UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IDENTIFICATION ET MESURES DE L'IMPACT DES CHOCS TECHNOLOGIQUES ET SPÉCIFIQUES À L'INVESTISSEMENT, SURPRISES ET ANTICIPÉS, SUR LES COMPOSANTES ÉCONOMIQUES AMÉRICAINES

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ANNE-SOPHIE ABEL-LEVESQUE

OCTOBRE 2020

REMERCIEMENTS

J'aimerais adresser mes premiers remerciements à mon directeur Alain Guay pour ses bons conseils, ses commentaires enrichissants, sa grande disponibilité ainsi que sa confiance. Ce fût un réel plaisir d'être sous sa direction. Mes remerciements vont également à Martine Boisselle-Lessard pour m'avoir guidée à travers le processus administratif.

Je tiens ensuite à remercier mes parents et mon petit frère de m'avoir encouragée tout au long de mon parcours. Merci de toujours être présents et ce, malgré les kilomètres qui nous séparent.

J'aimerais également remercier mon conjoint Hugues Pellerin de sa patience, son écoute et son énorme support tout au long de la rédaction de ce mémoire. Merci de m'appuyer inconditionnellement dans tous mes projets.

Un grand merci à Claire Johnson de m'avoir aidée à améliorer mon mémoire par ses commentaires et suggestions. Merci également à Nicolas Thibaud pour son incroyable amitié, son support moral et tous ces moments partagés au cours des dernières années.

Finalement, j'aimerais remercier mon employeur, le Chantier de l'économie sociale, ainsi que mes collègues de leur compréhension et de leur flexibilité et ce, depuis le début de ma rédaction.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS ii

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES TABLEAUX vii

LISTE DES ABBRÉVIATIONS viii

RÉSUMÉ ix

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LA LITTÉRATURE 4

1.1 Le choc de nouvelles 4

1.2 Le choc technologique spécifique à l'investissement 6

1.3 L'effet de débordement 8

1.4 La modélisation des quatre chocs 11

CHAPITRE II
MÉTHODOLOGIE 13

2.1 La stratégie d'identification des chocs 13

2.1.1 Les restrictions de long terme 16

2.1.2 Les restrictions de court terme 19

2.2 Fonction de réponse 20

2.3 Décomposition de la variance 21

CHAPITRE III
DESCRIPTION DES DONNÉES 23

3.1 Présentation des données pour le modèle de base 23

3.2 Présentation des données pour la robustesse 24

3.3 Test de racine unitaire 26

CHAPITRE IV
RÉSULTATS 28

4.1 Modèle de base 28

4.1.1 Fonctions de réponse 28

4.1.2 Décomposition de la variance 31

4.2 Robustesse 32

4.2.1 Confiance des consommateurs 32

4.2.2 Échantillon tronqué : T1-2007 33

4.2.3 Modèle à trois et cinq retards 33

CONCLUSION 35

ANNEXE A
FIGURES 37

ANNEXE B
TABLEAUX 63

LISTE DES FIGURES

Figure Page

A.1 Fonctions de réponse suite au choc technologique surprise. 38

A.2 Fonctions de réponse suite au choc technologique anticipé. 39

A.3 Fonctions de réponse suite au choc technologique spécifique à l'investissement surprise. 40

A.4 Fonctions de réponse suite au choc technologique spécifique à l'investissement anticipé. 41

A.5 Décomposition de la variance des variables du modèle de base X_t. 42

A.6 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec confiance des consommateurs. 43

A.7 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec confiance des consommateurs. 44

A.8 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec confiance des consommateurs. . . . 45

A.9 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec confiance des consommateurs. . . . 46

A.10 Décomposition de la variance des variables : modèle avec confiance des consommateurs. 47

A.11 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1). 48

A.12 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1). 49

A.13 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1). 50

A.14 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1). 51

A.15 Décomposition de la variance des variables : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1). 52

A.16 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec trois retards. 53

A.17 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec trois retards. 54

A.18 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec trois retards. 55

A.19 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec trois retards. 56

A.20 Décomposition de la variance des cinq pricipaux chocs : modèle avec trois retards. 57

A.21 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec cinq retards. 58

A.22 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec cinq retards. 59

A.23 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec cinq retards. 60

A.24 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec cinq retards. 61

A.25 Décomposition de la variance des cinq principaux chocs : modèle avec cinq retards. 62

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

B.1 Test de racine unitaire Dickey-Fuller augmenté des variables . . . 63

LISTE DES ABBRÉVIATIONS

ADF	*Augmented Dickey-Fuller* (Dickey-Fuller augmenté)
DSGE	*Dynamic stochastic general equilibrium* (Modèle d'équilibre général dynamique stochastique)
IST	*Investment-specific technology* (technologie spécifique à l'investissement)
MEI	*Marginal Efficiency of Investment* (Efficience marginale de l'investissement)
NIPA	*National Income and Product Accounts*
PIB	Produit intérieur brut
PNB	Produit national brut
PINV	Prix relatif de l'investissement
RBC	*Real business cycle* (Théorie des cycles réels)
SVAR	*Structural vector autoregressive* (Vecteur autorégressif structurel)
TFP	*Total factor productivity* (Productivité totale des facteurs)
VAR	*Vector autoregression* (Représentation vectorielle autorégressive)
VECM	*Vector correction error model* (Représentationl vectorielle à correction d'erreurs)

RÉSUMÉ

Le présent mémoire vise à mesurer l'impact de quatre principaux chocs sur les fluctuations économiques, soit les chocs technologiques surprise et anticipé et les chocs spécifiques à l'investissement (IST) surprise et anticipé. Pour y parvenir, nous intégrons cinq variables à un modèle SVAR, puis identifions nos quatre chocs en appliquant un système de restrictions de court et de long terme. Le choix des restrictions repose principalement sur la théorie des anticipations (*news shocks*) ainsi que la théorie de l'effet de débordement (*spillover effect*). Nous utilisons ensuite des fonctions de réponses afin de mesurer la réaction des variables face aux quatre différents chocs et mesurons finalement la proportion de la variance produite par chaque choc en utilisant la décomposition de la variance. Nous obtenons que les chocs IST surprise et anticipé expliquent majoritairement les fluctuations de long terme du prix relatif de l'investissement, du ratio consommation-PIB, du ratio investissement-PIB et des heures, et que le choc technologique surprise contribue majoritairement aux fluctuations de la productivité totale des facteurs.

Mots clés : choc technologique, choc de nouvelles, choc spécifique à l'investissement, choc surprise, cointégration, SVAR.

INTRODUCTION

L'innovation technologique, d'abord modélisée par Solow (1957), permet aux économistes d'expliquer en partie les fluctuations économiques au cours des dernières décennies. En effet, dans le modèle RBC conçu par Kydland et Prescott (1982), le choc technologique neutre est le seul élément perturbateur faisant varier le cycle économique au fil des innovations en affectant la productivité totale des facteurs (TFP). Bien que plausible en période de croissance, le modèle est néanmoins critiqué quant à sa capacité à expliquer les récessions sans incorporer l'hypothèse de régression technologique.

Le développement de nouvelles théories et techniques économétriques permet cependant aux chercheurs d'explorer d'autres avenues et de repenser la modélisation des chocs technologiques telle qu'elle a longtemps été conçue. C'est entre autres le cas de Beaudry et Portier (2006) et Barsky et Sims (2011) qui, fortement inspirés de la théorie des anticipations de Pigou (1927), intègrent les chocs de nouvelles, ou *news shocks*, dans la littérature économique. Ces chocs influencent le cycle de la manière suivante : les agents économiques anticipent des changements dans la productivité future des facteurs et prennent des décisions basées sur leurs projections. Ainsi, lorsque leurs prévisions s'avèrent inexactes, des mouvements peuvent être créés dans le cycle économique. Par exemple, des agents recevant des signaux optimistes et anticipant un progrès technologique investiront dans l'acquisition de nouveaux équipements. Aucune innovation ou changement structurel n'a besoin de se produire de façon contemporaine pour que le cycle économique soit affecté. D'autres recherches, dont celles de Greenwood *et al.* (1997) et de Fisher (2006), s'intéressent aux variations du prix réel de l'équipement plutôt qu'à celles

de la TFP. Ils expliquent ainsi la variation des fluctuations des composantes économiques par l'implantation au sein des firmes de nouveaux équipements abordables et productifs.

Quelques auteurs, dont Benati (2016) et Beaudry et Lucke (2010), ont tenté de réconcilier ces études en incluant quatre types de chocs dans un seul modèle : un choc technologique surprise, un choc technologique anticipé, un choc IST surprise et un choc IST anticipé. Tel qu'avancé par Fisher (2010), certaines critiques peuvent néanmoins être apportées quant à leurs modélisations respectives, principalement en raison des liens de cointégration existants entre les différentes variables économiques de leur modèle.

Ce mémoire s'inscrit dans une démarche d'amélioration du modèle d'identification des chocs. C'est pourquoi nous utilisons un modèle à vecteurs autorégressifs structurels (SVAR) et imposons, comme Barsky et Sims (2011), des restrictions de court et long terme afin d'identifier et de séparer les quatre types de chocs. Outre l'intégration de deux chocs IST (surprise et anticipé), notre modélisation se distingue de Barsky et Sims (2011) par l'imposition de restrictions de long terme inspirées de la théorie de l'effet de débordement (*spillover effect*) avancée par Chen et Wemy (2015). Cette théorie permet ainsi au choc IST d'avoir un impact de long terme sur la productivité totale des facteurs, permettant ainsi de tenir compte d'innovations pouvant s'étendre à d'autres secteurs sur un plus long horizon, tel qu'observé avec les technologies de l'information et de la communication (TIC). Ainsi, ce travail contribue à la littérature économique en intégrant et identifiant les quatre principaux chocs précédemment discutés dans un même modèle, et ce en appliquant des restrictions de court et de long terme basées à la fois sur la théorie des chocs anticipés et celle de l'effet de débordement. Finalement, l'utilisation d'un seul lien de cointégration entre la production, la consommation et l'investissement, tel que suggéré par Fisher (2010), apporte une distinction

supplémentaire aux études précédemment présentées.

Les données utilisées sont inspirées de celles utilisées par Barsky et Sims (2011) et Ben Zeev et Khan (2015). Nous utiliserons la version trimestrielle de Fernald (2014) de la TFP ajustée créée par Susanto Basu et S.Kimball (2006) afin d'identifier les chocs technologiques neutres, tandis que les chocs IST sont pour leur part identifiés par l'utilisation du prix relatif de l'investissement. L'activité économique est mesurée par le PIB réel, la consommation réelle des biens non durables et des services, l'investissement et les heures.

Les fonctions de réponses et les décompositions de variance de chaque choc sont utilisées afin de mesurer l'impact de chacun des chocs sur les différentes variables de notre modèle. En somme, les décompositions de la variance obtenues démontrent que les chocs IST surprises et anticipés expliquent en grande partie les fluctuations de long terme des différentes composantes économiques de notre modèle, excepté pour la productivité totale des facteurs. En effet, les mouvements de la TFP sont uniquement expliqués par le choc technologique surprise. Ces résultats concordent de près à ceux obtenus par Benati (2016) et Beaudry et Lucke (2010).

Ce mémoire est divisé comme suit : le premier chapitre dresse une revue de la littérature non exhaustive des études traitant des différents chocs. Le deuxième chapitre porte sur la méthodologie employée afin d'identifier et de mesurer les quatre types de chocs structurels. Le troisième chapitre décrit les données utilisées dans le modèle de base et la robustesse, ainsi que les tests et transformations qui leurs ont été appliquées. Le quatrième chapitre présentent finalement les résultats des fonctions de réponse et décompositions de variance.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Le présent chapitre relève les principales approches théoriques et empiriques visant l'indentification des chocs technologiques neutres et spécifiques à l'investissement. Plus précisément, les prochaines sections détaillent l'introduction des chocs anticipés ainsi que l'effet de débordement, deux champs d'étude ayant fortement inspiré la méthodologie utilisée pour la rédaction de ce mémoire.

1.1 Le choc de nouvelles

Le choc technologique neutre, à la base même du modèle RBC, fait partie des chocs les plus répandus et étudiés dans la littérature économique. Initié par une innovation dans un secteur donné de l'économie, ce choc parvient à faire fluctuer le cycle économique en permettant aux firmes d'augmenter leur production sans augmenter leur quantité d'intrants (capital et travail). Bien que simple, cette modélisation reste incomplète et est ouvertement critiquée puisqu'elle parvient difficilement à expliquer les récessions sans avoir recours à une régression technologique. Plusieurs études empiriques mettent en doute l'impact réel du choc technologique neutre sur les mouvements des composantes économiques, notamment celle de Gali (1999) qui observe une baisse des heures ainsi qu'un comouvement négatif entre ces dernières et la productivité totale des facteurs face à un choc

technologique positif.

Ce n'est qu'en 2004 que le choc technologique anticipé (*news shocks* ou choc de nouvelles) est incorporé dans le modèle RBC par Beaudry et Portier (2004). La théorie, d'abord avancée par Pigou (1927), provient de la difficulté des agents à effectuer des prévisions justes par rapport à l'avenir. Lorsque ces derniers reçoivent de l'information positive envers le futur, ils investissent en capital afin de répondre à une demande ultérieure qu'ils anticipent croissante. Si leur prévision s'avère exacte, le cycle connaît alors une période de croissance économique. En revanche, si la réalité s'avère moins favorable que prévu, les agents retirent leurs investissements, causant ainsi une récession. L'anticipation d'un progrès technologique chez les agents économiques suffirait donc à engendrer un effet sur le cycle économique, et cela sans même qu'il n'y ait de changements réels au niveau de la productivité.

Différentes stratégies sont employées afin de différencier l'impact du choc technologique surprise du choc technologique anticipé. Beaudry et Portier (2006) et Beaudry *et al.* (2008) effectuent deux schémas d'orthogonalisation différents sur une représentation moyenne mobile, l'un imposant des restrictions de court terme et le second, des restrictions de long terme. Ils obtiennent que le choc de nouvelles est une source importante des mouvements de la production, mais qu'il n'a aucun impact à court terme sur la productivité totale des facteurs. En effet, Beaudry et Portier (2006) démontrent que le choc technologique anticipé n'affecte la TFP qu'entre le 12ième et le 16ième trimestre, tandis que Beaudry *et al.* (2008) estiment que l'impact du choc ne se fait sentir que vers la cinquième année. Schmitt-Grohé et Uribe (2012) s'appuient pour leur part sur un modèle DSGE et constatent également que le choc de nouvelles contribue pour près de la moitié des mouvements du PIB, de la consommation, de l'investissement et de l'emploi.

Barsky et Sims (2011) utilisent une approche quelque peu différente. Ils expriment la technologie A_t sous la représentation moyenne mobile suivante :

$$\ln A_t = \begin{bmatrix} B_{11}(L) & B_{12}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix},$$

où $\varepsilon_{1,t}$ et $\varepsilon_{2,t}$ représentent respectivement le choc technologique surprise et le choc technologique anticipé et L l'opérateur de retard. Ils contraignent alors leur modèle en appliquant la restriction $B_{12}(0) = 0$, de sorte que le choc anticipé $\varepsilon_{2,t}$ n'ait aucun impact sur la TFP A_t au temps zéro. Leurs résultats, tout comme ceux des chercheurs précédemment nommés, indiquent que le choc d'informations joue vraisemblablement un rôle dans les variations du cycle économique. Notamment, sur un horizon de dix ans, le choc technologique anticipé représente près de 40 % de la variance de la TFP. De plus, le choc technologique surprise et le choc d'informations expliquent ensemble environ 95 % de la variation de la TFP, et cela jusqu'à un même horizon de dix ans. Finalement, le choc de nouvelles de Barsky et Sims (2011) affecte la technologie dès les premières périodes suivant l'impact, et ce contrairement aux résultats obtenus précédemment par Beaudry et Portier (2006) et Beaudry *et al.* (2008).

1.2 Le choc technologique spécifique à l'investissement

Parallèlement au développement de la théorie des chocs de nouvelles et en réponse aux lacunes du modèle RBC, un autre pan de la littérature se construit autour d'un nouveau type de choc prometteur : le choc technologique spécifique à l'investissement (choc IST).

