UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACT DU CHOC DU PRIX DE L'INVESTISSEMENT SUR LE CYCLE ÉCONOMIQUE AMÉRICAIN

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

NGOUMA KENGUE GLOIRE BLAISE MICHÉE

AVRIL 2022

Remerciements

Tout d'abord, je rends grâce à Dieu qui m'a permis d'arriver jusqu'au bout de ce projet en disposant en ma faveur plusieurs opportunités, lesquelles ont été indispensables pour accomplir un parcours moins complexe.

Ensuite, je remercie mon directeur de mémoire, le Professeur Alain GUAY, pour son excellent encadrement, sa disponibilité et son soutien multiforme tout au long de mon parcours académique.

Enfin, je dédie ce travail à ma famille pour leur soutien et encouragements de tout genre et en tout temps malgré la distance qui nous sépare.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX v
LISTE DES FIGURES vi
RÉSUMÉ viii
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I REVUE DE LITTÉRATURE 6
1.1 Choc de l'IST et cycle économique 7
1.2 Choc de nouvelles de la TFP et cycle économique 10
1.3 Importance des chocs de nouvelles 11
CHAPITRE II MÉTHODOLOGIE 13
2.1 Procédure de l'approche VAR structurel 14
2.2 Fonctions de réponses impulsionnelles 17
2.3 Décomposition de la variance 18
2.4 Identification par la décomposition de la variance 19
CHAPITRE III DONNÉES 23
3.1 Données utilisées pour l'étude des liens de corrélation 23
3.1.1 Méthode d'agrégation en chaîne des indices 24
3.1.2 Indices de quantité et de prix de l'investissement 25
3.1.3 Indices de quantité et de prix à la consommation 27
3.1.4 Construction des séries PRI et IST 27
3.2 Données utilisées dans le modèle VAR structurel 27
CHAPITRE IV RÉSULTATS EMPIRIQUES 29
4.1 Étude des liens de corrélation entre PRI et cycle économique 30
4.2 Estimation du modèle VAR structurel 32

4.2.1 Modèle 1 : IST identifiée par l'investissement en équipement et biens durables 33

4.2.2 Modèle 2 : IST identifiée par l'investissement privé total . . . 39

4.2.3 Modèle 3 : IST identifiée par l'investissement des firmes 44

4.2.4 Modèle 4 : IST identifiée par l'investissement des ménages . . 49

CONCLUSION 56

APPENDICE A ÉVOLUTION DES DIFFÉRENTES SÉRIES 58

APPENDICE B MODÈLES INTRODUISANT L'IST IDENTIFIÉE PAR LES INVESTISSEMENTS NIPA 60

B.1 Modèle 5 : IST identifiée par les équipements 62

B.2 Modèle 6 : IST identifiée par les biens durables 63

B.3 Modèle 7 : IST identifiée par les produits de propriété intellectuelle . 65

B.4 Modèle 8 : IST identifiée par les structures 66

B.5 Modèle 9 : IST identifiée par l'investissement résidentiel 68

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

4.1 Corrélation entre prix relatifs d'investissement (pri) et output (pib) 31

4.2 Corrélation entre prix relatifs d'investissement (pri) et heures travaillées (h) 31

LISTE DES FIGURES

Figure Page

4.1 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 1) . . . 36

4.2 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 1) . . 37

4.3 Décomposition de la variance (modèle 1) 39

4.4 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 2) . . . 41

4.5 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 2) . . 42

4.6 Décomposition de la variance (modèle 2) 44

4.7 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 3) . . . 46

4.8 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 3) . . 47

4.9 Décomposition de la variance (modèle 3) 49

4.10 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 4) . . . 51

4.11 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 4) . . 52

4.12 Décomposition de la variance (modèle 4) 55

A.1 Évolution des variables d'intérêt introduites dans le modèle SVAR, exceptée l'IST. 58

A.2 Évolution des différentes mesures d'investissement réels. 59

A.3 Évolution des prix relatifs des différents investissements sur le prix des dépenses à la consommation incluant l'énergie. 59

B.1 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 5) . . . 62

B.2 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 5) . . 62

B.3 Décomposition de la variance (modèle 5) 63

B.4 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 6) . . . 63

B.5 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 6) . . 64
B.6 Décomposition de la variance (modèle 6) 64
B.7 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 7) . . . 65
B.8 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 7) . . 65
B.9 Décomposition de la variance (modèle 7) 66
B.10 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 8) . . . 66
B.11 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 8) . . 67
B.12 Décomposition de la variance (modèle 8) 67
B.13 Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 9) . . . 68
B.14 Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 9) . . 68
B.15 Décomposition de la variance (modèle 9) 69

RÉSUMÉ

Cette étude porte sur l'impact qu'un choc du prix de l'investissement a sur le cycle économique américain. Le facteur par lequel se propage ce choc est mesuré par la technologie spécifique à l'investissement (IST). Nous appliquons un modèle de vecteur autoregressif (VAR) structurel dans lequel les chocs de nouvelles sont identifiés par la méthode du maximum de la variance de l'erreur de prévision proposée par Uhlig (2003) et Barsky et Sims (2011). Différents prix d'investissement ont été définis afin de construire chaque série IST correspondante. Nous supposons que l'IST suit un processus stochastique dirigé principalement par un choc surprise et un choc de nouvelles. Nos résultats révèlent que ce choc de nouvelles de l'IST future entraîne des comouvements qui diffèrent d'une mesure du prix d'investissement à une autre. Par ailleurs, lorsque l'IST est identifiée par une mesure d'investissement dont le prix relatif tend à être procyclique, dans les années récentes, la part du choc de nouvelles de la productivité total des facteurs (TFP) future dans la variance de la production, l'investissement, la consommation, et les heures travaillées est la plus importante la plupart du temps. Lorsque l'IST est identifiée par une mesure d'investissement dont le prix relatif est significativement contracyclique, le modèle devient très sensible à l'ordre de l'identification entre les deux chocs de nouvelles de l'IST et de la TFP futures.

Mots clés : Technologie spécifique à l'investissement (IST), productivité total des facteurs (TFP), choc de nouvelles, cycle économique, SVAR.

INTRODUCTION

Il est bien documenté dans la littérature macroéconomique que l'investissement représente l'une des composantes les plus volatiles de l'output. L'analyse empirique des données américaines nous en dit d'avantage [1]. À ce moment, une variation du prix de l'investissement jouerait un rôle non-négligeable dans les fluctuations du cycle économique. Dans le but d'étudier l'impact de la variation du prix de l'investissement sur le cycle économique des États-Unis, nous utilisons la technologie spécifique à l'investissement (IST) comme facteur de propagation du choc du prix de l'investissement sur les variables macroéconomiques. L'IST est défini comme l'inverse du prix relatif de l'investissement [2] (PRI). Le PRI est calculé par le ratio du déflateur de l'investissement sur le déflateur de la consommation (Greenwood *et al.*, 1997, 2000; Fisher, 2006; Papanikolaou, 2011; Justiniano *et al.*, 2011). Nous supposons dans cette étude que l'IST est un processus stochastique dirigé principalement par un choc surprise et un choc de nouvelles. Le choc de nouvelles est défini comme un choc anticipé sur les opportunités futures de la productivité ou de l'investissement. Cette théorie énoncée par Pigou (1927) tente d'expliquer la difficulté des agents économiques à effectuer des prévisions justes par rapport à l'avenir. Quand les agents économiques perçoivent de l'information favorable par

---

1. Selon la base de données de FRED tirée de *Federal Reserve Bank of St. Louis*, l'exportation nette constitue la composante la plus volatile de l'output, suivi de l'investissement. (https ://fredblog.stlouisfed.org/2015/08/gdp-components-volatility/)

2. Nous supposons que l'économie est dans un environnement de marché à compétition pure et parfaite. Dans le cas contraire, l'IST serait égale à l'inverse du PRI multiplié par une marge due à la rigidité des prix (Justiniano *et al.*, 2011).

rapport aux opportunités futures, ils décident d'investir aujourd'hui en anticipant une demande ultérieure à la hausse. Ce qui entraîne une expansion économique. Cependant, si leur prévision s'avère moins favorable que ce qu'ils avaient préalablement anticipé, les agents vont donc retirer leurs investissements. Ce qui entraîne un ralentissement de l'activité économique, et dans les cas plus graves une récession. Les recherches les plus récentes sur la théorie des cycles économiques suggèrent que les chocs de nouvelles ont un impact prédominant pour expliquer les fluctuations cycliques d'une économie (Beaudry et Portier, 2004, 2006; Ramey, 2016).

Certains macroéconomistes soutiennent la théorie selon laquelle le choc de nouvelles de l'IST future est la force motrice derrière les fluctuations économiques (Ramey, 2016). Cette théorie est fondée sur le fait que le prix relatif de l'investissement soit contracyclique. En effet, les firmes acquièrent de nouveaux équipements plus efficaces, ce qui incite à une baisse des prix, et augmente la capacité de production de ces firmes. Ben Zeev et Khan (2015) ont mené une étude sur l'impact d'un choc de nouvelles de la technologie spécifique à l'investissement en équipement et en biens durables future sur le cyle économique américain. Ils ont montré qu'un choc positif de nouvelles de la technologie spécifique à l'investissement en équipement et en biens durables future entraîne des comouvements positifs sur la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées. Par ailleurs, ce choc explique plus de 70% des variations de la production, la consommation et des heures travaillées et plus de 60% des variations de l'investissement sur un horizon de deux ans. Ainsi, ce choc de nouvelles de l'IST future domine sur celui de la TFP future qui représente moins de 10% des variations de ces variables macroéconomiques. La méthode utilisée pour identifier ces chocs de nouvelles a été celle du maximum de la variance des erreurs de prévision, une extension de la méthode

proposée par Barsky et Sims (2011) [3]. Portier *et al.* (2014) ont plutôt démontré de leur coté qu'il n'existe aucune évidence empirique sur le fait que le prix relatif des investissements soit toujours contracyclique. Ils ont défini plusieurs mesures d'investissement qui ont permis de calculer les prix relatifs associés à chaque mesure d'investissement. Après avoir analysé le comportement cyclique de chacun de ces prix relatifs d'investissement, ils ont observé que ces prix relatifs tendent pour la plupart à être procycliques. Sauf exception faite pour le prix relatif de l'investissement en équipement qui demeure contracyclique. Leurs résultats sont surtout pertinents pour les périodes post−1980, qui sont marquées par de grands changements structurels dans l'économie américaine.

