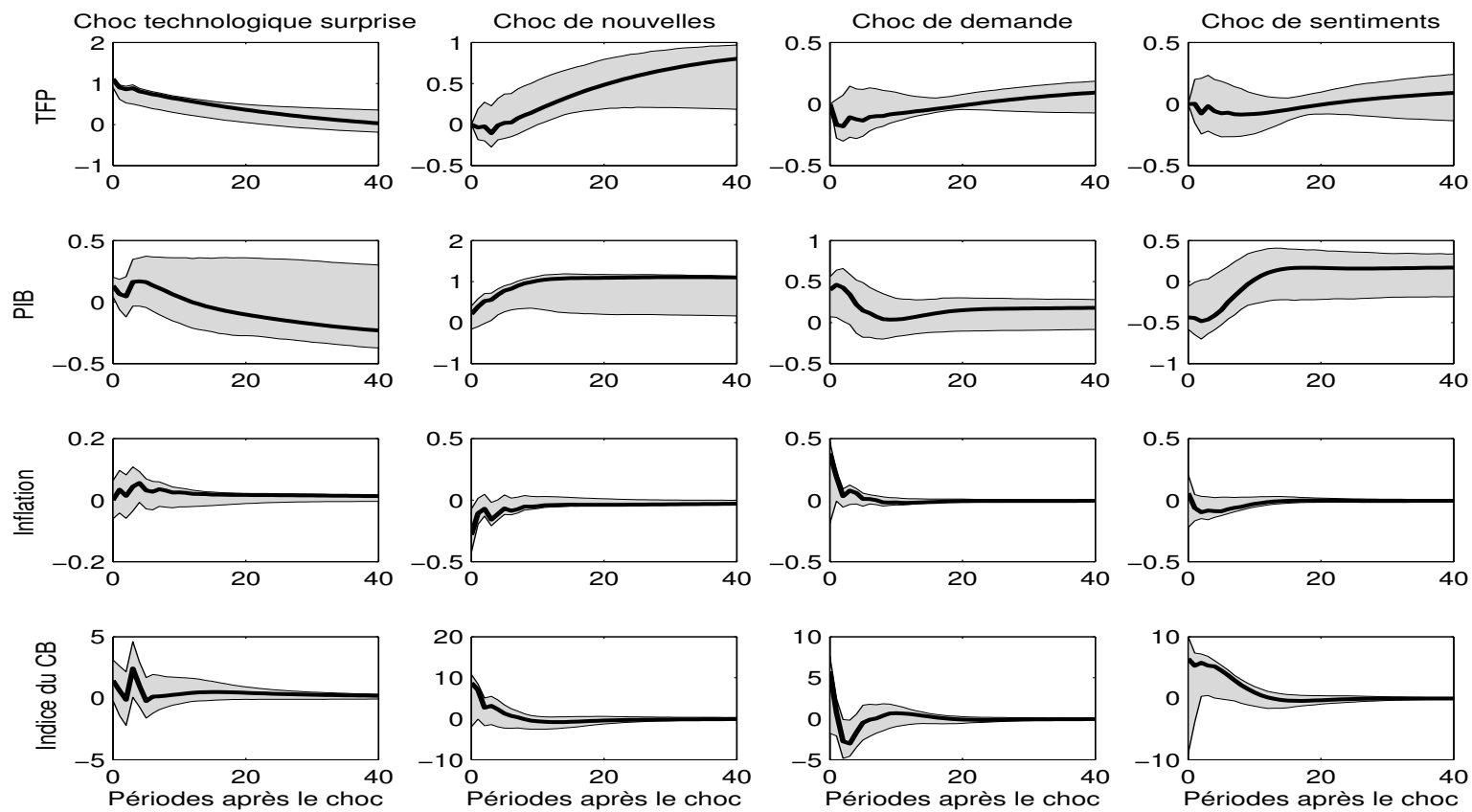


Figure C.23: Fonctions de réponse - Barsky et Sims et CB

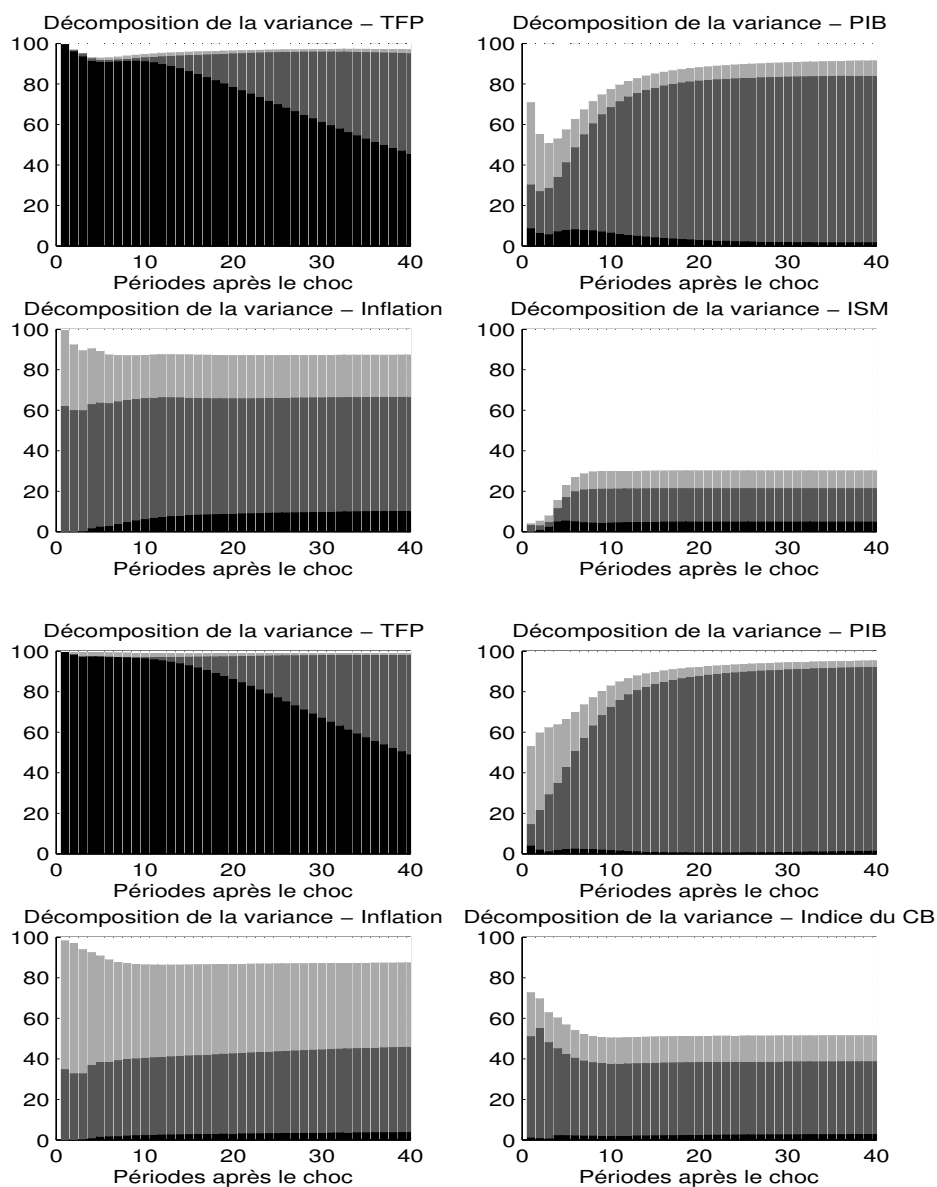


Figure C.24: Décompositions de variance - Barsky et Sims

**Note :** Graphiques du haut : indice de l'ISM, graphiques du bas : Indice du CB. Noir : choc surprise de TFP, gris foncé : choc de nouvelles, gris pâle : choc de demande et blanc : choc de sentiments.