Greenwood *et al.* (1997) sont parmi les premiers à suggérer les chocs IST comme source première des variations du cycle économique. Ils émettent l'hypothèse qu'à

la suite d'un choc IST, les firmes acquièrent de nouveaux équipements à la fine pointe de la technologie incitées par une baisse des prix, et augmentent de ce fait même leur capacité de production. Deux principaux constats les mènent vers cette hypothèse. D'abord, ils observent que le prix relatif de l'équipement diminue dans le temps contrairement au ratio équipement/PNB qui, pour sa part, augmente. Ils observent également la présence d'une corrélation négative entre le PNB et le prix de l'équipement. Par conséquent, l'innovation technologique semble rendre l'achat de nouveaux équipements moins dispendieux. Donc, les mouvements de court terme ne seraient pas causés par un choc technologique neutre, mais par la baisse du prix relatif de l'investissement. Ils trouvent par ailleurs, au moyen d'un modèle d'équilibre général stochastique (DSGE), que plus de la moitié de la croissance de la productivité de la période d'après-guerre serait en effet attribuable aux chocs IST.

D'autres auteurs intéressés à ce type de choc obtiennent des résultats similaires à Greenwood *et al.* (1997). Fisher (2006) utilise un SVAR pour étudier l'impact des chocs technologiques neutres et IST sur un échantillon séparé en deux périodes (1955-1979 et 1982-2000). Ses résultats indiquent que les variations du cycle sont principalement attribuables aux chocs spécifiques à l'investissement. Il obtient que les deux types de perturbations représentent ensemble environ 80 % de la variation du cycle économique après 1982. De plus, sur un horizon de trois à huit ans, les chocs technologiques neutres et IST représentent près de 58 % des erreurs de prévision de la production, et cela avant et après 1982. Plus récemment, Justiniano *et al.* (2011) emploient un modèle DSGE afin d'identifier l'impact de deux chocs d'investissement, soit le choc IST et le choc d'efficacité marginale de l'investissement (choc MEI). Le choc IST est ici caractérisé comme le processus par lequel les biens de consommation sont convertis en bien d'investissement, tandis qu'ils identifient le choc MEI comme le processus de conversion des biens

d'investissement en capital productif. Leurs résultats démontrent que le deuxième type de perturbation, soit le choc MEI, contribue le plus aux fluctuations des cycles économiques.

Plusieurs auteurs introduisent également la théorie des chocs anticipés dans la littérature des chocs IST, notamment par l'utilisation de modèles DSGE. C'est le cas entre autres de Davis (2007) et Schmitt-Grohé et Uribe (2012), dont les résultats respectifs pointent vers une importance limitée des chocs IST anticipés dans les fluctuations économiques. Du côté empirique, Ben Zeev et Khan (2015) utilisent l'approche de Barsky et Sims (2011) et appliquent plusieurs restrictions à leur problème d'optimisation. Plus précisément, ils imposent que leur choc IST anticipé n'ait aucun impact à court terme sur la TFP et le prix relatif de l'investissement. Ils arrivent à la conclusion que les variations dans la fluctuation de la production, les heures et la consommation proviennent à 70 % des chocs IST anticipés.

1.3 L'effet de débordement

Les précédents auteurs, dont Fisher (2006), font l'hypothèse que le choc technologique neutre et le choc spécifique à l'investissement suivent des processus stochastiques orthogonaux ou, autrement dit, que les variations obtenues dans la TFP sont indépendantes de celles obtenues dans le prix des investissements. Or, tel qu'avancé par Chen et Wemy (2015), une innovation issue d'un secteur économique donné pourrait s'étendre aux autres secteurs au cours des années et améliorer à long terme la TFP.

Cet effet de débordement (*spillover effect*) met à l'avant-plan l'importance de considérer les chocs IST dans les fluctuations de long terme de la TFP. Pour étudier cet effet, Chen et Wemy (2015) construisent un modèle économique à

deux secteurs, soit la production de biens de consommation C et la production de biens d'investissement I. L'équation de valeur agrégée devient alors :

$$Y_t = C_t + I_t \cdot \frac{P_t^I}{P_t^C},$$

où P_t^I correspond au déflateur de l'investissement, P_t^C au déflateur de la consommation et $\frac{P_t^I}{P_t^C}$ le prix relatif de l'investissement . Les firmes des deux secteurs sont en concurrence parfaite, achètent leurs intrants au même prix et produisent leurs biens en utilisant une combinaison de facteurs travail et capital défini par une fonction Cobb-Douglas. Puisque la mesure de la TFP sectorielle est équivalente à la mesure de la technologie sectorielle, ils définissent la technologie spécifique à l'investissement égale à $\phi_t \equiv TFP_t^I / TFP_t^C$.

Les hypothèses précédemment énoncées permettent à Chen et Wemy d'établir la relation suivante :

$$\log \frac{TFP_t^I}{TFP_t^C} = \log \frac{P_t^C}{P_t^I} = \log PC_t,$$

soit que la productivité relative de la production de biens d'investissement est égale à l'inverse du prix relatif de l'investissement, dénoté PC_t

Cette égalité tient seulement sous les hypothèses précédemment énoncées. Or, Chen et Wemy (2015) soulèvent que les coûts d'ajustement des facteurs devraient également faire varier le prix des facteurs d'un secteur à l'autre, tout comme les différents rendements d'échelle et les différentes utilisation du capital, et ainsi créer un écart entre la technologie relative et le prix relatif. Cet écart est introduit par les auteurs en ajoutant une composante stationnaire et une composante permanente au prix de l'investissement :

$$\log PC_t = \log \phi_t + \varpi_t + \omega_t \,,$$

où ϖ_t correspond au choc permanent et ω_t au choc stationnaire, tous deux orthogonaux à ϕ_t. Ils utilisent ensuite la somme pondérée de la différence logarithmique des TFP sectoriels :

$$\Delta \log TFP_t = (1 - \mathrm{w}^I)\Delta \log TFP_t^C + \mathrm{w}^I \Delta \log TFP_t^I \,, \tag{1.1}$$

avec $\mathrm{w}^I \equiv P^I I/(P^C Y)$. Ils utilisent la définition de ϕ afin de l'introduire dans l'équation 1.1 :

$$\Delta \log TFP_t = \Delta \log TFP_t^C + \mathrm{w}^I \Delta \log \phi_t \,. \tag{1.2}$$

Finalement, ils normalisent la TFP_t, la TFP_t^C et le ϕ_t de sorte que leur logarithme soit égal à zéro à la période 0. L'équation 1.2 tient alors pour toutes les périodes t, permettant de la réécrire sous la forme suivante :

$$\log TFP_t = \log TFP_t^C + \mathrm{w}^I \log \phi_t.$$

Chen et Wemy (2015) montrent ainsi qu'une amélioration de ϕ peut affecter directement la TFP via le second terme du côté droit de l'équation et indirectement en améliorant la productivité totale des facteurs via le second terme du côté droit de l'équation et indirectement en améliorant TFP_t^C, donc via un effet de débordement.

Afin de mesurer cet effet, ils identifient à l'aide d'un VAR un choc représentant les mouvements à long terme de la TFP et un choc représentant les mouvements à long terme de l'inverse du prix de l'investissement. Ils obtiennent en effet que la part attribuable aux deux chocs dans la décomposition de la variance du prix relatif de l'investissement et de la TFP est quantitativement similaire. L'effet de débordement semble donc jouer une part importante dans la transmission des chocs permanents IST sur les mouvements à long terme de la TFP.

1.4 La modélisation des quatre chocs

Bien que la littérature se soit penchée sur les chocs technologiques neutres et spécifiques à l'investissement en tenant compte de leur effet surprise et anticipé, peu d'études ont incorporé ces quatre déclinaisons en un seul et même modèle. Ben Zeev et Khan (2015) se rapprochent de ce type de modélisation en identifiant à l'aide d'un VAR un choc IST surprise, un choc IST anticipé et un seul technologique neutre sans distinction entre l'effet surprise et anticipé. Ils obtiennent ainsi que le choc IST anticipé contribue le plus aux mouvements de long terme des variables agrégées de leur modèle.

Benati (2016) est l'un des premiers à modéliser les quatre chocs via l'utilisation d'un VAR structurel et obtient par le fait même des résultats similaires à ceux de Fisher (2006) et de Barsky et Sims (2011). Entre autres, il démontre que les chocs anticipés spécifiques à l'investissement ont un plus grand impact sur les fluctuations du cycle économique que les autres combinaisons de chocs technologiques. Néanmoins, ces résultats peuvent être sous-évalués puisque l'utilisation du VAR structurel ne permet pas de tenir compte d'éventuels liens de cointégration entre les variables de son modèle.

Il est ainsi possible d'améliorer la robustesse des résultats en corrigeant le VAR de sorte qu'il tienne compte de possibles liens de long terme entre les variables. Par exemple, Beaudry et Lucke (2010) modélisent les quatre chocs en utilisant un VECM contenant trois tendances communes et en appliquant deux différents systèmes de restrictions de court et de long terme.

Tel que le souligne Fisher (2010), leur choix du nombre de liens de cointégration, basé sur le test de Johanssen, comporte néanmoins de sérieux inconvénients. En effet, lorsque la taille du test s'approche de la racine unitaire, il existe de fortes

probabilités de rejeter l'hypothèse nulle incorrectement. C'est le cas pour le taux d'intérêt à court terme et le nombre d'heures per capita, deux variables utilisées par Beaudry et Lucke : elles gardent un comportement de racine unitaire, malgré qu'elles soient mises sous forme stationnaire. Fisher (2010) suggère ainsi de recourir à la théorie économique pour le choix du nombre de tendance commune et d'utiliser un seul lien de cointégration.

Le principal intérêt de ce mémoire réside dans l'intégration et l'identification des quatre principaux chocs précédemment discutés, et ce par l'application de restrictions de court et de long terme basée à la fois sur la théorie des chocs anticipés et celle de l'effet de débordement. L'utilisation d'un seul lien de cointégration entre la production, la consommation et l'investissement, tel que suggéré par Fisher (2010) apporte une distinction supplémentaire aux études précédemment présentées.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Nous cherchons à identifier et à mesurer l'impact de quatre principaux chocs susceptibles de faire varier le cycle économique : deux chocs anticipés (TFP et IST) et deux chocs surprises (TFP et IST). Pour y parvenir, nous construisons un modèle SVAR comportant des restrictions de court et de long terme, augmenté de liens de cointégration entre la consommation, le PIB et l'investissement. Ce chapitre présente le modèle SVAR, les restrictions appliquées afin d'identifier les différents chocs, ainsi que les méthodes employées pour mesurer leurs impacts, soit la fonction de réponse et la décomposition de la variance.

2.1 La stratégie d'identification des chocs

Deux variables sont utilisées pour l'identification des quatre principaux chocs : la productivité totale des facteurs et le prix relatif à l'investissement. Nous devons donc appliquer suffisamment de restrictions sur notre modèle afin que l'impact individuel de chaque choc sur le cycle économique puisse être distingué. Pour ce faire, nous utilisons les relations de long et court terme entre les formes réduites et structurelles du modèle de la façon suivante.

Prenons X_t, un vecteur $k \times 1$ de longueur T comprenant les variables observables du modèle placées dans l'ordre suivant : la productivité totale des facteurs TFP_t,

le prix relatif de l'investissement $PINV_t$, le ratio consommation-PIB $c_t - y_t$, le ratio investissemen-PIB i_t/y_t et les heures travaillées h_t. La forme réduite multivariée du modèle est représentée par l'expression suivante :

$$\Theta_\rho(L)X_t = \epsilon_t,$$

où L est l'opérateur de retards, Θ_ρ contient les matrices de coefficients de dimension $k \times k$ et ϵ_t le vecteur de termes d'erreurs de dimension $k \times 1$. La forme moyenne mobile du VAR est ensuite obtenue en inversant la représentation autorégressive :

$$X_t = \Theta_\rho(L)^{-1}\epsilon_t \,.$$

L'équation précédente est simplifiée de la manière suivante :

$$X_t = C(L)\epsilon_t, \tag{2.1}$$

où $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ est une matrice non diagonale, $C_0 = I$ et $C(1)$ est la somme des coefficients moyennes mobiles. Pour des séries non stationnaires intégrées d'ordre 1, il est possible de séparer les effets permanents et transitoires des différents chocs en appliquant la décomposition Beveridge et Nelson (1981). L'équation 2.1 devient alors

$$\Delta X_t = C(1)\epsilon_t + [C(L) - C(1)]\epsilon_t,$$
$$\Delta X_t = C(1)\epsilon_t + C^*(L)\Delta\epsilon_t,$$

où $C(1)$ représente la composante permanente des chocs et $C^*(L)\Delta\epsilon_t$ la composante transitoire. Cependant, la forme réduite du modèle ne permet pas encore de distinguer l'impact individuel de chaque choc, puisque la corrélation entre les termes d'erreurs est toujours présente. Pour parvenir à ce résultat, nous utilisons une méthode inspirée de Blanchard et Quah (1988).

Nous reprenons le VAR, mais cette fois sous la forme structurelle suivante :

$$\Delta X_t = A(L)\eta_t, \tag{2.2}$$

où $E(\eta_t\eta_t') = \Omega = I$. En appliquant la décomposition de Beveridge-Nelson sur l'équation 2.2, nous obtenons :

$$X_t = A(1)\eta_t + A(L)\Delta\eta_t\,.$$

Il est maintenant possible de faire ressortir la relation de long terme entre la forme structurelle et la forme réduite du VAR de la façon suivante :

$$\begin{aligned} C(1)\epsilon_t &= A(1)\eta_t, \\ C(1)\epsilon_t\epsilon_t'C(1)' &= A(1)\eta_t\eta_t'A(1)', \\ C(1)\Sigma C(1)' &= A(1)A(1)'. \end{aligned} \tag{2.3}$$

Sachant que $C_0 = I$, la relation de court terme entre les deux formes du VAR est donnée de la manière suivante :

$$\begin{aligned} C_0\epsilon_t &= A_0\eta_t, \\ \epsilon_t &= A_0\eta_t, \\ \epsilon_t\epsilon_t' &= A_0\eta_t\eta_t'A_0', \\ \Sigma &= A_0A_0'. \end{aligned} \tag{2.4}$$

En remplaçant Σ dans l'équation 2.3 par l'équation 2.5, nous obtenons :

$$C(1)A_0A_0'C(1)' = A(1)A(1)',$$

$$C(1)A_0 = A(1). \tag{2.6}$$

Ainsi, ayant un estimateur de $C(1)$, l'imposition de restrictions sur la matrice de long terme $A(1)$ dans l'équation 2.6 nous permet d'identifier les composantes de la matrice A_0. Bien que l'application de restrictions sur la matrice $A(1)$ nous permettent de séparer les chocs permanents des chocs transitoires, des restrictions supplémentaires doivent être induites sur la matrice de court termeA_0 fin de séparer les chocs permanents d'entre eux. Plus précisément, pour m variables, nous avons besoin d'imposer $m(m-1)/2$ restrictions, soit un total de 10 restrictions pour le modèle de base. Les hypothèses liées à leur application sont détaillées aux sections 2.1.1 et 2.1.2.

Finalement, l'ordre des variables du vecteur X_t permet de définir celui des chocs structurels :

$$\begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \\ \eta_{5t} \end{bmatrix}.$$

Le premier choc correspond au choc technologique surprise et le deuxième au choc technologique anticipé (ou d'informations). Le troisième correspond au choc spécifique à l'investissement surprise tandis que le quatrième représente le choc spécifique à l'investissement anticipé. Le cinquième choc mesure l'impact d'une autre perturbation non comprise dans le modèle.

2.1.1 Les restrictions de long terme

L'objectif est d'imposer un nombre suffisant de restrictions de long terme afin d'identifier les chocs ayant un impact permanent sur la productivité totale des facteurs et le prix relatif de l'investissement. Pour ce faire, nous utilisons certaines

hypothèses avancées précédemment dans la revue de la littérature. D'abord, nous reprenons le cadre néoclassique de la section 1.3 et modélisons, comme Chen et Wemy (2015), la TFP du secteur de la consommation TFP_t^C et le prix relatif de l'investissement ϕ_t de sorte qu'ils puissent être affectés par des chocs temporaires v_t et permanents η_t :

$$\log \phi_t = \sum_{i=0}^{\infty} d_i^I \eta_{1,t-i}^I + v_i^I, \tag{2.7}$$

$$\log TFP_t^C = \sum_{i=0}^{\infty} d_i^N \eta_{1,t-i}^N + v_i^N + a \sum_{i=0}^{\infty} (d_i^I - d_i^K) \eta_{1,t-i}^I, \tag{2.8}$$

où

$$d_i^I = 1 - c_J(\delta_J)^i,\ 0 \leq \delta_J \leq 1,\ c_J > 0,\ J = I\ ou\ N,$$
$$d_i^K = c_K(\delta_K)^i[1 - (\delta_K)^i],\ c_K > 0,\ 0 \leq \delta_K < 1,$$
$$v_t^J = \rho^J v_{t-1}^J + \eta_{2,t}^J,\ 0 \leq \rho^I < 1, J = \ I\ ou\ N$$

et $\eta_1^{Ii.i.d.} \sim (0, \sigma^2_{\eta_1^I})$, $\eta_1^{Ni.i.d.} \sim (0, \sigma^2_{\eta_1^N})$, $\eta_2^{Ii.i.d.} \sim (0, \sigma^2_{\eta_2^I})$, $\eta_2^{Ni.i.d.} \sim (0, \sigma^2_{\eta_2^N})$, et ρ^J le coefficient de l'autorégression du choc v^J. Les paramètres N et I correspondent respectivement aux variables générées par la TFP et le prix relatif de l'investissement. De plus, les chocs technologiques permanents et transitoires sont orthogonaux aux chocs permanents et transitoires dû à l'écart entre la TFP et le prix relatif de l'investissement.