L'objet de notre recherche est d'étudier l'impact des variations dans le prix des investissements sur les décisions des acteurs économiques. Nous cherchons à estimer également si ces variations sont suffisamment importantes pour expliquer les changements cycliques que nous observons dans l'économie américaine. Les études précédentes sur la question se sont généralement focalisées sur l'analyse des modèles dans lesquels la série IST a été identifiée par le prix de l'investissement en équipement. Notre contribution est de mener des analyses empiriques similaires avec des données plus récentes. Par ailleurs, nous construisons aussi plusieurs autres séries IST, identifiées chacune d'elle par un prix d'investissement distinct et introduite à tour de rôle dans un modèle VAR structurel. Ainsi, nous pouvons estimer l'impact de la variation dans le prix de chaque mesure d'investissement sur le cycle économique et procéder à une analyse comparative entre chaque cas. Pour ce faire, nous avons défini les mesures d'investissement suivants : l'investissement privé total (IT), l'investissement des firmes (IF), l'investissement des ménages (IM), ainsi que l'investissement en équipements et en biens durables

3. Ben Zeev et Khan (2015) ont choisi uniquement l'hypothèse où le choc de nouvelles de l'IST future est identifié en premier avant d'identifier le choc de nouvelles de la TFP future.

(E&D). Premièrement, nous avons étudié les liens de corrélation entre le prix relatif de chacun de ces investissements et le cycle économique. Deuxièmement, nous avons construit les séries de technologie spécifique à chacun de ces investissements afin de les utiliser dans nos estimations. La méthodologie que nous appliquons est celle d'un VAR structurel composé de la TFP, l'IST, l'inflation, la production, l'investissement, la consommation, et les heures travaillées. Nous identifions les chocs de nouvelles de l'IST future et les chocs de nouvelles de la TFP future par la méthode du maximum de la variance de l'erreur de prévision proposée par Uhlig (2003) et Barsky et Sims (2011). Nous distinguons deux spécifications pour définir l'ordre d'identification entre ces chocs de nouvelles. Dans la spécification A, le choc de nouvelles de l'IST future est identifié juste avant d'identifier le choc de nouvelles de la TFP future. Cette spécification correspond à l'ordre d'identification des chocs de nouvelles appliquée par Ben Zeev et Khan (2015). Dans la spécification B, nous faisons l'inverse. Le choc de nouvelles de la TFP future est identifié avant celui de l'IST future. Ce modèle nous permet d'obtenir les fonctions de réponses impulsionnelles des variables du modèle suite aux chocs de nouvelles de l'IST future, ainsi que la part de ce choc de nouvelles dans la variance de l'erreur de prévision de ces variables, à priori. Nous répétons la même procédure d'estimation du modèle pour chaque série IST construite.

L'ensemble des résultats obtenus nous révèle que le choix du type d'investissement utilisé dans la construction de l'IST détermine la nature des comouvements pour chaque modèle. Ainsi, l'impact d'un choc du prix d'investissement sur le cycle économique diffère d'une mesure d'investissement à une autre. Par ailleurs, considérons le cas où le prix relatif de l'investissement utilisé pour construire l'IST est procyclique ou faiblement [4] contracyclique, particulièrement après les années 80. Nous constatons que la part du choc de nouvelles de la TFP future est la plus im-

4. Nous referons ici le mot *faiblement* pour indiquer une corrélation non-significative.

portante dans la variance de la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées la plupart du temps. Elle domine considérablement la part du choc de nouvelles de l'IST future, peu importe la spécification retenue sur l'ordre d'identification entre ces deux chocs de nouvelles. C'est le cas de l'investissement privé total, l'investissement des firmes, et l'investissement des ménages. Cependant, lorsque le prix relatif de l'investissement utilisé dans le calcul de l'IST est significativement contracyclique, le modèle devient très sensible à l'ordre d'identification de ces chocs de nouvelles. C'est le cas de l'investissement en équipement et en biens durables. En considérant la spécification A, nous constatons que la part du choc de nouvelles de l'IST future est la plus importante dans la variance des variables précédemment mentionnées. Elle domine complètement sur celle du choc de nouvelles de la TFP future. Ce résultat concorde de près avec celui obtenu par Ben Zeev et Khan (2015). Tandis que, l'effet inverse est observé quand nous considérons la spécification B. Ces résultats conflictuels suggèrent que les critères utilisés ne sont donc pas suffisants pour dissocier les effets de ces chocs de nouvelles l'un de l'autre sur les variables macroéconomiques. Nous ne pouvons donc pas conclure définitivement sur la dominance entre les deux chocs de nouvelles.

La suite du document est organisée en quatre chapitres. Le premier présente la revue de la littérature sur le sujet. Le second décrit la méthodologie utilisée pour estimer le modèle de vecteur autoregressive (VAR) structurel. Le troisième présente les sources des données et décrit la procédure de construction des séries essentielles utilisées dans différentes analyses. Le quatrième chapitre présente et discute les résultats obtenus après estimations. Enfin, dans la dernière partie nous concluons.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

L'origine des fluctuations économiques est une question très controversée dans la littérature. Pendant plusieurs décennies, le choc de progrès technologique au sens neutre, mesuré par la productivité totale des facteurs (TFP), avait toujours été considéré comme la source principale des fluctuations cycliques et le déterminant de la croissance de l'économie américaine après la Seconde Guerre Mondiale (Kydland et Prescott, 1982; Long Jr et Plosser, 1983; King et Rebelo, 1999). Cependant, ces vingt dernières années, certains chercheurs ont démontré les limites de cette théorie justifiant ainsi que le choc de technologie neutre ne constitue pas en lui seul l'élément déclencheur des cycles économiques (Gali, 1999; Christiano *et al.*, 2004; Francis et Ramey, 2005; Basu *et al.*, 2006). Ces derniers se basent sur l'hypothèse selon laquelle le choc de technologie neutre parvient difficilement à expliquer les récessions observées dans l'économie sans avoir recours à une régression technologique. Ce qui a inspiré Beaudry et Portier (2006) d'introduire la théorie des chocs de nouvelles de la TFP future en reponse à cette préoccupation. D'autres théories ont également essayé d'expliquer l'origine de ces fluctuations cycliques. Parmi lesquelles nous pouvons citer la théorie qui met en évidence le rôle de la technologie spécifique à l'investissement (IST) (Greenwood, 1988; Greenwood *et al.*, 2000; Fisher, 2006; Justiniano *et al.*, 2011; Ben Zeev et Khan, 2015). Celle-ci est fondée sur le fait que le prix relatif de l'investissement soit contracyclique.

1.1 Choc de l'IST et cycle économique

Greenwood *et al.* (2000) mesurent l'IST par l'inverse du prix relatif de l'investissement en nouveaux équipements dans un modèle DSGE. Ils trouvent que 30% des fluctuations de l'output (PNB) sont expliquées par les chocs surprises de l'IST dans le court terme. La corrélation entre la composante cyclique de l'output, isolée par le filtre HP, et la composante cyclique du prix relatif de l'investissement en nouveaux équipements est de -0.21. Ceci indique que le prix relatif de l'investissement en nouveaux équipements est contracyclique. La motivation de ces auteurs à choisir l'investissement en nouveaux équipements parmi tant d'autres mesures d'investissement s'explique par le fait que l'utilisation de nouveaux biens d'équipement plus efficaces constitue une source importante du changement de la productivité. Pour illustration, ils citent des ordinateurs plus performants, des moyens de télécommunication et de transport plus rapides et plus efficaces, la robotisation des lignes d'assemblage, etc. Tout ceci influence considérablement la productivité. Ils ont reproduit le modèle keynésien standard basé sur l'accumulation du capital. Ce modèle a pour principale caractéristique la production des biens d'équipement qui devient de plus en plus efficace avec le temps. Contrairement au modèle néoclasique, où le progrès technologique au sens neutre permet à tous les biens produits de devenir plus efficient sous un même effet combiné. Cette approche leurs permet de différencier l'effet du changement technologique spécifique à l'investissement en équipement de celui de la productivité neutre. Greenwood *et al.* (2000) ont trouvé une évidence empirique dans les données américaines qui suggère que peu importe si l'on considère des données à haute fréquence ou à basse fréquence, le prix relatif et la quantité des nouveaux équipements sont corrélés négativement [1].

---

1. Dans le long terme, le prix relatif des nouveaux équipements décroît à un taux annuel moyen de plus de 3%, tandis que le ratio investissement en équipement sur PNB croit considé-

Ils font également une analyse comparative avec le prix relatif de l'investissement en structures. Ils constatent par contre que ce dernier semble être stationnaire dans le temps, tout comme le ratio investissement en structures sur PNB. De plus, ils observent qu'il y a moins de changements de productivité dans les structures que dans l'équipement. L'avancement technologique a donc permis d'obtenir des biens d'équipement à des coûts moins cher. Ce qui a déclenché par conséquent l'accumulation d'équipements dans le court et long terme. L'introduction de cette mesure de l'IST, identifiée par l'investissement en nouveaux équipements, dans les modèles permet donc de considérer un facteur différent de celui du progrès technologique au sens neutre pour expliquer les fluctuations macroéconomiques [2].

De l'autre côté, Fisher (2006) étudie l'impact joint d'un choc surprise de l'IST et d'un choc surprise de productivité neutre (TFP) sur la croissance et le cycle économique. Il montre qu'un choc de l'IST compterait pour deux tiers des fluctuations de l'output entre 1982 et 2000. Il considère quatre mesures de déflateurs de l'investissement. La première mesure est le déflateur des équipements construit par Gordon-Cummins-Violante (GCV) (Violante et Cummins, 2002). La seconde est le déflateur de l'investissement total, qui est une mesure plus large, construite avec le déflateur GCV et les déflateurs NIPA pour les structures non-résidentielles et résidentielles, les biens de consommation durables et les investissements publics. Les deux autres déflateurs utilisés dans son analyse sont les équivalents NIPA des deux précédemment cités. Il observe une tendance décroissante forte dans l'évolution du prix relatif de l'équipement (GCV), laquelle va de paire avec une augmentation de

---

rablement. Dans le court terme, il existe une corrélation négative de -0.46 entre les composantes cycliques du prix relatif des nouveaux équipements et l'investissement en nouveaux équipements.