## RÉFÉRENCES

- Akerlof, G. A. et Shiller, R. J. (2009). *Animal Spirits : How Human Psychology Drives the Economy, and Why it Matters for Global Capitalism*. Princeton : Princeton University Press.
- 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*, 58, 273-289.
- 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. (2004). An exploration into Pigou's theory of cycles. *Journal of Monetary Economics*, 51, 1183-1216.
- 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 Portier, F. (2013). News Driven Business Cycles : Insights and Challenges. National Bureau of Economic Research, Working Paper 19411.
- Benhabib, J., Wang P. et Wen, Y. (2012). Sentiments and Aggregate Demand Fluctuations. Federal Reserve Bank of St. Louis, Working Paper Series, 2012-039A, à paraître dans *Econometrica*.
- Bernanke, B. S. (2008, 15 octobre). *Stabilizing the Financial Markets and the Economy*. Allocution à l'Economic Club of New York. New York, 15 octobre 2008. Récupéré de <http://www.federalreserve.gov/newsevents/speech/bernanke20081015a.htm>

- 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, (p.141-220). Boston : MIT Press.
- Chauvet, M. et Guo, J.-T. (2003). Sunspots, Animal Spirits and Economic Fluctuations. *Macroeconomic Dynamics*, 7, 140-169.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. (2003). What Happens After a Technology shock? National Bureau of Economic Research, Working Paper 9819.
- Christiansen, C., Eriksen J. N. et Møller, S. V. (2013-14). Forecasting US Recessions : The Role of Sentiments. CREATES Research Paper 2013-14.
- Collard, D. (1996). Pigou and Modern Business Cycle Theory. *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 437, 912-924.
- The Conference Board. (2014, 9 avril). *The Conference Board Measure of CEO Confidence*. [Communiqué]. Récupéré de <http://www.conference-board.org/data/ceoconfidence.cfm>
- Conference Board : CEO Confidence Survey. [s. d.]. Dans *Investopedia*. Récupéré le 8 juillet 2014 de <http://www.investopedia.com/university/conference-board/conferenceboard6.asp>
- 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.
- Federal Reserve Bank of San Francisco (Sf FED). [s. d.]. *SF FED. Economic Research John G. Fernald*. Récupéré le 22 mai 2014 de <http://www.frbsf.org/economic-research/economists/john-fernalld>.
- Fève, P. et Guay, A. (2015). Sentiments in SVARs. [Manuscrit non publié].
- Institut for Supply Management (ISM). (2014, 2 juin). *May 2014 Manufacturing ISM Report On Business*. [Communiqué]. Récupéré de <http://www.ism.ws/ISMReport/MfgROB.cfm?navItemNumber=12942>



- 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*, 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*, 21, 309-341.
- Kydland, F. E. et Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, Vol. 50, No. 6, 1345-1370.
- Long, J. B. et Plosser, C. I. (1983). Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, Vol. 91, No. 1, 39-69.
- Lütkepohl, H. (2007). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin : Springer.
- The National Bureau of Economic Research (NBER). [s. d.]. *US Business Cycle Expansions and Contractions*. Récupéré le 5 mai 2014 de <http://www.nber.org/cycles/cyclesmain.html>
- Pigou, A. C. (1927). *Industrial Fluctuations*. Londres : MacMillan.
- Ramey, Valerie A. [s. d.]. *Data : Francis-Ramey Updates (courtesy of Shawn Sprague) : Quarterly Data on Total Hours and Employment : 1947q1-2014q2*. Récupéré le 27 mai 2014 de <http://econweb.ucsd.edu/~vramey/research.html#data>
- Sims, D. (2013, 14 Mars). China Widens Lead as World's Largest Manufacturer. *ThomasNet News*. Récupéré de <http://news.thomasnet.com/IMT/2013/03/14/china-widens-lead-as-worlds-largest-manufacturer/>
- 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>