La vitesse de diffusion de chaque choc permanent η^J est paramétrée par δ^J et le coût d'implantation d'une technologie par c_J. La variable d_i^k correspond à la perte d'efficacité causée par l'effet de débordement dans le secteur de la consommation. Finalement, la troisième composante de l'équation 2.8 capte l'effet de débordement du choc permanent IST sur la TFP, où le paramètre a mesure l'amplitude de l'effet, ou encore l'élasticité de la TFP par rapport au choc. Cette modélisation permet ainsi à la TFP d'être affectée à long terme par ses propres innovations, mais également par les chocs IST.

Pour compléter les restrictions, nous appliquons l'hypothèse que les chocs technologiques n'ont aucun impact sur le taux marginal entre la consommation et l'investissement, et donc par construction sur le prix relatif de l'investissement, tel que suggéré par Fisher (2006). Ainsi, seul les chocs IST surprises et anticipés ont un impact à long terme sur le prix de l'investissement.

En résumé, en rappelant que l'ordre du vecteur X_t permet de définir l'ordre des chocs η_t tel qu'expliqué à la page 16, quatre restrictions sont appliquées sur la matrice $A(1)$, et ce, de la manière suivante :

(i) Seul les quatre premiers chocs ont un impact à long terme sur la TFP ;

(ii) Seul les chocs spécifiques à l'investissement surprise (η_{3t}) et anticipé (η_{4t}) ont un impact permanent sur PINV.

$$A(1)\eta_t = \begin{bmatrix} x & x & x & x & 0 \\ 0 & 0 & x & x & 0 \\ x & x & x & x & x \\ x & x & x & x & x \\ x & x & x & x & x \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{1t} \\ \eta_{2t} \\ \eta_{3t} \\ \eta_{4t} \\ \eta_{5t} \end{bmatrix}.$$

Il est à noter que les variables contenues dans les trois dernières rangées sont stationnaires en niveau et n'ont donc pas la même interprétation économique que les deux premières.

Nous imposons ensuite 10-4=6 restrictions supplémentaires sur la matrice d'impacts contemporains A_0 afin de séparer les chocs transitoires η_{1t} et η_{3t} des chocs permanents η_{2t} et η_{4t}.

2.1.2 Les restrictions de court terme

À l'instar de Beaudry et Portier (2006), Barsky et Sims (2011) et Ben Zeev et Khan (2015), nous inférons l'hypothèse que les agents économiques peuvent recevoir de l'information sur le futur et de ce fait anticiper une meilleure productivité des facteurs. Cette anticipation affecte la productivité totale des facteurs seulement plusieurs périodes plus tard, lorsque l'agent observe ou non un changement positif sur ces variables. Le choc de nouvelles et le choc IST anticipé n'ont donc aucun impact à court terme sur la TFP. Cette hypothèse est également appliquée au prix relatif de l'investissement, de sorte que l'anticipation d'une variation du PINV n'ait aucun impact à court terme sur celui-ci. Nous laissons néanmoins le prix relatif de l'investissement être affecté par l'anticipation d'équipements plus productifs.

Finalement, deux dernières restrictions sont appliquées sur la matrice d'impacts contemporains. Puisque nous avons imposé un nombre nécessaire de restrictions pour la séparation de nos chocs, nous appliquons ces dernières restrictions de sorte que le choc non identifié n'ait aucun impact sur le ratio consommation-PIB et le ratio investissement-PIB. Tout comme pour la matrice de long terme, les trois dernières rangées de la matrice A_0 sont stationnaires en niveau, nous permettant d'y imposer des restrictions sans en affecter nos interprétations économiques.

En somme, les six restrictions appliquées sur la matrice A_0 sont les suivantes :

(i) Seul les chocs surprises η_{1t} et η_{3t} ont un impact à court terme sur la TFP ;

(ii) Seul le choc IST anticipé η_{4t} n'a aucun impact à court terme sur le PINV ;

(iii) Le η_{5t} n'a aucun impact à court terme sur $c - y$ et $i - y$.

$$A_0\eta_t = \begin{bmatrix} x & 0 & x & 0 & 0 \\ x & x & x & 0 & x \\ x & x & x & x & 0 \\ x & x & x & x & 0 \\ x & x & x & x & x \end{bmatrix}.$$

En combinant ces restrictions à celles de long terme, il est dorénavant possible de séparer les chocs η_{1t} et η_{2t}, ainsi que les chocs η_{3t} et η_{4t}. Ces deux méthodes sont présentées aux sections 2.2 et 2.3.

2.2 Fonction de réponse

La fonction de réponse permet de mesurer l'impact d'un choc sur une variable à différents horizons en utilisant la somme totale des coefficients moyennes mobiles.

Prenons l'équation 2.2, soit la représentation moyenne mobile structurelle :

$$X_t = A(L)\eta_t.$$

L'impact du choc η_{1t} sur la première variable est donné par :

$$\frac{\partial X_{t+k}}{\partial \eta_{1t}} = A_{0,11} + A_{1,11} + A_{2,11} + ... + A_{k,11}.$$

Par conséquent, l'effet cumulatif du choc η_{1t} est donné par la fonction de réponse suivante :

$$\lim_{k\to\infty} \frac{\partial X_{t+k}}{\partial \eta_{1t}} = A(1).$$

La somme cumulative des coefficients moyenne mobile $A(1)$ nous permet ainsi de mesurer la réponse dynamique de long terme de chaque variable par rapport à chaque choc structurel. Les intervalles de confiance sont ensuite construits à l'aide de la méthode *bootstrap*, avec 2 000 répétions.

2.3 Décomposition de la variance

Cette méthode consiste à mesurer la contribution de chaque choc structurel η_t à la variance des erreurs de prévisions de chaque variable x_t sur un horizon h.

Rappelons que $C_0 = I$, $\epsilon_t = A_0\eta_t$ et que $\Sigma = A_0A_0'$. L'équation 2.2, soit la représentation moyenne mobile réduite, à la période $t+1$ est donnée par l'expression suivante :

$$X_{t+1} = C(L)\epsilon_{t+1} = C_0\epsilon_{t+1} + C_1 + \epsilon_t + C_2\epsilon_{t-1} + \dots .$$

L'espérance conditionnelle au temps t de la prévision X_{t+1} est donnée par :

$$E_tX_{t+1} = C_1\epsilon_t + C_2\epsilon_{t-1} + C_3\epsilon_{t-2} + \dots .$$

L'erreur de prévision est donnée par :

$$X_{t+h} - EX_{t+h} = \epsilon_{t+h} + C_1\epsilon_{t+h-1} + C_2\epsilon_{t+h-2} + \dots + C_{h-1}\epsilon_{t+1}. \tag{2.9}$$

Nous supposons une matrice structurelle $\tilde{A}_0$ telle que $A_0 = Q\tilde{A}_0\tilde{A}_0' = \Sigma$, ainsi qu'une matrice orthonormée Q telle que $QQ' = I$. La matrice $\tilde{A}_0$ peut correspondre à une décomposition de Choleski de la matrice de variance-covariance Σ, mais peut également correspondre à toute autre matrice comportant des restrictions respectant les égalités $A_0 = \tilde{A}_0Q$ et $\tilde{A}_0\tilde{A}_0' = \Sigma$.

Les relations entre les deux formes structurelles sont exprimées par l'égalité :

$$A(L) = C(L)A_0 = C(L)\tilde{A}_0Q = \tilde{A}(L)Q.$$

Par les égalités $\epsilon_t = A_0\eta_t$ et $A_0 = Q\tilde{A}_0$, nous pouvons réécrire l'équation 2.9 ainsi :

$$X_{t+h} - EX_{t+h} = A_o\eta_{t+h} + C_1A_0\eta_{t+h-1} + C_2A_0\eta_{t+h-2} + \dots + C_{h-1}A_0\eta_{t+1},$$

$$\sum_{l=0}^{h-1} A_l \eta_{t+h-l} = \sum_{l=0}^{h-1} \tilde{A}_l Q \eta_{t+h-l}\,.$$

La décomposition de variance à un horizon h est alors donnée par :

$$\Omega(h) = E[(X_{t+h} - EX_{t+h})(X_{t+h} - EX_{t+h})'] = \sum_{l=0}^{h-1} \tilde{A}_l \tilde{A}_l'\,.$$

Il est maintenant possible de séparer et mesurer la proportion des mouvements engendrés par chaque choc structurel sur la variance de chaque variable. Par exemple, la variance de l'erreur de prévision d'un choc η_{1t} et d'un choc η_{2t} sur le PIB est donnée par l'équation suivante :

$$\begin{aligned}\sigma^2_{\Delta PIB}(h) = &[(A_{0,11})^2 + (A_{1,11})^2 + \ldots + (A_{h-1,11})^2]\sigma^2_{\eta 1} \\ &+ [(A_{0,12})^2 + (A_{1,12})^2 + \ldots + (A_{h-1,12})^2]\sigma^2_{\eta 2}.\end{aligned}$$

La contribution du choc η_1 sur le PIB est obtenue par

$$\sigma^2_{\eta_1/\Delta PIB} = \frac{[(A_{0,11})^2 + (A_{1,11})^2 + \ldots + (A_{h-1,11})^2]\sigma^2_{\eta 1}}{\sigma^2_{\Delta PIB}(h)}$$

et la contribution du choc η_2 sur le PIB est obtenue par

$$\sigma^2_{\eta_2/\Delta PIB} = \frac{[(A_{0,12})^2 + (A_{1,12})^2 + \ldots + (A_{h-1,12})^2]\sigma^2_{\eta 2}}{\sigma^2_{\Delta PIB}(h)}.$$

Plus le résultat de cette contribution est élevé, plus le choc explique les mouvements de la variable observée.

CHAPITRE III

DESCRIPTION DES DONNÉES

3.1 Présentation des données pour le modèle de base

Les données ont été sélectionnées en fonction des chocs à identifier et de leurs impacts sur les différentes composantes économiques américaines. La période traitée débute au premier trimestre de 1960 et termine au quatrième trimestre de 2018.

Les chocs technologiques sont identifiés via les restrictions appliquées sur le logarithme de la productivité des facteurs. La série utilisée dans le cadre de ce mémoire provient de Fernald (2014) et est une modification de celle construite initialement par Susanto Basu et S.Kimball (2006). En utilisant les variations d'heures travaillées par travailleur comme proxy, la TFP ajustée de Fernald mesure les variations non observables du capital et du travail, tenant ainsi compte des fluctuations liées à l'utilisation des facteurs de production. Cette série étant également moins procyclique et volatile que sa version antérieure, elle est donc retenue comme mesure de la TFP. L'échelle de la série est modifiée ainsi :

$$TFP_t = \frac{TFP_{basu,t}}{(1 - alpha_t) * 400}$$

où $TFP_{basu,t}$ correspond à la TFP modifiée par Fernald (2014) et $alpha_t$ à la part du capital dans les revenus. Le prix relatif de l'investissement (PINV) est obtenu en divisant le déflateur de l'investissement par le déflateur de la consommation.

Ce dernier est calculé à partir des déflateurs chainés de la consommation de biens non-durables et de services en provenance du National Income and Product Accounts (NIPA). Le déflateur de l'investissement est également mesuré à partir des données du NIPA, et comprend les déflateurs chainés de l'investissement résidentiel et de la consommation de biens durables. Certains auteurs dont Greenwood *et al.* (1997), Moulton (2001) et Fisher (2006) soulèvent que les séries du NIPA sous-évaluent le progrès technologique pour certains types d'équipements (principalement électroniques) et fausse ainsi la contribution des chocs IST sur le cycle économique. Pour corriger ce biais, il est possible d'utiliser la série ajustée de Gordon (2007), ou la version mise à jour par Cummins et Violante (2002). Cependant, comme souligné par Justiniano *et al.* (2011) et Chen et Wemy (2015), le NIPA ajuste maintenant la qualité de ses déflateurs en utilisant des indices de prix hédoniques permettant de contrôler les changements de qualité de certains équipements. Nous utilisons donc les séries du NIPA dans notre modèle de base.

Les données suivantes proviennent de la Federal Reserve of St-Louis. La consommation réelle est mesurée par la somme de la consommation des biens non-durables et des services divisés par leur déflateur respectif. L'investissement est obtenu par la somme de la consommation de biens durables et de l'investissement domestique, divisée par le déflateur du PIB. Le PIB réel est pour sa part mesuré par le PIB nominal divisé par le déflateur du PIB. Les heures travaillées proviennent de la base de données de Valerie Ramey. Ces quatre séries sont sous forme logarithmique et divisées par la population active de seize ans et plus.

3.2 Présentation des données pour la robustesse

Dans un premier temps, la robustesse des résultats est testée en incorporant un choc de sentiment à notre modèle. Contrairement au choc de nouvelles, le choc de

sentiment n'est pas causé par des erreurs d'anticipation liées aux fluctuations des fondamentaux économiques, mais par un problème d'informations qui entraîne les agents à prendre des décisions optimistes ou pessimistes. Ce type de choc, inspiré de l'*animal spirit* de Keynes, a entre autres été modélisé par Angeletos et La'O (2013) via l'utilisation d'un modèle DSGE et par Fève et Guay (2019) par l'utilisation d'un modèle SVAR. Par ailleurs, ces derniers constatent que, contrairement au choc de nouvelles, le choc des sentiments aurait un impact négligeable sur la production et l'inflation.

Pour mesurer l'éventuel impact de ce choc dans notre modèle, les heures sont remplacées par l'indice de la confiance des consommateurs. À l'instar de Fève et Guay (2019), la série employée provient du Survey of Consumers de l'Université du Michigan et est tirée des réponses à la question suivante : « *Looking ahead, which would you say is more likely – that in the country as a whole we'll have continuous good times during the next 5 years, or that we'll have periods of widespread unemployment or depression, or what ?* ». L'indice est ensuite construit en soustrayant les réponses négatives aux réponses positives, en additionnant par 100 puis en transformant sous forme logarithmique.

Dans un second temps, nous effectuons des exercices de robustesse en modifiant les paramètres du modèle de base X_t. Le modèle est d'abord testé en excluant la crise financière de 2008 de la période observée, c'est-à-dire en tronquant notre échantillon du premier trimestre 1960 au premier trimestre 2007, afin d'évaluer si les perturbations inhérentes à cette crise ont un effet sur la décomposition de la variance et les fonctions de réponses des différentes composantes économiques. Les résultats du modèle de base sont ensuite vérifiés en modifiant le nombre de retards appliqués au modèle. Plus précisément, nous apposons trois retards, puis cinq retards sur les variables de la matrice X_t. Les fonctions de réponse et décompositions de la variance obtenues lors des précédents exercices sont discutées à la

section 4.2.

3.3 Test de racine unitaire

Par construction, la TFP est stationnaire en différence. Le PINV est non stationnaires en niveau, mais stationnaire en différence. Ces séries sont ainsi différenciées une seule fois dans le modèle. La consommation c, l'investissement i et le PIB y sont également non stationnaires en niveau, mais partagent, tel qu'avancé par Fisher (2010), un même lien de cointégration. Les transformations suivantes sont donc effectuées afin de tenir compte de ce lien :

$$\log(C_t) - \log(Y_t) = \frac{c_t}{y_t} \sim I(0),$$
$$\log(I_t) - \log(Y_t) = \frac{i_t}{y_t} \sim I(0).$$

Les données sont intégrées dans le modèle dans l'ordre suivant :

$$X_t = \begin{bmatrix} \Delta TFP_t \\ \Delta PINV_t \\ \frac{c_t}{y_t} \\ \frac{i_t}{y_t} \\ h_t \end{bmatrix},$$

où $\frac{c_t}{y_t}$ correspond au log de la consommation sur le PIB et $\frac{i_t}{y_t}$ au log de l'investissement sur le PIB.