2. Il convient de noter que les changements technologiques spécifique à l'investissement nécessitent des investissements pour influer la production, contrairement aux changements technologiques neutres.

la quantité de cet investissement. Ce qui suggère une source du changement dans la qualité des biens de production. Contrairement au prix relatif de l'investissement total qui baisse beaucoup moins vite que celui des équipements. La tendance décroissante plus faible de ce prix relatif de l'investissement total pourrait être due à des taux plus lents de changement de qualité dans les investissements autre que l'investissement en équipements ou aux déflateurs des investissements autre que les équipements qui ont une qualité d'ajustement moindre. La corrélation non conditionnelle entre la composante cyclique de l'output et la composante cyclique du prix relatif de l'équipement (GCV) est de -0.54. Cette corrélation est quelque peu plus faible, bien que toujours significativement négative, lorsque le prix de l'investissement total est utilisé.

Ben Zeev et Khan (2015) ont étudié l'impact d'un choc de nouvelles de l'IST future sur les variables macroéconomiques clés. Ils ont mesuré l'IST par l'inverse du prix relatif de l'investissement en équipement et en biens durables. Ils considèrent que l'IST est un processus stochastique dirigé principalement par deux chocs : un choc surprise et un choc de nouvelles. Ils identifient les chocs de nouvelles par la méthode du maximum de la variance des erreurs de prévision, une extension de celle proposée par Barsky et Sims (2011). Ils comparent également l'impact de ce choc de nouvelles de l'IST future à l'impact des chocs surprises de la TFP, de l'IST, ainsi que le choc de nouvelles de la TFP future sur l'économie américaine. Ils montrent qu'un choc positif de nouvelles de l'IST future entraîne une hausse de la production, de l'investissement, des heures travaillées, et de la consommation. Ce choc de nouvelles de l'IST future compte pour plus de 70% de la variation de la production, de la consommation, des heures travaillées, et plus de 60% de la variation de l'investissement sur un horizon de deux ans. Ben Zeev et Khan (2015) concluent donc que le choc de nouvelles de l'IST future constitue la force motrice qui engendre les fluctuations cycliques de l'économie américaine depuis la sortie

de la Seconde Guerre Mondiale. Par ailleurs, la part du choc de nouvelles de l'IST future dans la variance de ces variables clés domine celles des chocs surprises de la TFP, de l'IST, ainsi que la part du choc de nouvelles de la TFP future.

1.2 Choc de nouvelles de la TFP et cycle économique

Portier *et al.* (2014) ont montré qu'il n'existe aucune évidence empirique sur le fait que le prix relatif de l'investissement soit toujours contracyclique. Pour cela, ils définissent plusieurs mesures de prix relatifs d'investissement. Ces prix relatifs sont calculés à partir des indices de prix des investissements NIPA. Ils construisent également trois autres déflateurs d'investissement, lesquels sont : l'investissement des ménages qui est la somme de l'investissement résidentiel et des biens durables ; l'investissement des firmes obtenu par la somme des investissements en structures, en produits de propriétés intellectuelle, et en équipement ; l'investissement privé total qui est la somme de l'investissement des firmes et de l'investissement des ménages. Par ailleurs, ils montrent l'importance du choix du numéraire, le déflateur de la consommation, dans le calcul du prix relatif de l'investissement. Le choix du numéraire joue un rôle important dans l'estimation du lien de corrélation entre le prix relatif de l'investissement et le cycle économique. Ils définissent deux mesures du numéraire : le prix des dépenses de consommation personnelle (biens non-durables + services) ; et le prix des dépenses de consommation personnelle excluant l'énergie. Leurs résultats révèlent que les prix relatifs de ces investissements tendent pour la plupart à être procycliques, à l'exception de celui de l'investissement en équipement. Ces résultats sont surtout pertinents pour les périodes post−1980, qui sont marquées par un grand changement structurel dans l'économie américaine. Nous rappelons que Beaudry et Portier (2006), Beaudry *et al.* (2008), et Beaudry et Lucke (2010) sont connus pour leurs études sur l'impact d'un choc de nouvelles de la TFP future sur le cycle économique. D'après ces

auteurs, le choc de nouvelles de la TFP future constitue la force motrice derrière les fluctuations cycliques de l'économie. Ils appliquent l'approche empirique d'un VAR structurel et identifient le choc de nouvelles de la TFP future par une méthode de combinaison des restrictions de court et de long terme. Ils montrent que le choc de nouvelles de la TFP future provoquerait des comouvements sur les variables macroéconomiques clés et expliquerait jusqu'à deux tiers des fluctuations cycliques dans les heures travaillées et l'output de l'économie américaine.

1.3 Importance des chocs de nouvelles

L'intérêt de considérer particulièrement les chocs de nouvelles dans l'étude des cycles économiques provient des récentes recherches dans la littérature macroéconomiques. Ces recherches suggèrent de plus en plus que ce type de choc a un impact plus pertinent sur les cycles économiques que les chocs surprises. Le principe est que les nouvelles bouleversent les anticipations des agents économiques quant à l'avenir. Ce qui influence les cycles économiques sans entraîner un changement réel courant des fondamentaux. Beaudry et Portier (2004, 2006) font partie des pionniers qui ont démontré empiriquement l'importance d'un choc sur les anticipations à entraîner des comouvements consistants [3]. Pour ce faire, ils ont construit un modèle dans lequel ils étudient l'impact du choc de nouvelles de la TFP future sur le cycle économique américain . Ils expliquent les récessions par des anticipations inexactes des agents économiques sur la croissance de la productivité. Par exemple, un choc de nouvelles négatif de la TFP serait l'arrivée soudaine d'informations indiquant que la productivité future ne sera pas aussi élevée que l'on avait anticipé. Les agents économiques vont donc baisser leurs

3. Une première publication analytique sur les cycles économiques ayant mentionné les chocs anticipés date de celle de Pigou (1927). Beaudry et Portier se sont inspirés de ces travaux.

investissements, ce qui peut causer une récession. D'autres études plus récentes aussi soutiennent cette théorie (Leeper *et al.*, 2013; Benati, 2016). Nous pouvons citer également Krusell et McKay (2010) qui considère le choc de nouvelles de la TFP future comme déterminant des fluctuations économiques. À la différence de Beaudry et Portier, ces derniers ont construit un modèle simple de Pissarides (1985). Ce modèle consiste en une description d'équilibre général des marchés du travail avec des frictions de recherche/appariement dans lesquelles le chômage est un phénomène d'équilibre. Selon Ramey (2016), la littérature sur les effets des chocs technologiques est allée bien au-delà de la théorie du résidu de Solow, mais aussi au-delà des chocs technologiques neutres (TFP). Elle reconnaît de plus en plus l'importance potentielle des chocs d'IST ainsi que celle des chocs d'efficacité marginale de l'investissement (MEI). Par ailleurs, les contributions récentes dans la recherche ont, selon cet auteur, mises en évidence la prédominance de l'effet des chocs de nouvelles dans le cycle économique. Son analyse suggère que l'un des chocs qui semblent prometteurs à la fois pour générer les comouvements cycliques et de contribuer de façon significative dans la variance de la production est le choc qui capture les nouvelles sur le changement de l'IST. Pour cela, elle a estimé un modèle VAR introduisant plusieurs chocs anticipés et non-anticipés. Nous citons le choc de nouvelles sur les dépenses militaires, le choc de nouvelles sur les taxes futures, le choc surprise sur les taxes, le choc surprise de la TFP, le choc de nouvelles de l'IST future, et le choc surprise de MEI. Elle a également compté certaines variables macroéconomiques telles que : le PIB par capita en terme réel, les heures travaillées totales, le prix des matières premières, le déflateur du PIB, ainsi que le taux d'intérêt américain (federal funds rate) pour mesurer le choc de politique monétaire. Ces résultats indiquent que le choc de nouvelles de l'IST future est celui qui contribue le plus dans la variance de l'erreur de prévision de l'output (27% au bout de 8 trimestres) et des heures travaillées (40% au bout de 8 trimestres), suivi de la part du choc surprise de MEI.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Nous procédons à une analyse empirique des données par l'approche d'un VAR structurel. Nous introduisons dans ce modèle 7 variables, lesquelles sont : la productivité total des facteurs (TFP), la technologie spécifique à l'investissement (IST), l'inflation (π), la production (PIB), l'investissement (I), la consommation (C), et les heures travaillées (H). Nous nous intéressons particulièrement à identifier le choc de nouvelles de l'IST future et le choc de nouvelles de la TFP future parmi les chocs structurels du modèle. Nous supposons que l'effet du choc du prix de l'investissement sur le cycle économique est capté essentiellement par l'impact du choc de nouvelles de l'IST future sur la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées. Ces chocs de nouvelles sont identifiés par la méthode du maximum de la variance de l'erreur de prévision proposée par Uhlig (2003) et Barsky et Sims (2011). Ce qui nous permet d'obtenir les fonctions de réponses impulsionnelles (IRF) des variables du modèle. Enfin, nous estimons également la contribution du choc de nouvelles de l'IST future dans la variance de l'erreur de prévision de ces variables. Nous comparons cette contribution à celle du choc de nouvelles de la TFP future dans la variance de ces mêmes variables.

2.1 Procédure de l'approche VAR structurel

Les variables du modèle sont ordonnées telles que la TFP et l'IST viennent en premier et second ordre respectivement :

$$Y_t = [\ TFP_t\ \ log(IST_t)\ \ \pi_t\ \ log(PIB_t)\ \ log(C_t)\ \ log(I_t)\ \ log(H_t)\ ]^{'}\ .$$

Nous supposons que l'IST est une série qui suit un processus stochastique dirigé principalement par deux chocs. Un choc surprise, ou choc non anticipé, qui impacte la série IST de façon contemporaine. Et un choc de nouvelles, encore appelé choc anticipé, qui est observé en avance mais affecte le niveau de l'IST future. De même pour la série TFP, nous supposons qu'elle est dirigée principalement par un choc surprise de la TFP et un choc de nouvelles de la TFP future. Nous estimons l'impact des différents chocs structurels du modèle sur les variables macroéconomiques clés sur un horizon de $h = 40$ trimestres, soit 10 ans. Cet horizon représente une période assez longue pour étudier un cycle économique ainsi que l'impact d'un choc de nouvelles dans le court et moyen terme.

Voici comment nous modélisons la représentation VAR :

$$\mathrm{Y}_t = \mu + C_1 Y_{t-1} + C_2 Y_{t-2} + C_3 Y_{t-3} + \ldots + C_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

$$\Longrightarrow C_p(L) Y_t = \mu + \epsilon_t\ , \tag{2.1}$$

où Y_t représente le vecteur de variables dépendantes du modèle, de dimension (7×1). $C_p(L) = I + C_1 L + C_2 L^2 + \ldots + C_p L^p$, avec $C_i,\ i = \{1, 2, \ldots, p\}$ les matrices des coefficients de régressions ; L, l'opérateur de retard ; et p qui désigne le nombre de retards optimal. ϵ_t représente le vecteur de chocs de forme réduite, qui sont des bruits blancs faible, de dimension (7×1). Les éléments de ϵ_t sont probablement corrélés entre eux. La matrice de variance-covariance de ces chocs,

de dimension (7×7), est donnée par $E\left[\epsilon_t \, \epsilon_t'\right] = \Sigma$. μ représente le vecteur de constante, de dimension (7×1).

En inversant la représentation VAR de l'équation (2.1), nous obtenons la représentation moyenne mobile de forme réduite d'ordre infini suivante :

$$\mathrm{Y}_t = C_p(L)^{-1}\mu + C_p(L)^{-1}\epsilon_t$$

$$\Longrightarrow Y_t = \mu^* + B(L)\epsilon_t \tag{2.2}$$

$$\Longrightarrow Y_t = \mu^* + B_0\epsilon_t + B_1\epsilon_{t-1} + B_2\epsilon_{t-2} + B_3\epsilon_{t-3} + ... \tag{2.3}$$

où $B(L) = C_p(L)^{-1} = \sum_{j=0}^{\infty} B_j L^j$, désigne la matrice des coefficients moyenne mobile d'ordre infini de la forme réduite, avec $B_0 = I$. Elle est de dimension (7×7). $\mu^* = C_p(L)^{-1}\mu$ représente le vecteur de moyennes non conditionnelles de Y_t dans la représentation sous forme réduite. Elle est de dimension (7×1).

De cette forme réduite, l'on peut trouver la forme structurelle suivante :

$$Y_t = \mu^* + A(L)\eta_t \tag{2.4}$$

$$\Longrightarrow Y_t = \mu^* + A_0\eta_t + A_1\eta_{t-1} + A_2\eta_{t-2} + A_3\eta_{t-3}... \tag{2.5}$$

où η_t représente le vecteur de chocs de forme structurelle, tel que $E\left[\eta_t\eta_t'\right] = \Omega$ est une matrice diagonale. Ω est la matrice de variance-covariance des chocs structurelles, ce qui suggère que les chocs structurels ne sont pas corrélés entre eux. $A(L) = \sum_{j=0}^{\infty} A_j L^j$, est la représentation des coefficients de moyenne mobile d'ordre infini de la forme structurelle, de dimension (7×7).

L'effet contemporain des chocs pour la forme réduite est donnée par :

$$B_0 \, \epsilon_t = \epsilon_t \;\; avec \;\; B_0 = I \; . \tag{2.6}$$

Et l'effet contemporain des chocs pour la forme structurelle est donnée par :

$$A_0 \, \eta_t \, . \tag{2.7}$$

En égalant (2.6) et (2.7), nous obtenons le lien suivant entre les termes d'erreurs de forme réduite et ceux de forme structurelle :

$$\epsilon_t = A_0 \eta_t \Longrightarrow \eta_t = A_0^{-1} \epsilon_t \;\; , \forall \, t \, . \tag{2.8}$$

Cette relation de l'équation (2.8) nous permet d'établir le lien ci-dessous en égalant les équations (2.2) et (2.4) :

$$\mathrm{A(L)}\eta_t = B(L)\epsilon_t$$

$$\Longrightarrow A(L)\eta_t = B(L)A_0\eta_t$$

$$\Longrightarrow A(L) = B(L)A_0 \, . \tag{2.9}$$

Avec $A(L)$ défini comme étant la représentation moyenne mobile structurelle qui permet d'obtenir les fonctions de réponses impulsionnelles suite à des chocs structurels η_t. Et A_0 qui représente la matrice d'effet contemporain des chocs structurels.

Le modèle construit n'inclut ni de constante, ni de tendance, ni de variables de dépendance temporelle. Le critère d'information d'Akaike (AIC) ainsi que le critère d'information bayésien (BIC) proposent deux retards maximum pour ce modèle. Cependant, nous avons retenu comme choix optimal du nombre de retards, $p_{max} = 4$ retards en référence à Ben Zeev et Khan (2015). Il faut noter que Y_t est constituée de variables tous en niveau. Toutefois, la littérature sur les modèles VAR indique que si toutes les variables du modèle sont non stationnaires ou que certains sont non stationnaires, les estimateurs des moindres carrées ordinaires seront quand même convergents individuellement. Ils suivront asymptotiquement

une loi normale tant qu'il y a au moins deux retards dans le VAR (Sims *et al.*, 1990).

2.2 Fonctions de réponses impulsionnelles

Les fonctions de réponses impulsionnelles nous permettent de mesurer l'impact des chocs structurels sur les variables à différente période donnée. Par exemple, l'effet du premier choc structurel, η_{1t} , sur la première variable en niveau, Y_1, à un horizon $t+h$, est donné par l'expression suivante [1] :

$$\frac{\partial Y_{1,t+h}}{\partial \eta_{1t}} = A_{h,11} \tag{2.10}$$

L'effet cumulatif du choc η_{1t} est donnée par la somme totale des coefficients moyenne mobile correspondants. Ce qui est égale à :

$$\lim_{h \to +\infty} \frac{\partial Y_{1,t+h}}{\partial \eta_{1t}} = A_{0,11} + A_{1,11} + A_{2,11} + A_{3,11} + \ldots + A_{h,11} + \ldots \tag{2.11}$$

Une fois les fonctions de réponses impulsionnelles estimées, nous estimons également leurs intervalles de confiance à 95% de significativité. Pour ce faire, nous appliquons la méthode bootstrap en effectuant des itérations sur l'échantillon total 1000 fois.

---

1. Si la variable est en différence, ΔY_1, l'effet du premier choc structurel, η_{1t}, sur cette variable en différence sera égale à la somme partielle des termes $A_{0,11}$ à $A_{h,11}$, telle que :

$$\frac{\partial Y_{1,t+h}}{\partial \eta_{1t}} = A_{0,11} + A_{1,11} + A_{2,11} + A_{3,11} + \ldots + A_{h,11} \ .$$

2.3 Décomposition de la variance

La matrice d'impact contemporain A_0 doit satisfaire à la condition $A_0 A_0^{'} = \Sigma$.[2] Nous imposons donc des restrictions sur la matrice Σ afin d'obtenir la forme structurelle à partir de la forme réduite, telle que $\epsilon_t = A_0 \eta_t$ et que $\Sigma = A_0 A_0^{'}$. Par exemple, nous pouvons imposer une décomposition de Cholesky, des restrictions de court ou de long terme, des restrictions de signes, etc. L'erreur de prévision à un horizon h est dénotée par l'équation suivante :

$$Y_{t+h} - E_t Y_{t+h} = \sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \epsilon_{t+h-\tau} \ , \tag{2.12}$$

où B_τ représente la matrice des coefficients de la représentation moyenne mobile de forme réduite à l'horizon τ. À partir de la relation exprimée dans l'équation (2.9), nous pouvons réécrire l'équation (2.12) de la façon suivante :

$$Y_{t+h} - E_t Y_{t+h} = \sum_{\tau=0}^{h-1} A_\tau \eta_{t+h-\tau} \ , \tag{2.13}$$

où A_τ représente la matrice des coefficients de la représentation moyenne mobile de forme structurelle à l'horizon τ. De façon générale, la décomposition de la variance à l'horizon h est donnée par :

$$\Omega(h) = E\left[(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})^{'}\right] = \sum_{\tau=0}^{h-1} A_\tau A_\tau^{'} \ . \tag{2.14}$$

À partir de là, nous pouvons estimer la part de chaque choc structurel dans la variance de chaque variable. Pour illustration supposons que Y_1, la première variable du modèle, soit dirigée par deux chocs structurels η_1 et η_2. L'erreur de prévision est donnée par l'expression suivante :

$$Y_{1,t+h} - E_t Y_{1,t+h} = A_{0,11}\eta_{1,t+h} + A_{1,11}\eta_{1,t+h-1} + \ldots + A_{h-1,11}\eta_{1,t+1} + A_{0,12}\eta_{2,t+h} + \ldots + A_{h-1,12}\eta_{2,t+1} \ . \tag{2.15}$$

---

2. Nous supposons que η_t suit une loi asymptotique de moyenne $E(\eta_t) = 0$ et de variance $var(\eta_t) = I$, telle que : $var(\epsilon_t) = \Sigma = A_0 A_0^{'} = A_0 var(\eta_t) A_0^{'}$.