Le test augmenté de Dickey-Fuller (ADF) est ensuite effectué afin de vérifier la stationnarité des variables avant et après leur transformation. L'équation du test est la suivante :

$$\Delta T_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho} \delta \Delta Y_{t-i} + \epsilon_t \,,$$

où

$H0 : \alpha = 0$, indique que le test ne parvient pas à rejeter l'hypothèse nulle d'une racine unitaire ;

$H1 : \alpha \neq 0$, indique un processus stationnaire.

Une variante du test sans tendance linéaire a été appliquée au ratio consommation-PIB et au ratio investissement-PIB. Les résultats du test, présentés au tableau B.1 de l'annexe A montrent en effet que les transformations effectuées à la production, la consommation et l'investissement permettent aux séries de devenir stationnaires. Finalement, le choix du nombre de retards est basé sur la procédure proposée par Campbell et Perron. D'abord, nous fixons un nombre considérable de retards puis effectuons le test ADF à plusieurs reprises, en retranchant à chaque fois un retard, et ce jusqu'à ce que le dernier soit significatif.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

4.1 Modèle de base

Les figures présentées à l'annexe A montrent les fonctions de réponse et les décompositions de variance des quatre principaux chocs sur les variables du modèle de base pour un horizon de 40 périodes. Les données utilisées dans le SVAR, soit la productivité totale des facteurs, le prix relatif de l'investissement, le ratio consommation/PIB, le ratio investissement/PIB et les heures, comportent quatre retards tel que suggéré par la procédure de Campbell et Perron à la section 3.3. Les restrictions appliquées au modèle sont précisées aux sections 2.1.2 et 2.1.1.

4.1.1 Fonctions de réponse

Les fonctions de réponse du choc technologique surprise sont illustrées à la figure A.1.

En premier lieu, nous observons que la productivité totale des facteurs et les heures réagissent positivement à l'impact du choc, résultats correspondant avec le modèle RBC. Néanmoins, un effet permanent est observé sur la TFP, résultat ne concordant pas avec l'effet transitoire obtenu par Barsky et Sims (2011). Le prix relatif de l'investissement réagit pour sa part négativement et de manière non

significative au choc, la hausse surprise de la productivité faisant baisser le coût d'achat de nouveaux équipements à court terme. Finalement, le ratio consommation/production et le ratio investissement/production diminue et augmente respectivement sur un peu plus de dix périodes. L'effet étant non significatif, les réponses de la consommation et l'investissement sont donc compatibles à un choc permanent sur la productivité. Par conséquent, les agents lissent leur consommation dans le temps de sorte que, à court terme, la hausse de la consommation est moins élevée que celle de la production et que la hausse de l'investissement est plus élevée que celle de la production.

La figure A.2 révèle les fonctions de réponse du choc technologique anticipé sur les cinq variables du modèle de base. Tel qu'imposé par les restrictions, le choc technologique anticipé n'a aucun impact à court terme sur la productivité totale des facteurs. La TFP réagit ensuite négativement sur dix périodes, puis augmente de façon permanente les périodes suivantes. Ce résultat, similaire à Barsky et Sims (2011) et Benati (2016), serait causé par l'arrivée tardive de la hausse de la productivité, soit quelques périodes après que les agents l'aient anticipée. Concernant le prix relatif de l'investissement, sa réaction négative face au choc technologique anticipé provoque une augmentation plus rapide de l'investissement par rapport au PIB et une augmentation plus rapide du PIB par rapport à la consommation. Finalement, les heures ne réagissent pas à l'impact du choc, mais augmentent dès la période suivante sur près de dix trimestres avant de diminuer lors des périodes subséquentes. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Beaudry et Lucke (2010), mais diffère de celui de Barsky et Sims (2011). Ces derniers obtiennent en effet un effet négatif à l'impact, puis une augmentation des heures dès que la TFP commence à augmenter.

Tel que montré à la figure A.3, la TFP répond négativement, transitoirement et de manière non-significative au choc IST surprise tandis que les heures augmentent

significativement jusqu'à atteindre un sommet vers la huitième période. Ces deux résultats rejoignent en partie ceux de Beaudry et Lucke (2010) qui obtiennent un impact similaire sur la TFP, mais pratiquement aucune variation pour les heures. La réponse du PINV est pour sa part négative, incitant les agents à diminuer leur consommation afin d'augmenter leur investissement, tel que présenté par les fonctions de réponse du choc IST surprise sur le ratio consommation/PIB et le ratio investissement/PIB. La réaction du PINV concorde avec celle rapportée par Fisher (2006), mais est en contradiction avec celle de Beaudry et Lucke (2010). Quant à Benati (2016), l'impact du choc IST surprise est statistiquement non significatif à l'impact sur toutes les variables, de même qu'à long terme pour la consommation, le PIB et les heures.

Finalement, la figure A.4 illustre les fonctions de réponse des cinq variables du modèle face au choc spécifique à l'investissement anticipé. Tel qu'imposé par les restrictions, le choc IST anticipé n'a aucun impact à court terme sur la productivité totale des facteurs et le prix relatif de l'investissement. À long terme, le choc IST se répand dans les différents secteurs d'activité, faisant ainsi augmenter la TFP de façon permanente, mais non significative, les périodes suivant l'impact. En ce qui concerne le ratio investissement/PIB, sa réponse négative ne concorde pas avec celle obtenue par Ben Zeev et Khan (2015), et ce malgré la baisse du prix relatif de l'investissement. Ce résultat peut néanmoins être expliqué par le fait que les agents retardent leur investissement afin de profiter de la baisse de prix anticipée, augmentant conséquemment leur consommation au cours des premières périodes comme observé par la réponse du ratio consommation/PIB. Par ailleurs, le ratio investissement/PIB devient positif autour de la cinquième période, atteignant son maximum vers la période dix lorsque le PINV atteint sa diminution maximale. Finalement, le choc IST anticipé entraîne une diminution des heures sur près de dix périodes, puis une légère hausse avant de se stabiliser vers zéro

autour de la vingtième période.

4.1.2 Décomposition de la variance

La figure A.5 illustre les décompositions de la variance des quatre chocs étudiés dans le modèle de base. Nous observons d'abord que le choc technologique neutre surprise explique majoritairement, voire la totalité des fluctuations de la productivité totale des facteurs sur tout l'horizon, mais n'a pratiquement aucune influence sur les autres variables. Ce résultat, bien que moins prononcé, est également observé chez Benati (2016) et Beaudry et Lucke (2010).

Le choc IST surprise explique près de 75 % des mouvements du PINV en début d'horizon. Sa contribution se résorbe en partie au fil des périodes et représente environ 40 % en fin d'horizon. Également, bien que la décomposition de la variance des heures soit majoritairement due au choc IST anticipé à l'impact (près de 75 %), ce dernier ne représente plus que 20 % à partir de la vingtième période, remplacé par le choc IST surprise (près de 55 %).

Pour sa part, le choc technologique anticipé est responsable de près de 80 % des mouvements du ratio investissement-PIB et de 25% du PINV et du ratio consommation-PIB lors des cinq premières périodes. Néanmoins, le choc de nouvelles contribue peu aux fluctuations des variables en fin d'horizon, devenant même pratiquement nul en ce qui a trait au prix relatif de l'investissement.

Les mouvements des heures et du ratio consommation-PIB sont expliqués au cours des premières périodes par le choc IST anticipé à respectivement 75 % et 50 %. À long terme, ce choc est encore majoritairement responsable des fluctuations du ratio consommation-PIB (autour de 60 %) et explique les mouvements du PINV et du ratio investissement-PIB à respectivement 60 % et 50 %. Son effet s'amoindri cependant sur les heures, ne contribuant plus qu'à 20 % de sa décomposition de

la variance.

En somme, les chocs IST surprise et anticipé expliquent majoritairement les fluctuations de long terme des différentes composantes économiques de notre modèle, hormis pour la productivité totale des facteurs. Ce résultat concorde assez fidèlement avec celui obtenu par Benati (2016) et Beaudry et Lucke (2010), bien que ces derniers arrivent à une conclusion différente en ce qui a trait aux heures. En effet, leur choc de nouvelles est responsable d'environ 50 % des mouvements de cette variable, tandis que notre modèle ne capte aucune contribution de ce choc.

4.2 Robustesse

4.2.1 Confiance des consommateurs

La robustesse des précédents résultats est d'abord vérifiée en remplaçant les heures par la confiance des consommateurs. Les fonctions de réponse ainsi obtenues sont présentées aux figures A.6 à A.9.

Les sentiers empruntés par les quatre premières variables du modèle sont très similaires aux réponses précédemment obtenues suite au choc technologique surprise et aux chocs IST surprise et anticipé. Pour sa part, la confiance des consommateurs augmente face aux deux chocs surprises, puis s'estompe jusqu'à ne plus avoir d'impact autour de la quinzième période. À l'inverse, la confiance des consommateurs diminue à l'impact des deux chocs anticipés avant de graduellement s'estomper. Bien que les fonctions de réponse du PINV et du ratio investissement-PIB observées à la figure A.7 diffèrent légèrement de celles obtenues à la figures A.2, ces nouveaux résultats sont similaires à ceux obtenus pour le modèle de base.

Les décompositions de la variance présentées à la figure A.10 sont également similaires à celles du modèle de base, excepté pour le choc technologique anticipé qui

n'explique plus qu'une petite partie de la variance du ratio investissement/PIB, et ce sur tout l'horizon. Ce dernier choc est remplacé à court terme par le choc IST anticipé (près de 80 % de la variance à l'impact), puis par le choc IST surprise (près de la moitié de la variance en fin d'horizon). La confiance des consommateurs est expliquée à 60 % par le choc de nouvelle et à 20 % par le choc IST surprise.

4.2.2 Échantillon tronqué : T1-2007

La robustesse des résultats est cette fois-ci testée en limitant notre échantillon du premier trimestre 1960 au premier trimestre 2007, soit quelques périodes avant que l'économie mondiale soit frappée par la Grande Récession.

Les réponses obtenues aux figures A.11 à A.14 sont conformes à celles captées par le modèle de base, à l'exception de la figure A.13 qui présente une différence notoire à nos principaux résultats. En effet, en échantillon tronqué, l'impact du choc IST surprise sur la productivité des facteurs est permanent et non temporaire tel qu'observé avec le modèle de base. Néanmoins, l'effet est encore non significatif.

Concernant les décompositions de la variance, la figure A.15 montre que le choc IST surprise compte désormais pour près de 15 % des mouvements de la TFP sur tout l'horizon, contrairement à l'effet nul observé dans le modèle de base. Néanmoins, les décompositions restent très similaires à celles obtenues avec le modèle non tronqué.

4.2.3 Modèle à trois et cinq retards

Tel que discuté à la section 3.3, quatre retards sont préalablement appliqués aux données utilisées dans le modèle de base. Nous testons donc la robustesse de notre modèle en estimant le SVAR avec trois, puis cinq retards.

Les figures A.16 à A.20 présentent les fonctions de réponse et les décompositions de la variance du modèle à trois retards. Une fois de plus, nous observons que les résultats concordent étroitement avec ceux obtenus dans le modèle à quatre retards. Pour leur part, les figures A.21 à A.25 illustrent les réponses et décompositions de variance du modèle avec cinq retards. Les nouveaux sentiers ainsi obtenus concordent également avec nos principaux résultats.

CONCLUSION

Le présent mémoire s'est intéressé à l'intégration, dans un même modèle, des chocs technologiques surprises et anticipés et des chocs spécifiques à l'investissement surprises et anticipés, ainsi qu'à leurs impacts sur les composantes économiques. Pour y parvenir, des restrictions de court et long terme ont été appliquées sur un modèle à vecteurs autorégressifs structurels selon diverses hypothèses basées sur des théories et observations économiques. Le modèle inclut également un seul lien de cointégration entre le PIB, la consommation et l'investissement, tel que suggéré par Fisher (2010).

La théorie de l'effet de débordement avancée par Chen et Wemy (2015) a été utilisée afin d'appliquer deux des quatre restrictions de long terme. En effet, cette théorie a permis d'émettre l'hypothèse qu'une innovation technologique pouvait, après un certain temps, se déployer dans tous les autres secteurs d'activité. Ainsi, la productivité totale des facteurs pouvait sur un long horizon être affectée par les chocs technologiques surprise et anticipé ainsi que par les chocs spécifiques à l'investissement surprise et anticipé. Fisher (2006) a finalement permis d'appliquer les deux restrictions additionnelles sur la matrice de long terme, de sorte qu'aucun des chocs technologiques n'ait d'impact sur le prix relatif de l'investissement.

L'application des restrictions de court terme s'est principalement appuyée sur la théorie des chocs de nouvelles, également étudiée par Beaudry et Portier (2006), Barsky et Sims (2011) et Ben Zeev et Khan (2015). Plus précisément, nous avons émis l'hypothèse que les agents économiques pouvaient anticiper des changements dans les fondamentaux économiques qui, à long terme, pouvaient ou non se réa-

liser. L'impact de ces erreurs de prévisions ne pouvant être observé que plusieurs périodes plus tard, nous avons donc imposé que seul le choc technologique surprise et le choc IST surprise pouvaient avoir un impact à court terme sur la TFP. Les trois dernières restrictions ont ensuite été appliquées de sorte que seul le choc de nouvelles puisse affecter le prix relatif de l'investissement et que les ratios consommation-PIB et investissement-PIB ne soient pas affectés par un choc non identifié.

Deux méthodes ont permis de mesurer et de comprendre l'impact des quatre principaux chocs sur les composantes économiques de notre modèle, soit la fonction de réponse et la décomposition de la variance. Les résultats obtenus ont permis de principalement constater que les chocs IST surprise et anticipé expliqueraient majoritairement les fluctuations de long terme du prix relatif de l'investissement, du ratio consommation-PIB, du ratio investissement-PIB et des heures. La productivité totale des facteurs serait pour sa part uniquement affectée par le choc technologique surprise. Ces résultats seraient également robustes et concorderaient de près avec ceux obtenus par Benati (2016) et Beaudry et Lucke (2010).

Finalement, de futurs travaux pourraient intégrer des éléments dont ce présent mémoire fait abstraction. Par exemple, la modélisation utilisée ne tient pas compte des innovations pouvant être générées par le marché du crédit. Il serait donc intéressant que de futures recherches incorporent les chocs financiers au modèle via, notamment, l'approche théorique et empirique du *credit spread* discuté par Boivin *et al.* (2020). Également, tel que souligné par Fisher (2006), la littérature économique montre que la contribution des chocs IST sur les fluctuations du cycle économique avant 1982 semble différer de la contribution observée pendant la période de « grande modération, soit après 1982. Des travaux subséquents pourraient donc séparer l'échantillon selon ces deux périodes afin d'évaluer comment cette division modifie les résultats obtenus.

ANNEXE A

FIGURES

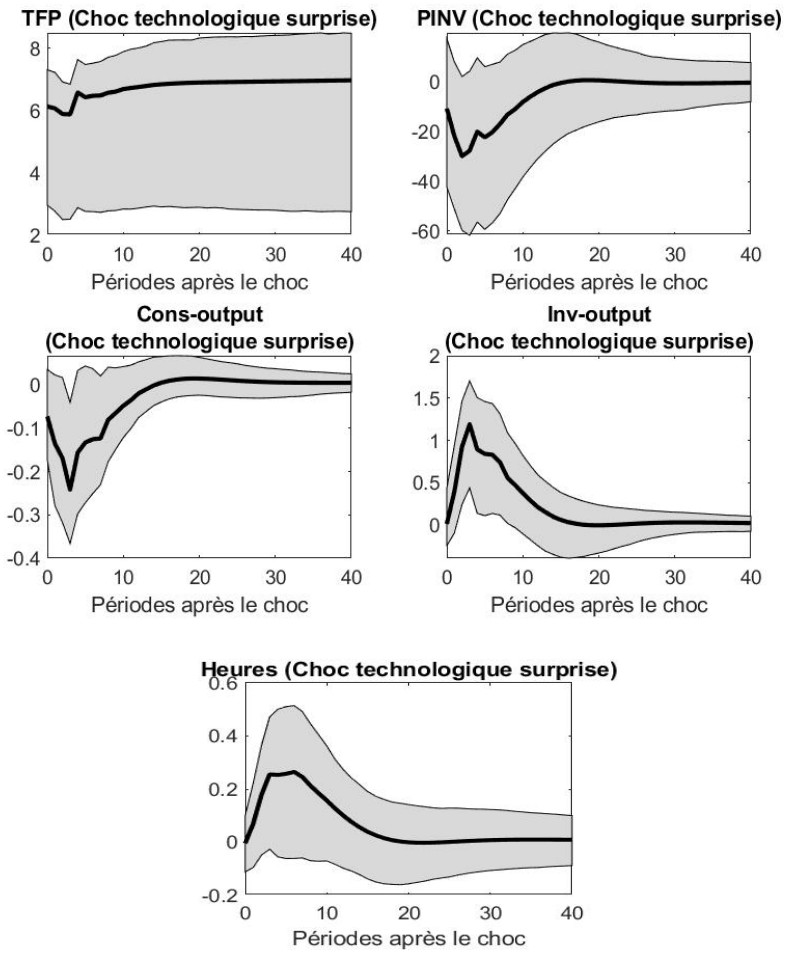

Figure A.1 Fonctions de réponse suite au choc technologique surprise.

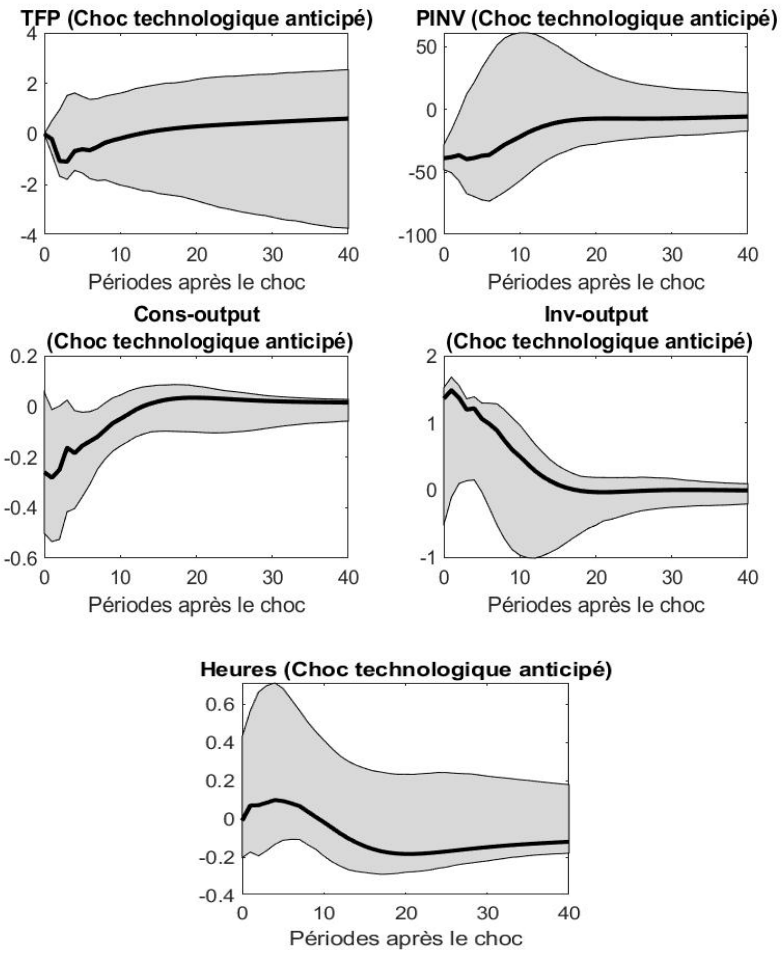

Figure A.2 Fonctions de réponse suite au choc technologique anticipé.

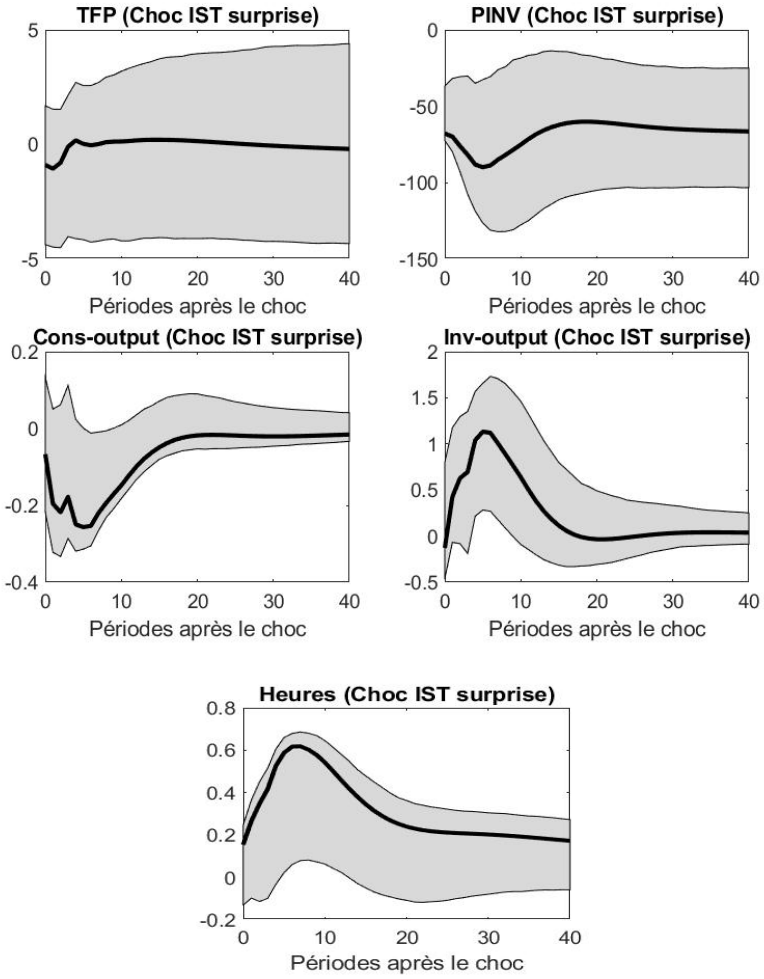

Figure A.3 Fonctions de réponse suite au choc technologique spécifique à l'investissement surprise.

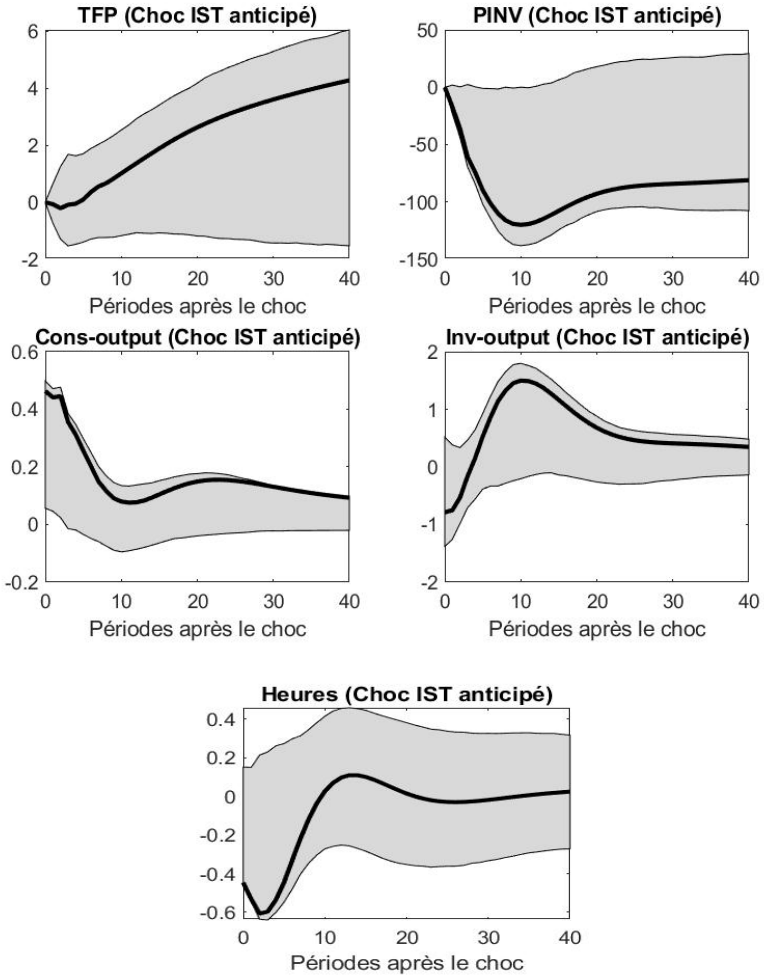

Figure A.4 Fonctions de réponse suite au choc technologique spécifique à l'investissement anticipé.

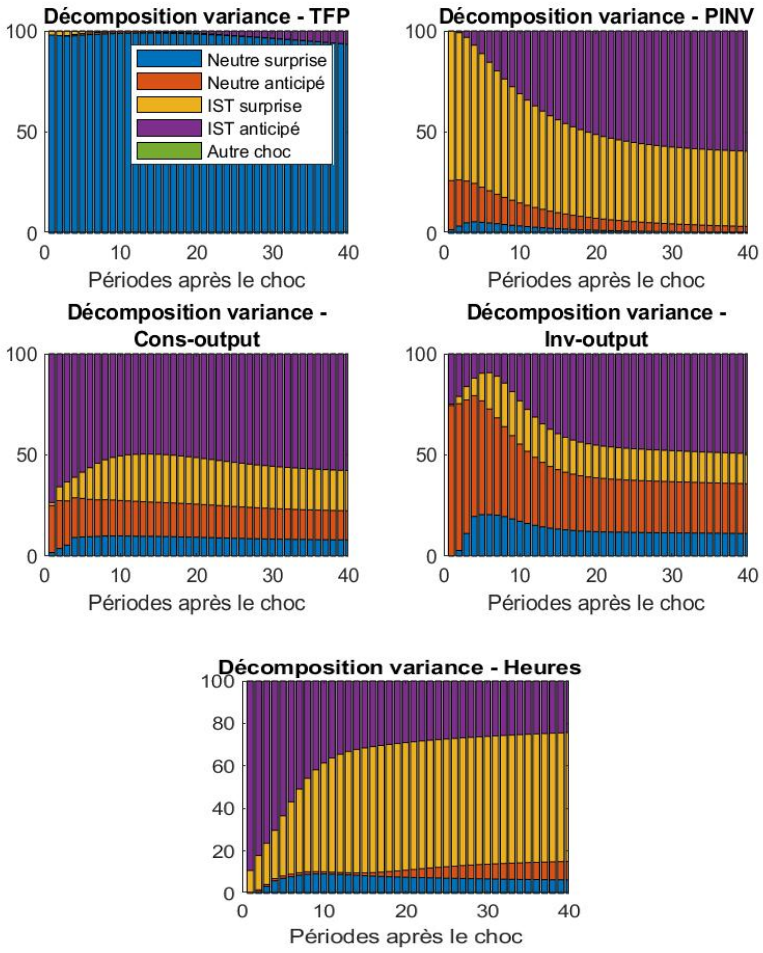

Figure A.5 Décomposition de la variance des variables du modèle de base X_t.

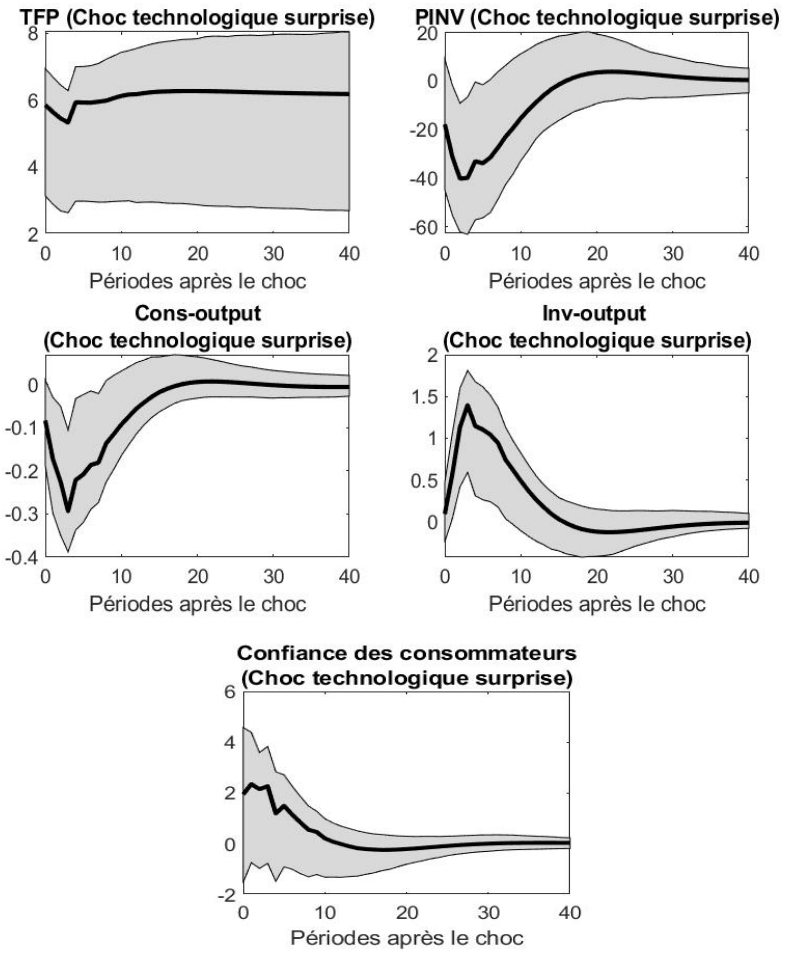

Figure A.6 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec confiance des consommateurs.

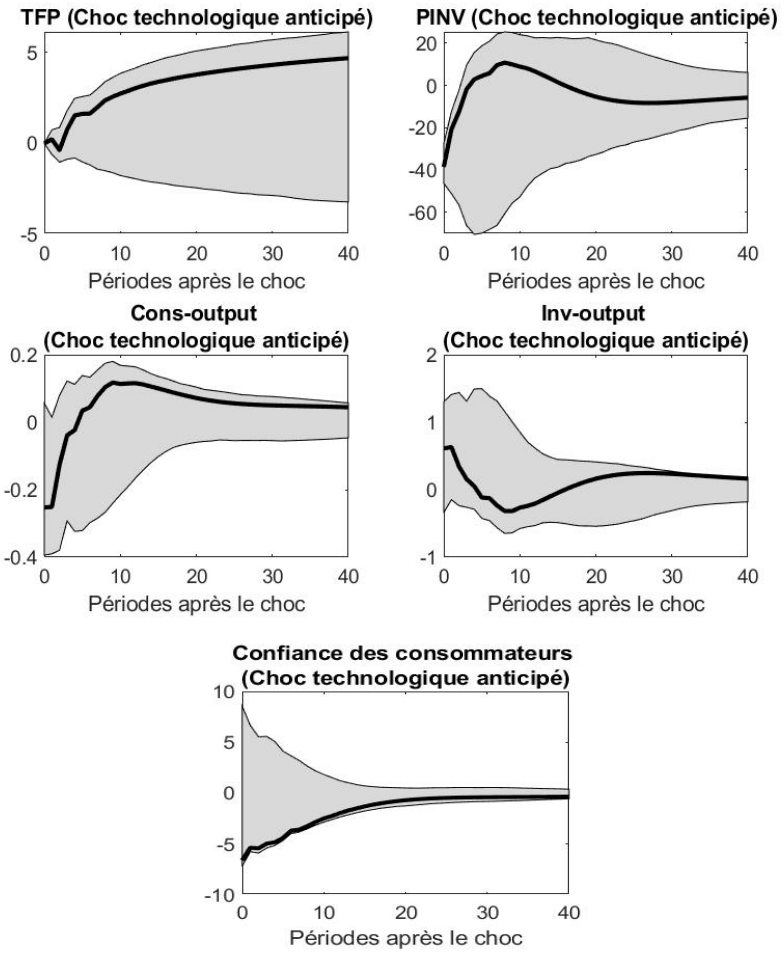

Figure A.7 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec confiance des consommateurs.