La proportion de chacun de ces chocs dans la variance de l'erreur de prévision de Y_1 à chaque horizon h est donnée par :

$$\sigma^2_{Y_{1,t}}(h) = \left[(A_{0,11})^2 + (A_{1,11})^2 + \ldots + (A_{h-1,11})^2\right] \sigma^2_{\eta_1} + \left[(A_{0,12})^2 + \ldots + (A_{h-1,12})^2\right] \sigma^2_{\eta_2} \, . \tag{2.16}$$

La contribution du choc η_1 dans la variance de Y_1 est obtenue par :

$$\sigma^2_{\eta_1/Y_1} = \frac{\left[(A_{0,11})^2 + (A_{1,11})^2 + \ldots + (A_{h-1,11})^2\right] \sigma^2_{\eta_1}}{\sigma^2_{Y_{1,t}}(h)} \, . \tag{2.17}$$

La contribution du choc η_2 dans la variance de Y_1 est obtenue par :

$$\sigma^2_{\eta_2/Y_1} = \frac{\left[(A_{0,12})^2 + (A_{1,12})^2 + \ldots + (A_{h-1,12})^2\right] \sigma^2_{\eta_2}}{\sigma^2_{Y_{1,t}}(h)} \, . \tag{2.18}$$

2.4 Identification par la décomposition de la variance

On cherche à identifier la matrice A_0 afin d'obtenir la forme structurelle à partir de la forme réduite par l'approche du maximum de la variance de l'erreur de prévision, telle que $\Sigma = A_0 A_0^{'}$ et $\epsilon_t = A_0 \eta_t$. Supposons une autre matrice $\tilde{A}_0$ telle que $A_0 = \tilde{A}_0 Q$, où Q représente une matrice orthonormée telle que $QQ^{'} = I$ et $Q = Q^{-1}$. La matrice $\tilde{A}_0$ peut être celle qui correspond à une décomposition de Cholesky sur la matrice de variance-covariance Σ. On a alors que $\Sigma = \tilde{A}_0 \tilde{A}_0^{'}$. Les fonctions de réponses de la forme structurelle correspondante à la matrice $\tilde{A}_0$ sont alors donnée par $\tilde{A}(L) = B(L)\tilde{A}_0$. On obtient alors les relations suivantes :

$$A(L) = B(L)A_0 = B(L)\tilde{A}_0 Q = \tilde{A}(L)Q \, .$$

Nous pouvons ainsi réécrire l'équation (2.12) dénotant l'erreur de prévision à un horizon h de la manière suivante :

$$Y_{t+h} + E_t Y_{t+h} = \sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \tilde{A}_0 Q \eta_{t+h-\tau} = \sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}_\tau Q \eta_{t+h-\tau} \, . \tag{2.19}$$

De façon générale, la décomposition de la variance à l'horizon h est donnée par :

$$\Omega(h) = E\left[(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})(Y_{t+h} - E_t Y_{t+h})'\right] = \sum_{\tau=0}^{h-1} A_\tau A_\tau^{'} = \sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}_\tau \tilde{A}_\tau^{'} . \quad (2.20)$$

L'identification des chocs par le maximum de la variance de l'erreur de prévision nous permet d'estimer la contribution d'un choc structurel j dans la variance de l'erreur de prévision d'une variable i jusqu'à un horizon h. Dénotons cette contribution par $\Omega_{i,j}$.

$$\Omega_{i,j} = \frac{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau A_0 e_j e_j^{'} A_0^{'} B_\tau^{'}\right] e_i}{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \Sigma B_\tau^{'}\right] e_i} = \frac{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}_\tau Q e_j e_j^{'} Q^{'} \tilde{A}_\tau^{'}\right] e_i}{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \Sigma B_\tau^{'}\right] e_i} . \quad (2.21)$$

Avec $B_\tau A_0 = A_\tau = \tilde{A}_\tau Q$. e_k représente un vecteur contenant des zéros et la valeur 1 au $k-$ième éléments.

Nous examinons le numérateur de cette expression en utilisant l'opérateur trace.

$$\sum_{\tau=0}^{h-1} trace\left(e_i^{'} \tilde{A}_\tau Q e_j e_j^{'} Q^{'} \tilde{A}_\tau^{'} e_i\right) = \sum_{\tau=0}^{h-1} trace\left(q_j^{'} \tilde{A}_\tau^{'} e_i e_i^{'} \tilde{A}_\tau q_j\right) = \sum_{\tau=0}^{h-1} q_j^{'} \tilde{A}_\tau^{'} e_i e_i^{'} \tilde{A}_\tau q_j . \quad (2.22)$$

Où $q_j = Q e_j$, représente la $j-$ième colonne de la matrice Q ; et $q_j{}' q_j = 1$ étant donné que $Q'Q = QQ' = I$. Notre objectif est d'identifier le choc structurel j comme étant le choc qui contribue le plus à la proportion de la variance des erreurs de prévision jusqu'à un horizon h de la variable i parmi tous les chocs structurels du modèle. Ce qui revient à chercher le vecteur q_j qui maximise l'expression suivante :

$$\Omega_{i,j}(h) = \frac{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}_\tau q_j q_j^{'} \tilde{A}_\tau^{'}\right] e_i}{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \Sigma B_\tau^{'}\right] e_i} = \frac{\sum_{\tau=0}^{h-1} q_j^{'} \tilde{A}_\tau^{'} e_i e_i^{'} \tilde{A}_\tau q_j}{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \Sigma B_\tau^{'}\right] e_i} = \frac{\sum_{\tau=0}^{h-1} q_j^{'} \tilde{A}_{\tau,i}^{'} \tilde{A}_{\tau,i} q_j}{e_i^{'}\left[\sum_{\tau=0}^{h-1} B_\tau \Sigma B_\tau^{'}\right] e_i} , \quad (2.23)$$

où $A_{\tau,i}$ correspond à la $i-$ième ligne de la matrice A_τ. Autrement dit, Elle représente les réponses dynamiques de la variable i suite à tous les chocs structurels.

Dans le cadre de cette étude, nous identifions en premier lieu un choc surprise de la TFP, suivi en second lieu d'un choc surprise de l'IST, par une décomposition de Cholesky. Le choc de nouvelles de l'IST future et le choc de nouvelles de la TFP future sont ensuite identifiés comme étant les troisième et quatrième chocs structurels, dépendamment de la spécification faite sur l'ordre d'identification entre ces deux chocs. Nous imposons des restrictions telles que : le choc surprise d'IST est orthogonal à la TFP courante ; le choc de nouvelles d'IST future est orthogonal à l'IST courante et à la TFP courante ; et enfin le choc de nouvelles de la TFP future est orthogonal à l'IST courante et à la TFP courante.

Le choc de nouvelles de l'IST future représente une combinaison linéaire des chocs surprises de forme réduite du modèle, orthogonal aux chocs surprises de la TFP et de l'IST. Il est identifié comme étant le choc qui explique le mieux les variations futures de l'IST sur un horizon de 40 trimestres. La stratégie d'identification de ce choc consiste en une analyse de composantes principales (ACP) dans le but d'identifier le choc qui contribue le plus dans la variation du niveau de l'IST future. Cette méthode d'identification par le maximum de la variance de l'erreur de prévision nous permet d'identifier le choc de nouvelles de l'IST en trouvant le q^* optimal qui maximise la somme des contributions des chocs dans la variance de l'erreur de prévision de la série IST sur un horizon allant de 0 à H. Sous réserve que ces chocs n'aient pas d'impact contemporaine sur les séries TFP et IST. Nous procédons par analogie pour identifier le choc de nouvelles de la TFP future. Ce dernier doit respecter également le fait de ne pas avoir d'impact contemporaine sur les séries TFP et IST. Ce qui justifie le sens du terme choc de nouvelles ou choc anticipé.

Pour identifier les chocs structurels de nouvelles de l'IST et de la TFP futures en troisième et quatrième position, cherchons les vecteurs q_3 et q_4 qui maximise $\Omega_{i,3}$ et $\Omega_{j,4}$ respectivement. Ces deux chocs structurels de nouvelles sont indexés par

3 et 4. Nous avons procédé selon l'approche de Uhlig (2003) et Barsky et Sims (2011) qui cherchent le choc qui maximise la somme partielle des décompositions de variance allant de l'horizon $\underline{\text{h}}$ à l'horizon $\bar{h}$ pour une variable i. Nous procédons à cette identification en deux étapes.

ÉTAPE 1 : Nous maximisons tout d'abord $\Omega_{i,3}(h)$ afin d'obtenir le vecteur q_3^* optimal.

$$\arg\max_{q_3^*} \sum_{h=\underline{\text{h}}}^{\bar{h}} \Omega_{i,3}(h) \tag{2.24}$$

$$\text{s.c. } q_3 q_3^{'} = 1 \quad .$$

Maximiser l'équation (2.24) revient simplement à maximiser l'expression :

$$S = \sum_{h=\underline{\text{h}}}^{\bar{h}} \sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}'_{\tau,i} \tilde{A}_{\tau,i} = \sum_{\tau=0}^{h-1} \left(\bar{h} + 1 - max(\underline{\text{h}}, 1)\right) \tilde{A}'_{\tau,i} \tilde{A}_{\tau,i} \tag{2.25}$$

$$\implies S = \sum_{\tau=0}^{h-1} \left(\bar{h} + 1 - max(\underline{\text{h}}, 1)\right) B'_{\tau,i} \tilde{A}'_0 q'_3 q_3 \tilde{A}_0 B_{\tau,i} \ . \tag{2.26}$$

ÉTAPE 2 : Après avoir identifié le choc structurel indexé par 3 qui contribue le plus dans la variance de la variable i, nous maximisons par la suite $\Omega_{j,4}(h)$ afin d'obtenir le vecteur q_4^* optimal.

$$\arg\max_{q_4^*} \sum_{h=\underline{\text{h}}}^{\bar{h}} \Omega_{j,4}(h) \tag{2.27}$$

$$\text{s.c. } q_4 q_4^{'} = 1 \quad .$$

Maximiser l'équation (2.27) revient simplement à maximiser l'expression :

$$S = \sum_{h=\underline{\text{h}}}^{\bar{h}} \sum_{\tau=0}^{h-1} \tilde{A}'_{\tau,j} \tilde{A}_{\tau,j} = \sum_{\tau=0}^{h-1} \left(\bar{h} + 1 - max(\underline{\text{h}}, 1)\right) \tilde{A}'_{\tau,j} \tilde{A}_{\tau,j} \tag{2.28}$$

$$\implies S = \sum_{\tau=0}^{h-1} \left(\bar{h} + 1 - max(\underline{\text{h}}, 1)\right) B'_{\tau,j} \tilde{A}'_0 q'_4 q_4 \tilde{A}_0 B_{\tau,j} \ . \tag{2.29}$$

CHAPITRE III

DONNÉES

Les données que nous avons utilisé afin de mener notre étude sont scindés en deux groupes. Le premier groupe de données a servi pour l'analyse du comportement cyclique des prix relatifs des investissements. Autrement dit, pour chaque investissement défini, nous avons estimé la corrélation qui existe entre son prix relatif et l'output, ensuite entre son prix relatif et les heures travaillées. Ce premier groupe de données a également été utilisé pour la construction des séries de technologie spécifique à chaque mesure d'investissement défini. Le second groupe de données a été utilisé dans le cadre de l'estimation du modèle VAR structurel. Ce qui a permis d'estimer les fonctions de réponses impulsionnelles ainsi que la décomposition de la variance des variables du modèle. Les séries collectées dans ce dernier groupe de données sont celles qui sont introduites dans le modèle VAR pour former le vecteur de variables d'intérêt.