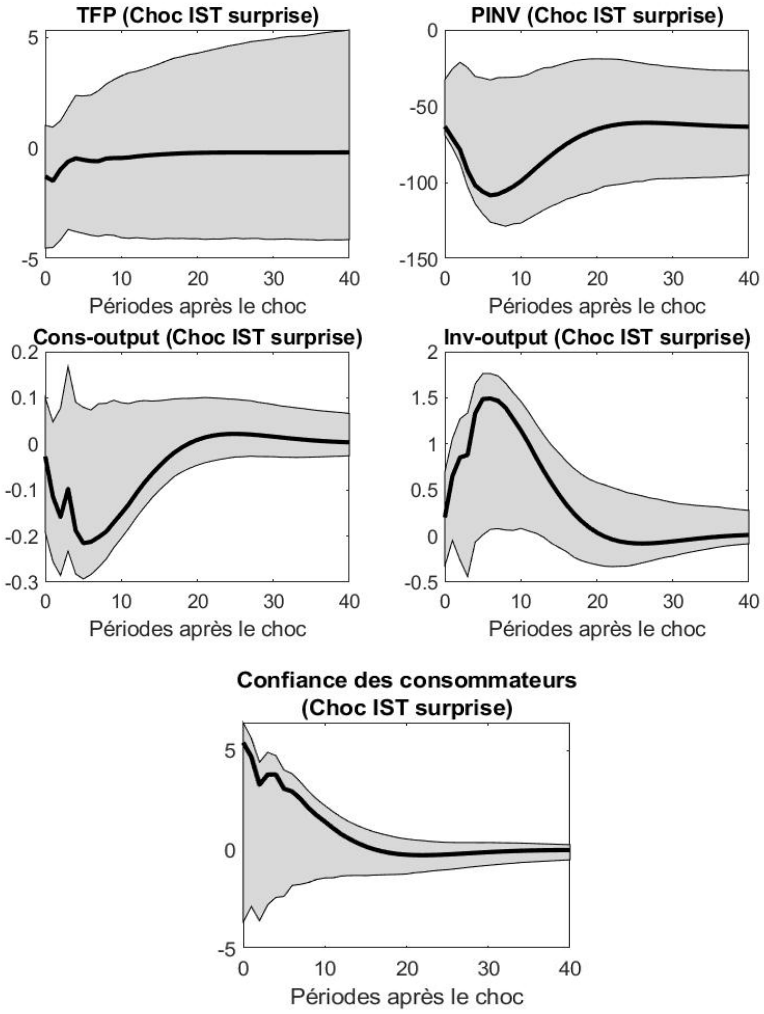

Figure A.8 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec confiance des consommateurs.

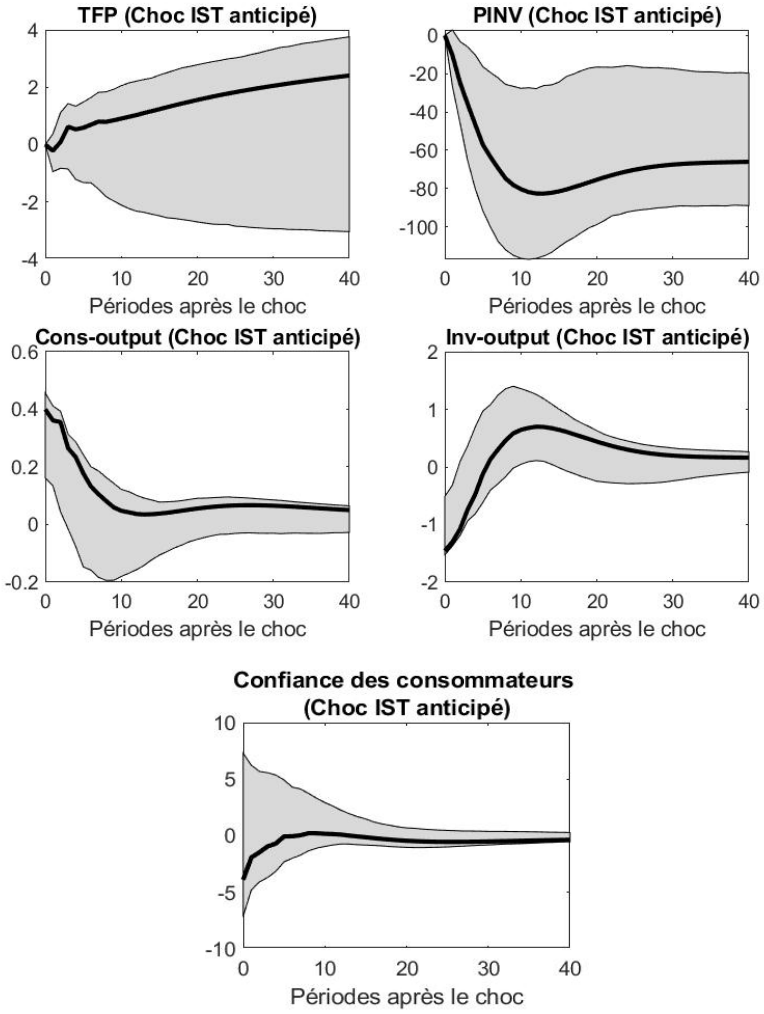

Figure A.9 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec confiance des consommateurs.

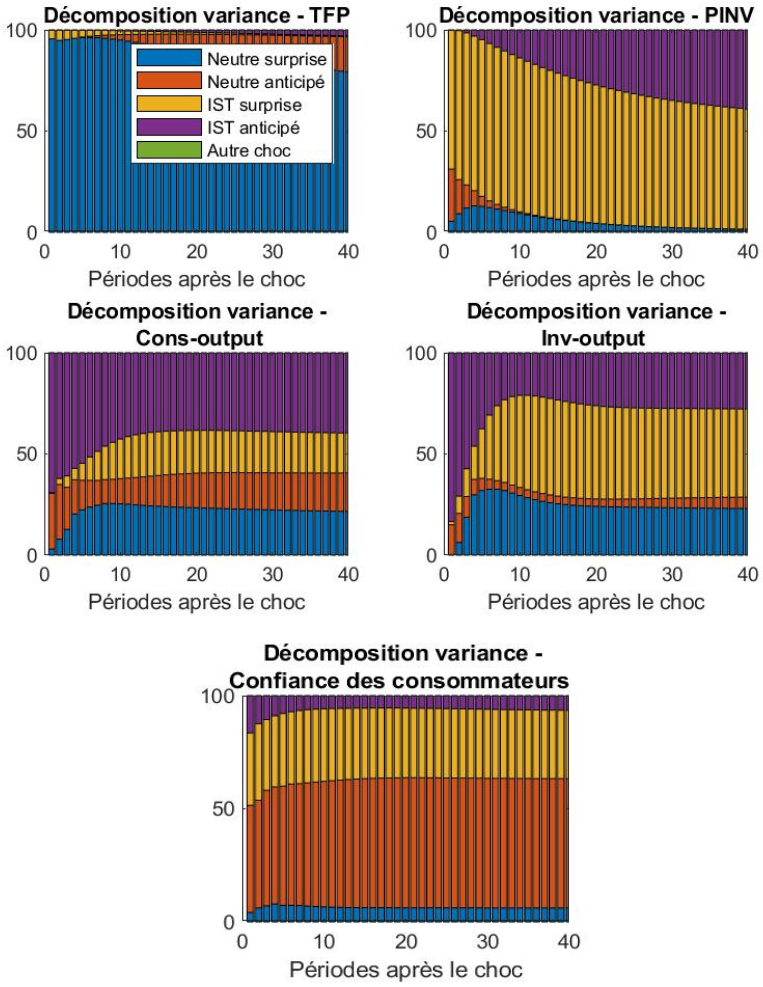

Figure A.10 Décomposition de la variance des variables : modèle avec confiance des consommateurs.

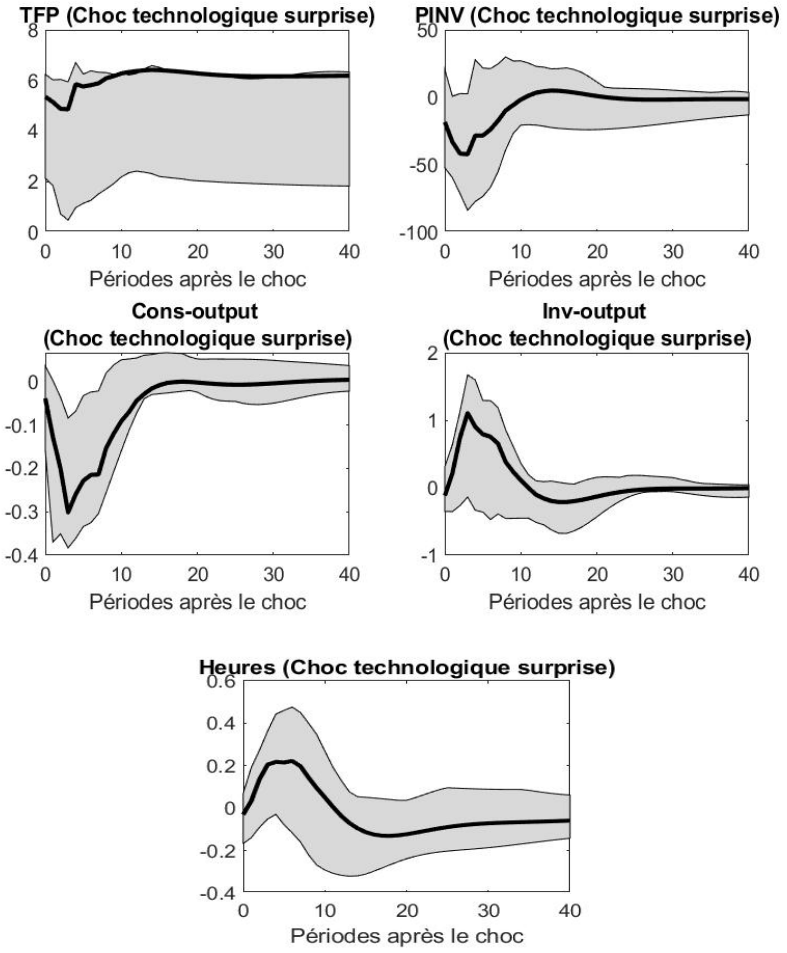

Figure A.11 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1).

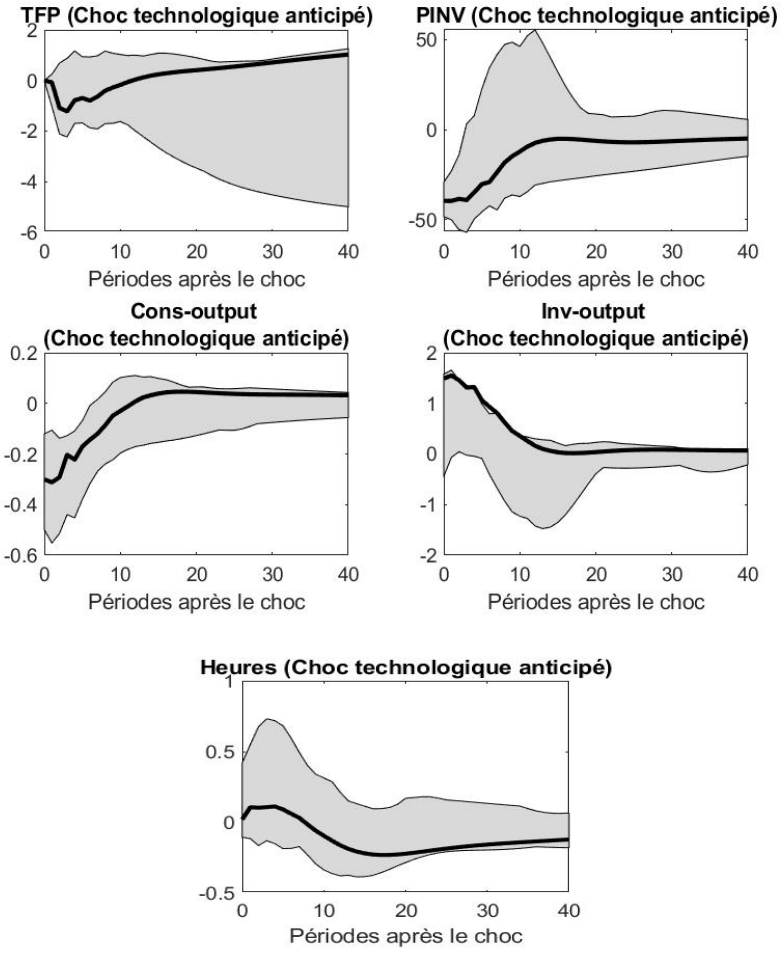

Figure A.12 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1).

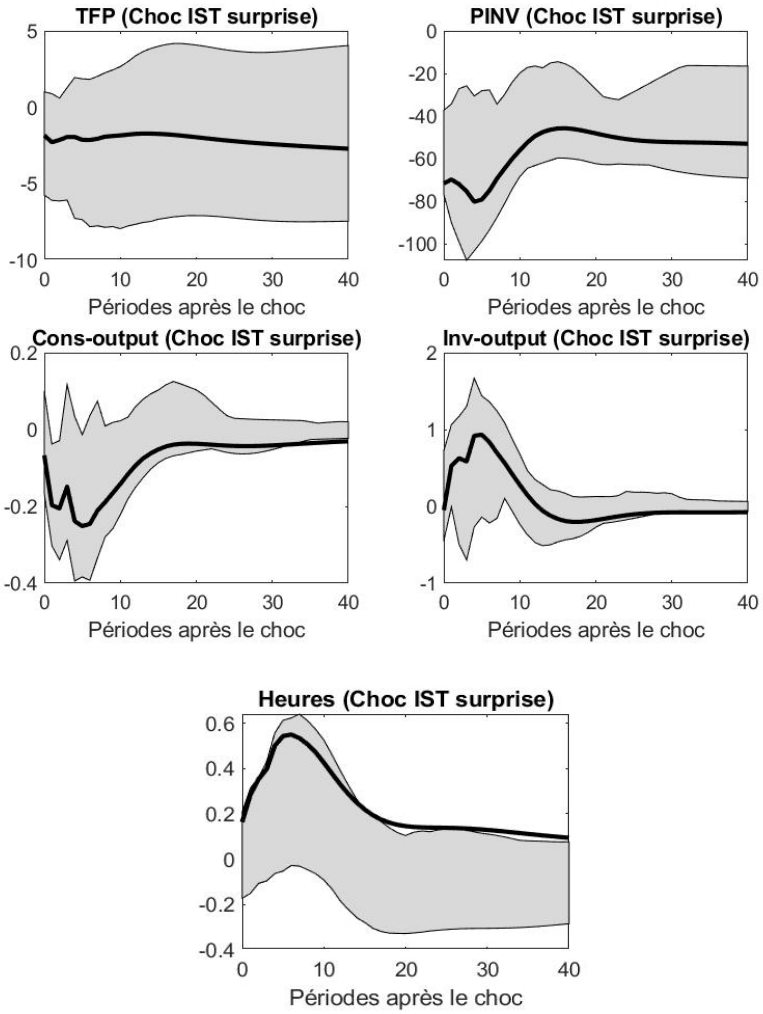

Figure A.13 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1).

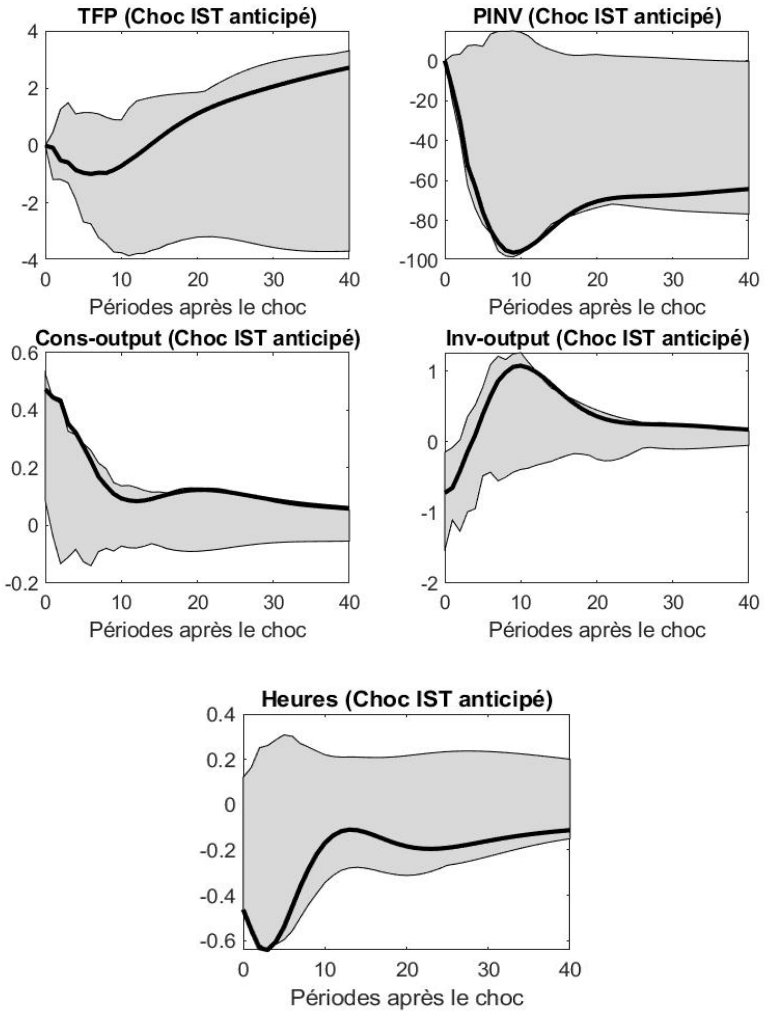

Figure A.14 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1).