3.1 Données utilisées pour l'étude des liens de corrélation

Pour analyser le comportement cyclique des prix relatifs de l'investissement et construire les séries IST, nous avons tirée les données des tableaux NIPA du « Bureau of Economic Analysis (BEA) ». Nous avons utilisé les tableaux 1.1.3 et 1.1.4 pour obtenir les estimations NIPA pour les indices de quantité et les indices

de prix des variables suivantes : dépenses de consommation personnelle (des ménages) en biens durables (ligne 4), dépenses de consommation personnelle en biens non-durables (ligne 5), dépenses de consommation personnelle en services (ligne 6), investissement non-résidentiel (ligne 9), investissement en structures (ligne 10), investissement en équipement (ligne 11), Produits de propriété intellectuelle (ligne 12), investissement résidentiel (ligne 13). À partir des tableaux 2.3.3 et 2.3.4, nous avons extrait les indices de quantité et de prix pour les sous-composantes des dépenses de consommation personnelle de biens non-durables (lignes 9 à 12). L'estimation NIPA de la population a été tirée du tableau 7.1 (ligne 8). L'output est mesurée par le produit intérieur brut réel et son estimation NIPA est tirée du tableau 1.1.3 (ligne 1). [1] Enfin, les données sur les heures travaillées totales dans le secteur des entreprises non-agricoles ont été tirées de Fred Saint-Louis II. Les données utilisées sont toutes en fréquence trimestrielle et déssaisonnalisées. Elles couvrent la période de 1960 :T1 à 2020 :T3. À partir de ces données, nous avons construit les prix relatifs d'investissement pour chaque mesure d'investissement correspondant.

3.1.1 Méthode d'agrégation en chaîne des indices

Whelan (2002) a proposé une méthode d'agrégation en chaîne des indices afin de mesurer un agrégat réel à base des prix et des quantités de ses composantes. Cette méthode s'avère plus robuste que la méthode traditionnelle et populaire d'agrégation à poids fixe.

Supposons $y_{i,t}$, pour $i = 1, 2, ...n$ une série nominale quelconque ; $Q_{i,t}$ représente la valeur réel de $y_{i,t}$ ou encore l'indice de quantité ; et $P_{i,t}$ représente l'indice des

1. Nous avons utilisé les mêmes sources de données que Portier *et al.* (2014), mais pour un échantillon plus large et plus récent.

prix de la série (le déflateur).

$$Q_{i,t} = \frac{y_{i,t}}{P_{i,t}} \ . \tag{3.1}$$

Supposons maintenant que Y_t représente la série d'intérêt, qui est une agrégation de ses sous-composantes, $y_{i,t}$. Afin de déterminer son indice de quantité, Q_t, et son indice de prix, P_t, par la méthode d'agrégation en chaîne des indices proposée par Whelan, nous devons procéder de la manière suivante [2] :

$$Q_t = Q_{t-1}\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t-1}Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t-1}Q_{i,t-1}} \times \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t}Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t}Q_{i,t-1}}} \tag{3.2}$$

$$\Longrightarrow Q_t = Q_{t-1} \times F_t \ , \tag{3.3}$$

$$P_t = \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t}Q_{i,t}}{Q_t} \ . \tag{3.4}$$

Nous imposons une date de référence T=1 telle qu'à la date T, nous normalisons $P_T = 1$ et $Q_T = 1$. À partir de là, nous pouvons déterminer les indices Q_t et P_t pour toutes les dates t.

3.1.2 Indices de quantité et de prix de l'investissement

Nous construisons principalement quatre mesures d'investissement. Il s'agit de : l'investissement des firmes qui est la somme des investissements en structures, en équipements ainsi qu'en produits de propriété intellectuelle ; l'investissement des ménages qui est la somme des biens durables et de l'investissement résidentiel ; l'investissement privé total qui est la somme de l'investissement des firmes et des

2. F_t représente l'indice de Fisher tel que : $\mathrm{F}_t = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t-1}Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t-1}Q_{i,t-1}} \times \frac{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t}Q_{i,t}}{\sum_{i=1}^{n} P_{i,t}Q_{i,t-1}}}$.

ménages. Nous nous sommes référé à l'étude de Portier *et al.* (2014) pour définir ces trois précédentes mesures d'investissement. La quatrième mesure d'investissement que nous définissons dans cette étude est la somme de l'investissement en équipement et des biens durables. Nous l'avons utilisé en référence à l'étude de Ben Zeev et Khan (2015). Nous calculons les séries nominales des ces investissements agrégés en additionnant les valeurs nominales de leurs sous-composantes (voir les tableaux NIPA 1.1.3 et 1.1.4 ; lignes 4, 9 à 14). Cependant, pour construire les indices de quantité et de prix de ces différentes mesures d'investissement, nous utilisons l'approche d'agrégation en chaîne des indices.

Pour illustration, prenons le cas de l'investissement des ménages (IM). Supposons D_t et R_t, les indices de quantité pour l'investissement en biens durables et l'investissement résidentiel respectivement ; P_t^D et P_t^R désignent les indices de prix correspondants. Nous construisons l'indice de quantité IM_t et l'indice de prix P_t^{IM} de l'investissement des ménages comme suit :

Pour une certaine date de référence T, nous normalisons $IM_T = 1$. Sans perte de généralité, nous posons T = 1. Pour tout t , $IM_t = IM_{t-1} \times F_t$, où F_t représente l'indice de Fisher suivant :

$$F_t = \sqrt{\frac{P_{t-1}^D D_t + P_{t-1}^R R_t}{P_{t-1}^D D_{t-1} + P_{t-1}^R R_{t-1}} \times \frac{P_t^D D_t + P_t^R R_t}{P_t^D D_{t-1} + P_t^R R_{t-1}}} \, . \tag{3.5}$$

Pour une quantité IM_t donnée, nous pouvons déterminer l'indice de prix P_t^{IM} tel que :

$$P_t^{IM} = \frac{P_t^D D_t + P_t^R R_t}{IM_t} \, . \tag{3.6}$$

Nous utilisons la même approche pour construire les séries des indices de quantités et de prix de l'investissement des firmes, l'investissement privé total, et l'investissement en équipement et biens durables (E&D).

3.1.3 Indices de quantité et de prix à la consommation

Nous avons défini deux mesures du prix à la consommation : le déflateur de la consommation des biens non-durables et de services, obtenu en chaînant les séries NIPA correspondantes (tableau 2.3.3 et 2.3.4 ; ligne 8 à 13) ; ainsi que l'indice des prix de consommation des biens non-durables et de services excluant l'énergie (tableaux 2.3.3 et 2.3.4 ; ligne 11). Nous utilisons la même méthode d'agrégation en chaîne des indices telle que illustrée dans la section 3.1.2. pour construire les séries de quantités et de prix de ces mesures de consommation des ménages.

3.1.4 Construction des séries PRI et IST

Pour chaque indice de prix d'investissement, P_t^I, défini dans la section 3.1.2 que l'on divise par l'un des indices de prix à la consommation, P_t^C, défini dans la section 3.1.3, nous obtenons un prix relatif de l'investissement, PRI_t, correspondant pour le prix de la consommation donnée.

$$PRI_t = \frac{P_t^I}{P_t^C} \, . \tag{3.7}$$

Enfin, nous construisons les séries IST en calculant l'inverse des prix relatifs d'investissement correspondant.

$$IST_t = (PRI_t)^{-1} = \frac{P_t^C}{P_t^I} \, . \tag{3.8}$$

3.2 Données utilisées dans le modèle VAR structurel

Nous avons introduit dans le modèle VAR structurel les séries suivantes : la production (PIB) qui est mesurée par le produit intérieur brut dans le secteur non-agricole ; la consommation (C), mesurée par la somme des biens non-durables et

services ; l'investissement (I), mesuré par la somme des dépenses de consommation personnelle en biens durables et de l'investissement intérieur privé brut. Ces séries sont nominales et convertis par capita en les divisant par la population civile non-institutionnalisée âgée de 16 ans et plus. La série des heures travaillées (H) est mesurée par le nombre total d'heures travaillées dans le secteur des entreprises non-agricoles. Nous normalisons cette série par la population civile non-institutionnalisée âgée de 16 ans et plus. L'inflation (π) est mesurée comme étant la variation en pourcentage de l'indice des prix à la consommation pour tous les consommateurs urbains. Ces séries sont toutes tirées du « Bureau of Economic Analysis (BEA) ». Pour convertir les données mensuelles de l'inflation en données trimestrielles, nous considérons la dernière observation mensuelle de chaque trimestre de cette série. la productivité total des facteurs (TFP) est construite par Fernald et disponible que jusqu'en 2018 :T3. Il s'agit d'une série trimestrielle en temps réel sur la TFP dans le secteur des entreprises, ajustées des variations de l'utilisation des facteurs (effort de main-d'œuvre et semaine de travail du capital). Dans le but d'estimer le modèle VAR structurel, nous avons réduit la taille de l'échantillon pour une période allant de 1960 :T1 à 2018 :T3. Ceci est dû à la disponibilité des données sur la TFP qui se limite jusqu'à 2018 :T3 seulement. Toutes ces séries sont déjà déssaisonnalisées.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Dans ce chapitre, nous menons deux analyses. Premièrement, à partir des différents prix d'investissement NIPA ainsi que les prix d'investissement construit par agrégation en chaine des indices, nous avons calculé les prix relatifs de ces investissements. Nous procédons ensuite à une analyse du comportement cyclique du prix relatif de chacune de ces mesures d'investissement. Ce qui nous permet de déterminer la nature soit contracyclique ou procyclique de chaque prix relatif d'investissement. Deuxièmement, nous estimons le modèle VAR structurel pour en étudier l'impact du choc de nouvelles de l'IST future sur le cycle économique américain. Dans cette seconde section, nous estimons tout d'abord les fonctions de réponses impulsionnelles des variables du modèle suite aux chocs structurels. Ensuite, nous estimons la contribution de ces chocs structurels dans la variance de l'erreur de prévision des variables du modèle. Enfin, nous procédons à une analyse comparative entre l'impact du choc de nouvelles de l'IST future sur les variables et l'impact du choc de nouvelles de la TFP future. Nous répétons ces estimations pour chaque série IST identifiée par chaque mesure d'investissement préalablement défini.