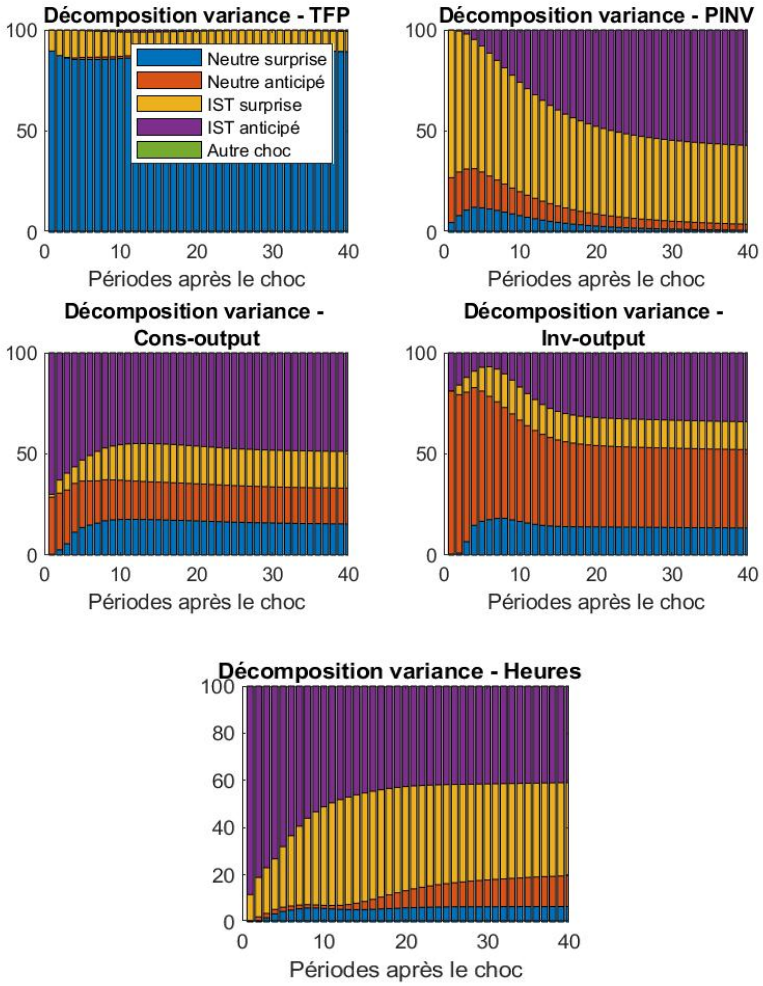

Figure A.15 Décomposition de la variance des variables : modèle avec échantillon tronqué (1960-T1 à 2007-T1).

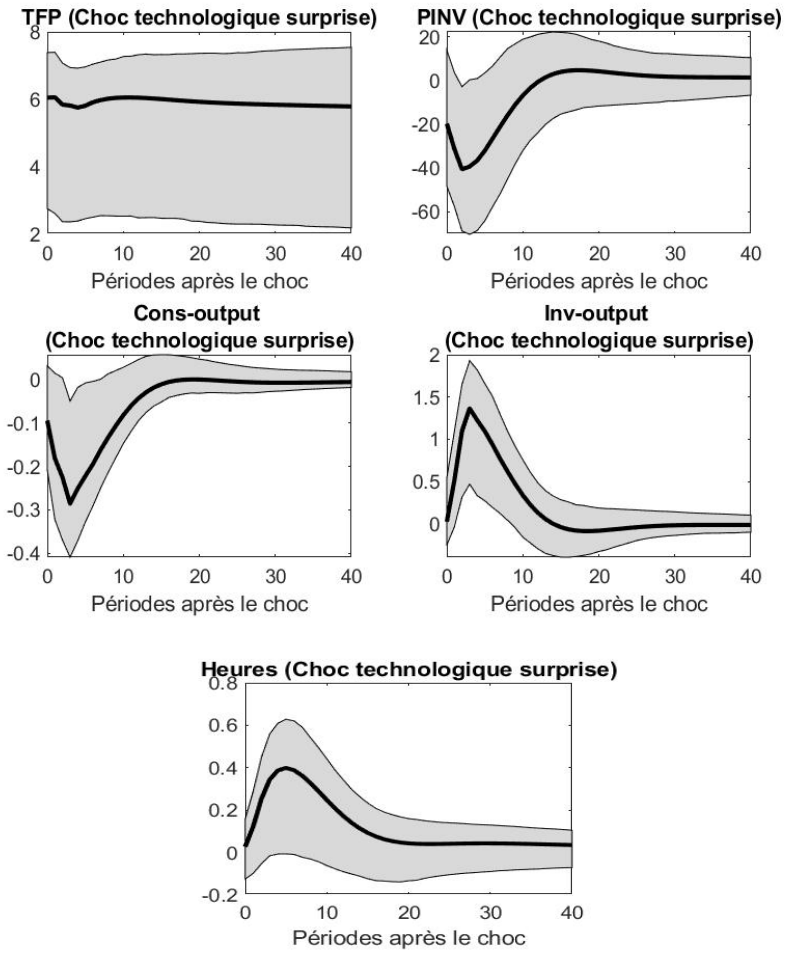

Figure A.16 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec trois retards.

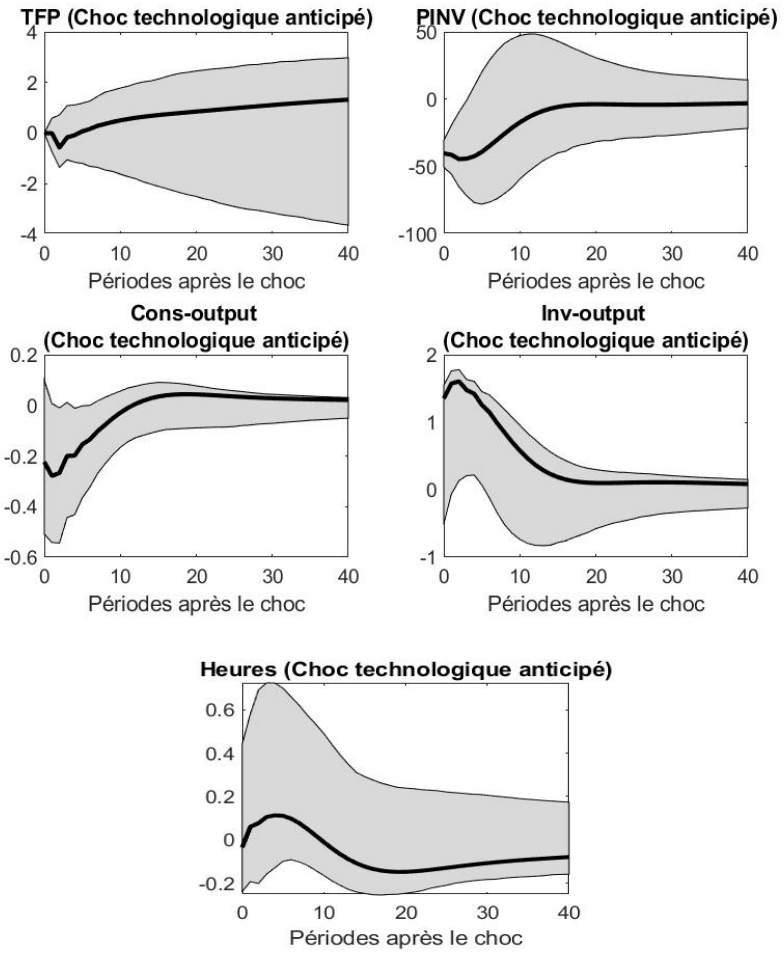

Figure A.17 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec trois retards.

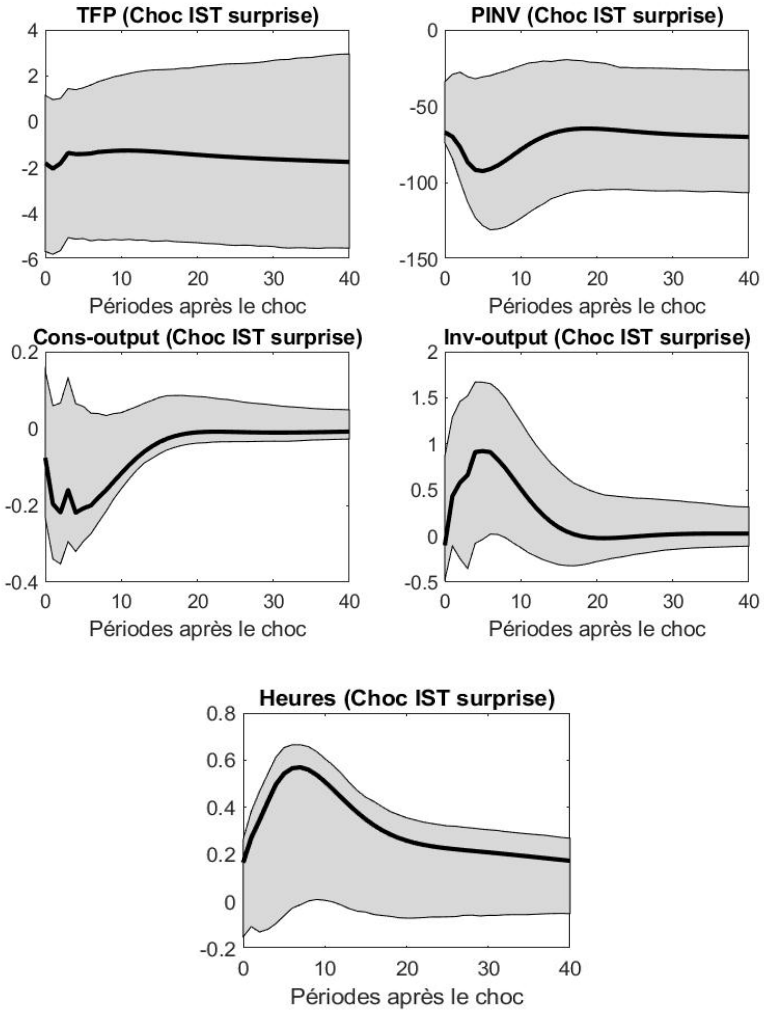

Figure A.18 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec trois retards.

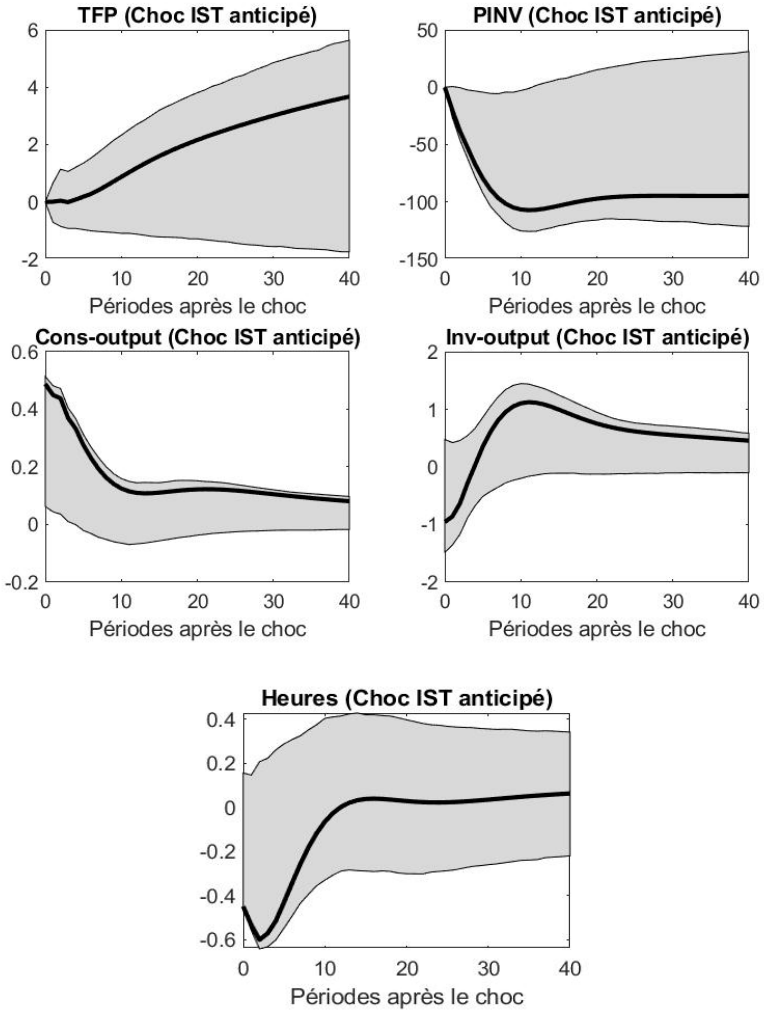

Figure A.19 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec trois retards.

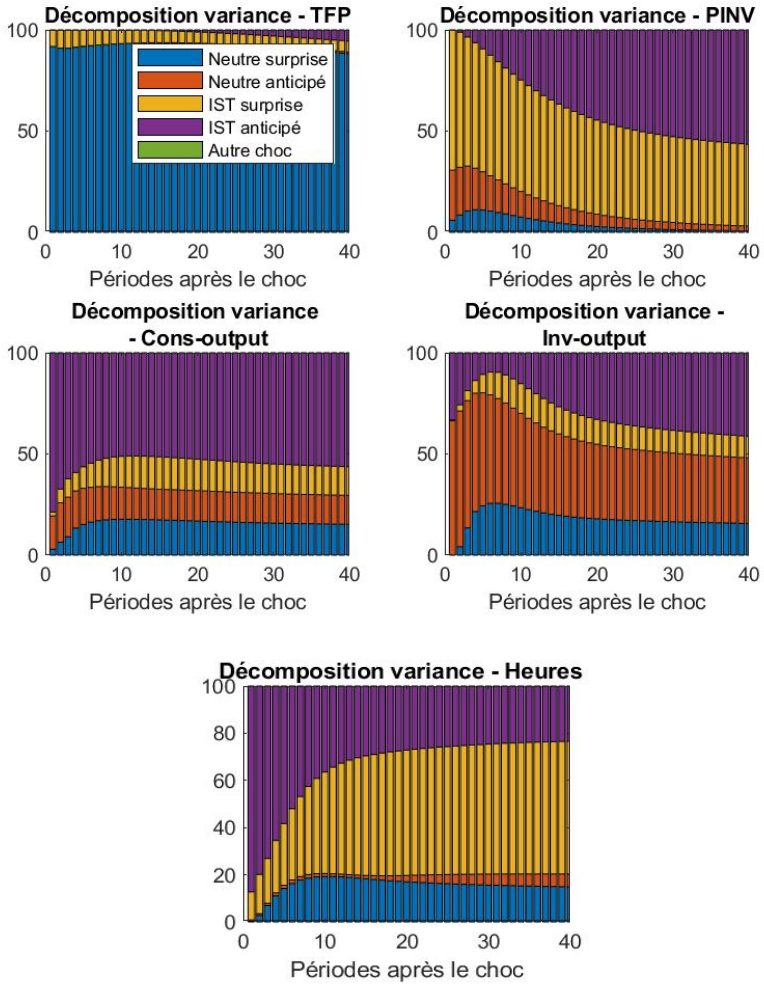

Figure A.20 Décomposition de la variance des cinq pricipaux chocs : modèle avec trois retards.

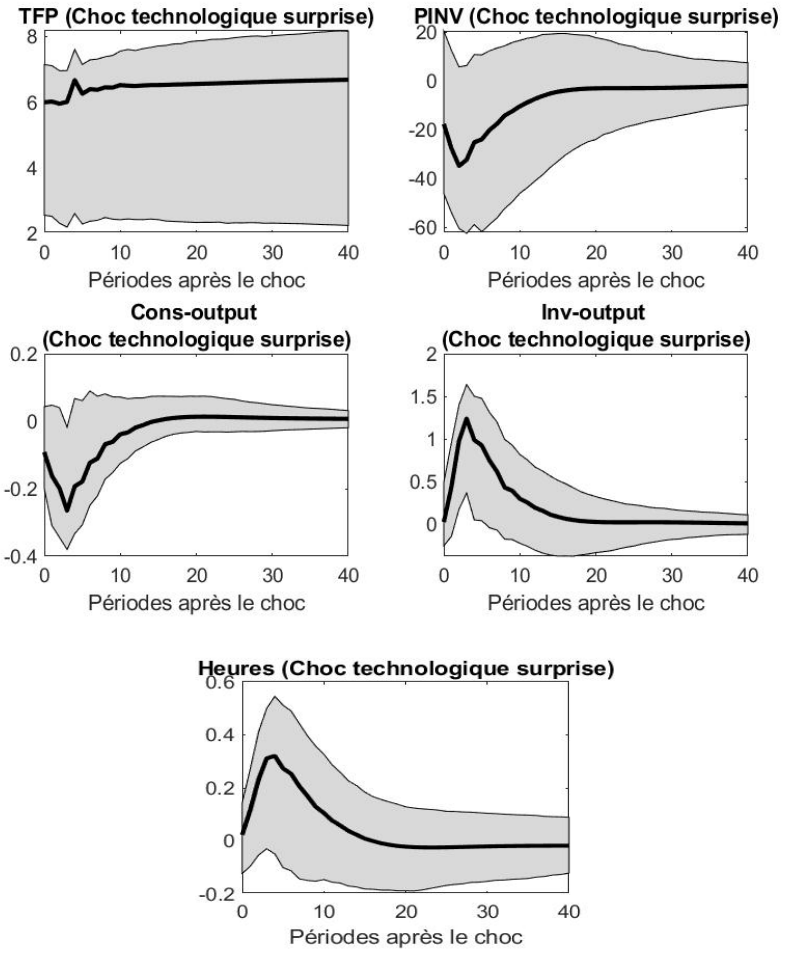

Figure A.21 Fonctions de réponse du choc technologique surprise : modèle avec cinq retards.

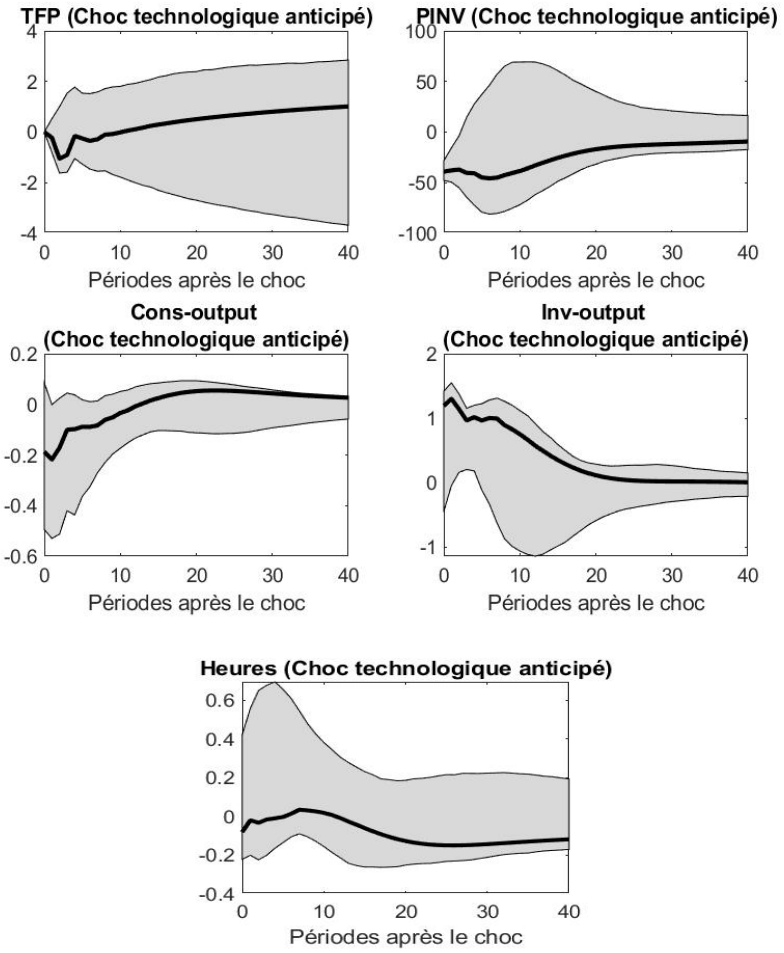

Figure A.22 Fonctions de réponse du choc technologique anticipé : modèle avec cinq retards.

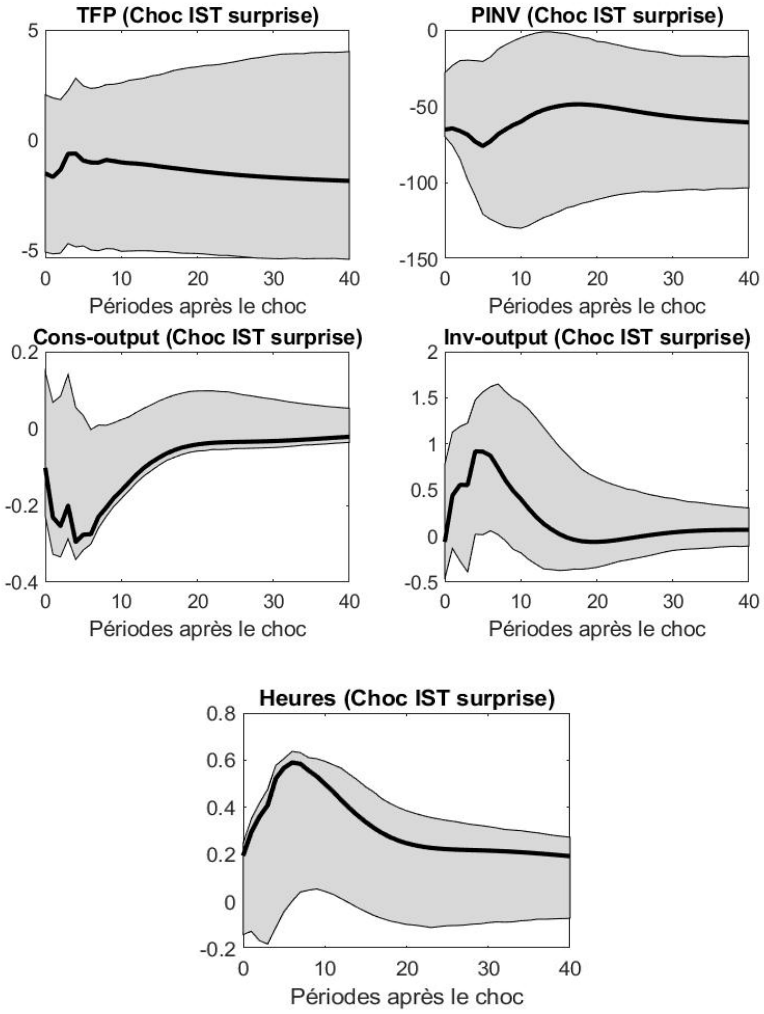

Figure A.23 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement surprise : modèle avec cinq retards.

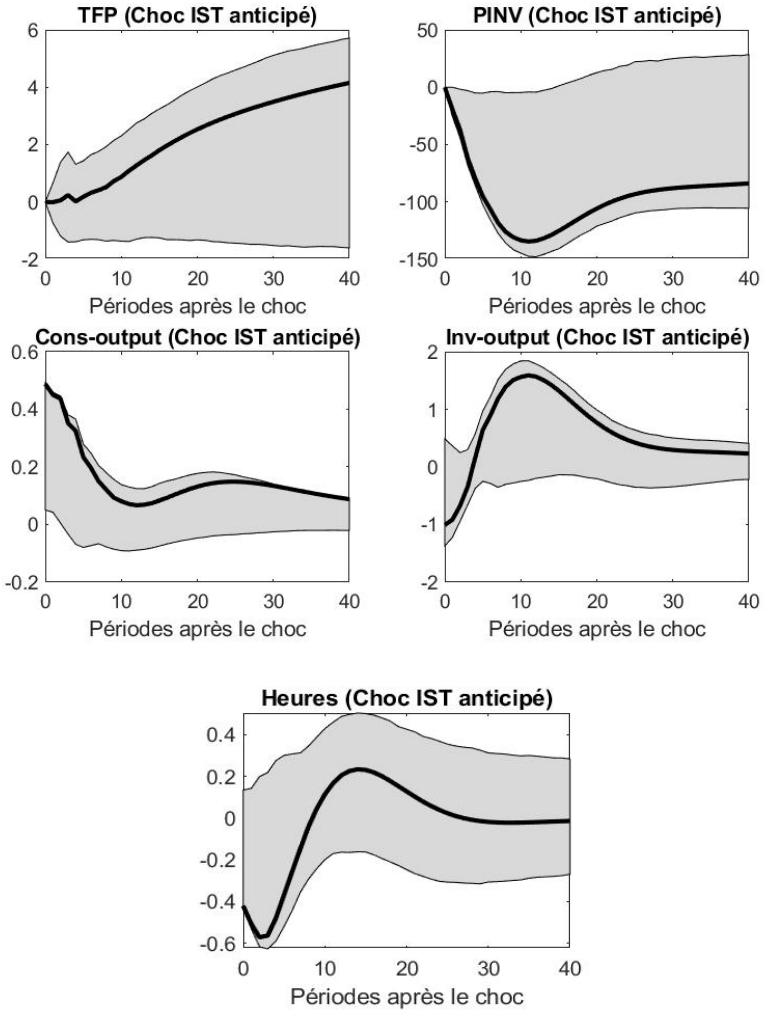

Figure A.24 Fonctions de réponse du choc technologique spécifique à l'investissement anticipé : modèle avec cinq retards.

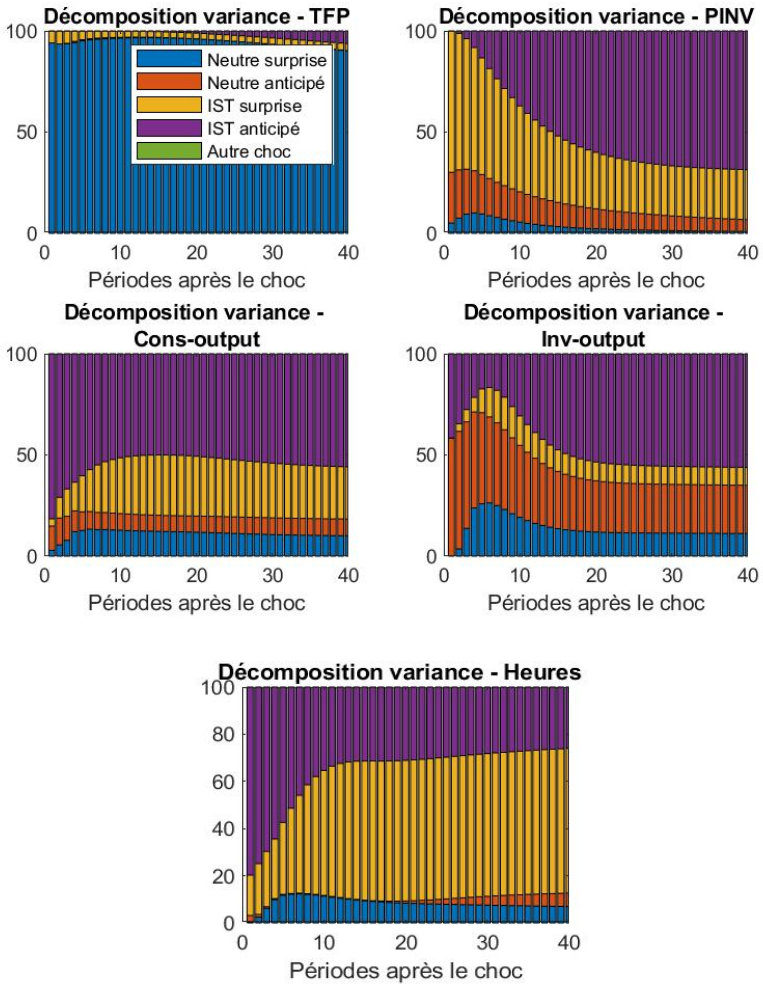

Figure A.25 Décomposition de la variance des cinq principaux chocs : modèle avec cinq retards.

ANNEXE B

TABLEAUX

Tableau B.1 Test de racine unitaire Dickey-Fuller augmenté des variables

Nombre de retards	0	1	2	3	4	5
TFP	-14.916*	-10.984*	-8.982*	-6.880*	-6.496*	-6.055*
PINV	11.735*	11.735*	-6.219*	-5.487*	-4.963*	-4.807*
Consommation	-0.761	-1.071	-1.719	-2.171	-2.019	-1.512
Investissement	-2.126	-3.134	3.569**	-3.885**	-3.809**	-3.148***
Production	-1.449	-2.137	-2.632	-2.891	-2.913	-2.419
Prod. moins cons.[a]	-3.268***	-3.24***	-3.523**	-3.400***	-3.608**	-3.097
Prod. moins invest.[a]	-2.258	-3.142***	-3.464**	-3.660**	-3.551**	-3.033
Heures	-1.215	-2.162	-2.547	-2.449	-2.345	-2.713

Rejet de H0 au seuil de : *1%, **5%, ***10%.

[a] Le test ADF a été appliqué sans tendance linéaire sur cette série.

RÉFÉRENCES

Angeletos, G.-M. et La'O, J. (2013). Sentiments. *Econometrica*, *81*(2), 739–779.

Barsky, R. B. et Sims, E. R. (2011). News shocks and business cycles. *Journal of monetary Economics*, *58*(3), 273–289.

Beaudry, P., Dupaigne, M. et Portier, F. (2008). The international propagation of news shocks. *Center for Economic Policy and Research Discussion Papers*.

Beaudry, P. et Lucke, B. (2010). Letting different views about business cycles compete. *NBER Macroeconomics Annual*, *24*(1), 413–456.

Beaudry, P. et Portier, F. (2004). An exploration into pigou's theory of cycles. *Journal of monetary Economics*, *51*(6), 1183–1216.

Beaudry, P. et Portier, F. (2006). Stock prices, news, and economic fluctuations. *American Economic Review*, *96*(4), 1293–1307.

Ben Zeev, N. et Khan, H. (2015). Investment-specific news shocks and US business cycles. *Journal of Money, Credit and Banking*, *47*(7), 1443–1464.

Benati, L. (2016). Investment-specific and neutral news shocks and macroeconomic fluctuations. *University of Bern*.

Beveridge, S. et Nelson, C. R. (1981). A new approach to decomposition of economic time series into permanent and transitory components with particular attention to measurement of the « business cycle». *Journal of Monetary economics*, *7*(2), 151–174.

Blanchard, O. J. et Quah, D. (1988). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances.

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

Chen, K. et Wemy, E. (2015). Investment-specific technological changes : The source of long-run tfp fluctuations. *European Economic Review*, *80*, 230–252.

Cummins, J. G. et Violante, G. L. (2002). Investment-specific technical change in the United States (1947–2000) : Measurement and macroeconomic consequences. *Review of Economic dynamics*, *5*(2), 243–284.

Davis, J. M. (2007). News and the term structure in general equilibrium. *mimeo, Northwestern University*.

Fernald, J. G. (2014). A quarterly, utilization-adjusted series on total factor productivity.

Fève, P. et Guay, A. (2019). Sentiments in svars. *The Economic Journal*, *129*(618), 877–896.

Fisher, J. D. (2006). The dynamic effects of neutral and investment-specific technology shocks. *Journal of political Economy*, *114*(3), 413–451.

Fisher, J. D. (2010). Comment on" letting different views about business cycles compete". 457–474.

Gali, J. (1999). Technology, employment, and the business cycle : do technology shocks explain aggregate fluctuations ? *American economic review*, *89*(1), 249–271.

Gordon, R. J. (2007). *The measurement of durable goods prices*. University of Chicago Press.

Greenwood, J., Hercowitz, Z. et Krusell, P. (1997). Long-run implications of investment-specific technological change. *The American Economic Review*, 342–362.

Justiniano, A., Primiceri, G. E. et Tambalotti, A. (2011). Investment shocks and the relative price of investment. *Review of Economic Dynamics*, *14*(1), 102–121.

Kydland, F. E. et Prescott, E. C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1345–1370.

Moulton, B. R. (2001). The expanding role of hedonic methods in the official statistics of the United States. *BEA Papers*, *14*.

Pigou, A. C. (1927). *Industrial fluctuations*. Routledge.

Schmitt-Grohé, S. et Uribe, M. (2012). What's news in business cycles. *Econometrica*, *80*(6), 2733–2764.

Solow, R. M. (1957). Technical change and the aggregate production function. *The review of Economics and Statistics*, 312–320.

Susanto Basu, J. G. F. et S.Kimball, M. (2006). Are technology improvements contractionary ?. *American Economic Review*, *96*(5), 1418–1448.