4.1 Étude des liens de corrélation entre PRI et cycle économique

Le comportement cyclique du prix relatif de l'investissement (PRI) est un indicateur de l'importance relative des chocs de demande et d'offre sur le marché de l'investissement. Pour calculer les prix relatifs d'investissement, nous avons utilisé les déflateurs NIPA d'investissement en équipement (IE), en structures (IS), en produits de propriété intellectuelle (PI), d'investissement résidentiel (IR), et de biens durables (DG). Nous avons également construit les déflateurs d'investissement privé total (IT), d'investissement des firmes (IF), d'investissement des ménages (IM) et d'investissement en équipements et biens durables (E&D). Le numéraire utilisé dans le calcul du prix relatif de ces investissements est mesuré de deux façons différentes. La première mesure est le déflateur des dépenses à la consommation personnelle en biens non-durables et services, que nous dénotons par *Benchmark*. La seconde mesure est le déflateur des dépenses à la consommation personnelle en biens non-durables et services excluant l'énergie, que nous dénotons par *Core*. Par ailleurs, nous distinguons deux mesures différentes du cycle économique. D'un coté, l'output mesuré par le produit intérieur brut réel. Et de l'autre coté, les heures travaillées totales.[1] La raison pour laquelle nous analysons également le cas des heures travaillées est dû au fait qu'elles fournissent une mesure alternative du cycle économique qui est moins affectée par les chocs de productivité.

Nous menons cette analyse sur un échantillon total allant de 1960 :T1 à 2020 :T3. Après avoir estimé les liens de corrélation pour cet échantillon total, nous le subdivisons ensuite en deux sous-échantillons. Un premier sous-échantillon allant de 1960 :T1 à 1983 :T4 et le second sous-échantillon, plus récent, allant de 1984 :T1

1. Il s'agit bel et bien du PIB réel par capita et des heures travaillées normalisées par la population telle qu'indiqué dans le premier groupe de données - voir Chapitre III.

à 2020 :T3. Nous estimons pour chaque sous-échantillon les liens de corrélation du PRI. Ainsi nous obtenons les tableaux 4.1 et 4.2. Les PRI, l'output et les heures travaillées sont avant tout transformés en logarithme avant de déterminer leur relation. Ensuite, nous appliquons le filtre HP avec un paramètre de lissage $\lambda = 1600$ sur ces séries afin d'isoler l'effet de leur composante cyclique. Ainsi donc, nous estimons le lien de corrélation entre la composante cyclique du logarithme du prix relatif de l'investissement (pri) et la composante cyclique du logarithme de l'output (pib). Nous procédons par analogie avec la composante cyclique du logarithme des heures travaillées (h). Le symbole ***** indique le degré de significativité tel qu'il existe bel et bien un lien de corrélation significatif à 95%.

Tableau 4.1: Corrélation entre prix relatifs d'investissement (pri) et output (pib)

Déflateur	**Échantillon**	**E&D**	**IT**	**IF**	**IM**	**IE**	**IS**	**PI**	**IR**	**DG**
	1960Q1 - 2020Q3	-0.26*	0.03	-0.20*	0.27*	-0.34*	0.03	-0.10	0.39*	-0.14*
Benchmark	1960Q1 - 1983Q4	-0.20	0.03	-0.27*	0.38*	-0.28*	-0.16	-0.04	0.51*	-0.07
	1984Q1 - 2020Q3	-0.32*	0.09	-0.05	0.21*	-0.37*	0.26*	-0.15	0.35*	-0.22*
	1960Q1 - 2020Q3	-0.27*	0.09	-0.17*	0.33*	-0.36*	0.06	-0.05	0.43*	-0.11
Core	1960Q1 - 1983Q4	-0.35*	-0.15	-0.43*	0.25*	-0.42*	-0.25*	-0.34*	0.41*	-0.22*
	1984Q1 - 2020Q3	-0.05	0.40*	0.27*	0.45*	-0.18*	0.40*	0.20*	0.51*	0.08

Tableau 4.2: Corrélation entre prix relatifs d'investissement (pri) et heures travaillées (h)

Déflateur	**Échantillon**	**E&D**	**IT**	**IF**	**IM**	**IE**	**IS**	**PI**	**IR**	**DG**
	1960Q1 - 2020Q3	-0.35*	0.05	-0.15*	0.26*	-0.40*	0.19*	-0.16*	0.43*	-0.24*
Benchmark	1960Q1 - 1983Q4	-0.45*	-0.13	-0.43*	0.26*	-0.52*	-0.15	-0.26*	0.51*	-0.31*
	1984Q1 - 2020Q3	-0.27*	0.20*	0.10	0.26*	-0.31*	0.44*	-0.09	0.40*	-0.19*
	1960Q1 - 2020Q3	-0.27*	0.23*	-0.01	0.42*	-0.36*	0.28*	0.02	0.53*	-0.12
Core	1960Q1 - 1983Q4	-0.55*	-0.20	-0.49*	0.24*	-0.61*	-0.17	-0.51*	0.49*	-0.42*
	1984Q1 - 2020Q3	0.09	0.56*	0.49*	0.54*	-0.03	0.60*	0.31*	0.58*	0.16*

Les résultats de ces tableaux nous révèlent qu'il n'y a pas d'évidence empirique sur le fait que le prix relatif de l'investissement soit toujours contracyclique. À l'exception du prix relatif des équipements et des biens durables, les autres prix relatifs d'investissement tendent plutôt à être procycliques dans les périodes les plus récentes. Les coefficients de corrélation de ces différents prix relatifs d'investissement tendent presque tous à devenir positifs, ou sont négatifs mais non significatifs, après les années 80. Outre cela, le choix du numéraire dans le calcul du prix relatif de l'investissement joue également un rôle très important. Quand nous excluons l'énergie des dépenses à la consommation personnelle, nous constatons généralement une corrélation plus forte entre les PRI et l'output. Ce qui met plus en évidence la procyclicité des PRI. Il en est de même quand nous considérons les heures travaillées comme mesure du cycle économique. Elles mettent plus en évidence la procyclicité des PRI. Ces conclusions concordent de très près à celles tirées par Portier *et al.* (2014). La seule différence majeure étant que ces auteurs n'ont trouvé que le prix relatif de l'investissement en équipement comme significativement contracyclique.

4.2 Estimation du modèle VAR structurel

Dans cette étude, nous considérons principalement quatre mesures d'investissement pour identifier les séries IST que nous introduisons dans le VAR à tour de rôle. D'un coté, l'investissement en équipement et biens durables (E&D) tel que utilisé par Ben Zeev et Khan (2015). Et de l'autre coté, l'investissement privé total (IT), l'investissement des firmes (IF) et l'investissement des ménages (IM), lesquels ont été construit par Portier *et al.* (2014). Pour chacune d'entre elles, nous avons construit la série IST correspondante, en utilisant le déflateur des dé-

penses à la consommation personnelle incluant l'énergie (*benchmark*) [2]. Ensuite, nous étudions l'impact du choc du prix de chacun de ces investissements sur le cycle économique américain. Pour ce faire, nous estimons les fonctions de réponses impulsionnelles ainsi que la décomposition de la variance des variables du modèle suite à un choc de nouvelles de l'IST future. Nous présentons donc quatre modèles qui se distinguent l'un de l'autre en fonction de la mesure de l'investissement utilisé dans le calcul de l'IST [3]. Les deux chocs de nouvelles du modèle sont identifiés en troisième et quatrième position parmi les chocs structurels. Nous distinguons également deux spécifications afin de mener nos analyses. La spécification A qui indique que le choc de nouvelles de l'IST future est identifiée en troisième position suivi du choc de nouvelles de la TFP future. La spécification B qui indique que le choc de nouvelles de la TFP future est identifié en troisième position avant le choc de nouvelles de l'IST future. Rappelons qu'un choc positif sur la série IST correspond à une baisse du prix relatif de l'investissement correspondant par rapport à la consommation.

4.2.1 Modèle 1 : IST identifiée par l'investissement en équipement et biens durables

Fonctions de réponses impulsionnelles

Les figures 4.1 et 4.2 montrent les réponses des variables du modèle 1 à un choc de nouvelles positif de l'IST future et à un choc de nouvelles positif de la TFP

---

2. Nous avons également estimé les modèles ci-dessous en utilisant le déflateur *Core*. Bien que nous ne les avons pas présentés dans ce document, les résultats obtenus permettent de tirer les mêmes conclusions que lorsque nous utilisons le déflateur *benchmark* en général.

3. D'autres modèles sont présentés en parallèle dans l'appendice B. Dans ces modèles, la série IST est identifiée par les prix d'investissement NIPA.

future, respectivement, sur un horizon $h = 40$ trimestres. [4]

Dans le cas de la spécification A, la figure 4.1.(a) indique qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne une augmentation graduelle de l'IST à partir du trimestre suivant le choc. Cette hausse va jusqu'à atteindre 0.85% au bout de 5 ans (20 trimestres) et 1.10% au bout de 10 ans (40 trimestres). La production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées augmentent simultanément de 0.15%, 0.60%, 0.25% et 0.12%, respectivement, à l'impact. Ils atteignent leur niveau maximum au bout de 8 trimestres, 4 trimestres, 40 trimestres et 7 trimestres respectivement. L'effet du choc de nouvelles de l'IST future est significatif tout le long de l'horizon de prévision quant à la production et la consommation. Toutefois, il est également significatif lorsque l'on considère l'investissement et les heures travaillées, mais seulement sur les trois premières années (12 trimestres). Par ailleurs, ce choc à un effet permanent sur ces variables, à l'exception des heures travaillées où l'on observe une tendance de l'effet du choc à s'estomper avec le temps. Cette concordance entre l'effet positif du choc de nouvelles de l'IST future et la hausse des ces différentes variables macroéconomiques clés est compatible avec le fait que ce choc soit une source importante des fluctuations économiques. En revanche, ce choc entraîne une baisse immédiate de l'inflation jusqu'à -0.28%, avant d'augmenter graduellement pour retourner à son niveau initial. L'effet sur l'inflation est significatif jusqu'au bout de 4 trimestres. La figure 4.2.(a) indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une augmentation progressive de la TFP à partir du trimestre suivant le choc. Cette hausse va jusqu'à atteindre son niveau maximum de 0.34% au bout de 14 trimestres, avant de décroître. La production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées augmentent simultanément pour atteindre leur niveau maximal de 0.20%,

4. La courbe noire foncée et continue représente les IRFs, tandis que les courbes bleues discontinues représentent les intervalles de confiances des IRFs.

1.35%, 0.28% et 0.19% respectivement au bout de 2 ans en moyenne. L'effet du choc est significatif jusqu'à 8 trimestres en moyenne sur les réponses de l'investissement et de la consommation. Cependant, l'effet du choc est non-significatif sur les réponses de la production et des heures travaillées. En revanche, ce choc entraîne une hausse immédiate de l'inflation de 0.06%, avant de s'estomper avec le temps. Cet impact du choc de nouvelles de la TFP future sur l'inflation n'est quasiment pas significatif.

Dans le cas de la spécification B, la figure 4.1.(b) indique qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% du entraîne une augmentation graduelle de l'IST à partir du trimestre suivant le choc. Cette hausse va jusqu'à atteindre 0.57% au bout de 20 trimestres et 0.75% au bout de 40 trimestres. La production, l'investissement et la consommation croissent progressivement de façon permanente le long de l'horizon h. Tandis que les heures travaillées augmentent pendant la première année, avant de tendre à retourner à son niveau initial. L'effet de ce choc sur ces différentes variables est significatif dans le court terme sur un horizon de moins de 2 ans. En revanche, ce choc entraîne une baisse immédiate de l'inflation jusqu'à -0.25%, avant d'augmenter graduellement pour retourner à son niveau initial. L'effet du choc sur la réponse de l'inflation est significatif qu'au bout du premier trimestre. La figure 4.2.(b) indique qu'un choc de nouvelles de TFP future positif de 1% entraîne une augmentation progressive de la TFP à partir du trimestre suivant le choc. Cette hausse va jusqu'à atteindre son niveau maximum de 0.50% au bout de 20 trimestres. La production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées augmentent simultanément pour atteindre leur niveau maximal de 0.72%, 2.48%, 0.77% et 0.74% respectivement au bout de 8 trimestres, 5 trimestres, et 7 trimestres pour les deux derniers, respectivement. L'effet du choc est significatif jusqu'à 12 trimestres sur les réponses de l'investissement et les heures travaillées. Il est complètement significatif sur tout l'horizon de prévision quant

à la production et la consommation. En revanche, ce choc entraîne une baisse immédiate de l'inflation de -0.14%, avant de s'estomper avec le temps.

Ainsi, nous constatons que peu importe la spécification retenue, un choc de nouvelles positif de l'IST future entraîne des comouvements positifs sur la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées. Il entraîne également une baisse de l'inflation dans le court terme. Ce qui concorde avec les résultats de l'étude de Ben Zeev et Khan (2015). Toutefois, la spécification A conduit à des résultats plus proches de ceux de ces auteurs. Le choc de nouvelles de l'IST future entraîne des réponses d'amplitude plus importante sur la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées. Tandis que dans la spécification B, l'effet de ce choc sur les réponses de ces variables d'intérêt présente des amplitudes moins importantes.

(a) Spécification A

(b) Spécification B

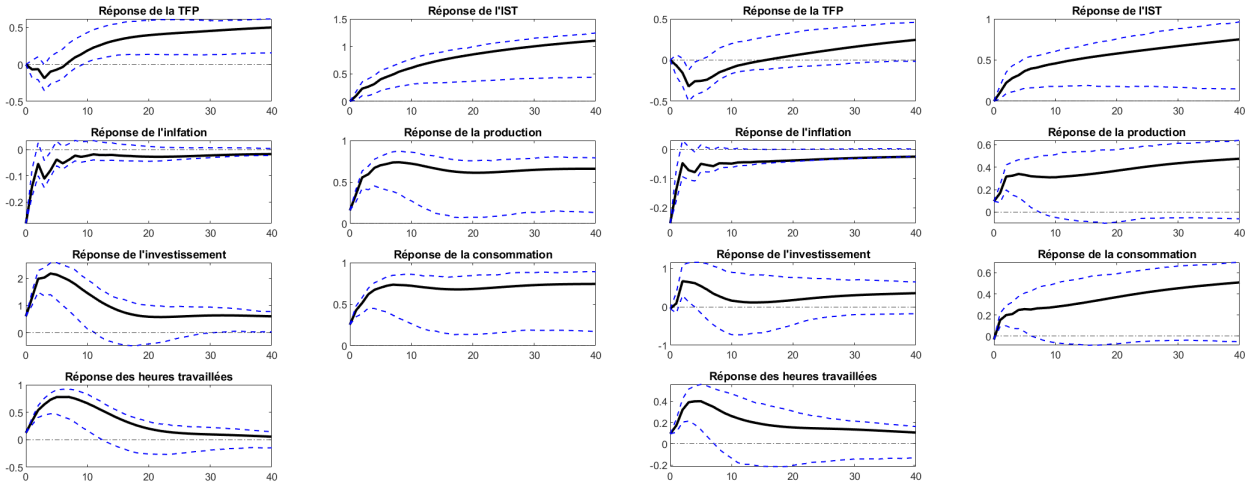


Figure 4.1: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 1)

(a) Spécification A (b) Spécification B

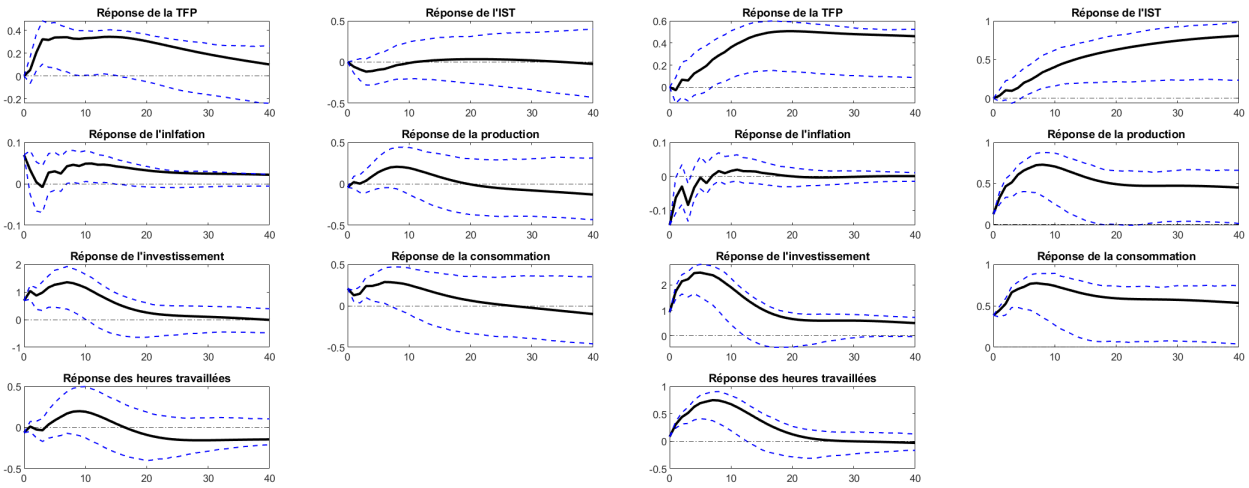


Figure 4.2: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 1)

Décomposition de la variance

La figure 4.3 présente la contribution des chocs structurels dans la variance des variables du modèle 1 sur un horizon de 10 ans, soit 40 trimestres. D'un coté, les résultats de la spécification A indiquent que le choc de nouvelles de l'IST future contribue le plus dans les variances de la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées. Nous observons par exemple qu'au bout de 2 ans, la contribution du choc de nouvelles de l'IST future atteint 41.62%, 39.19%, 45.37% et 39.01% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de la TFP future représente moins de 14% dans la variation de ces variables d'intérêt. Et même cumulé avec la part du choc surprise de la TFP à chaque horizon, cette part cumulé des chocs de TFP est toujours inférieure à la part du choc de nouvelles de l'IST future. De l'autre coté, quand nous considérons la spécification B, nous constatons l'effet inverse. Le choc de nouvelles de la TFP

future domine à ce moment sur tous les autres chocs structurels du modèle. Nous observons par exemple qu'au bout de 2 ans, la contribution du choc de nouvelles de la TFP future atteint 35.68%, 53.82%, 51.30% et 30.94% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 11% dans la variation de ces variables d'intérêt.

Par ailleurs, nous constatons que l'IST est expliquée en grande majorité par le choc surprise de l'IST et le choc de nouvelles de l'IST future. Dans la spécification A, les deux chocs combinés représentent 95.26%, 93.51% et 93.87% des variations de l'IST au bout de 2 ans, 5 ans et 10 ans respectivement. Dans la spécification B également nous pouvons tirer la même conclusion, bien que la part combinée de ces deux chocs devient moins importante avec le temps. Mais elle reste toujours au delà de deux tiers. Nous faisons le même constat en ce qui concerne la contribution cumulative des chocs de la TFP dans la variance de la TFP. Ce qui implique que la méthode appliquée pour l'identification des chocs a bien fonctionné.

La décomposition de la variance dans la spécification A concorde avec celle de Ben Zeev et Khan (2015). Ces auteurs ont trouvé que le choc de nouvelles de l'IST future, identifié en troisième position après les chocs surprises de la TFP et de l'IST et avant le choc de nouvelles de la TFP future, domine sur tous ces chocs. Ce choc de nouvelles de l'IST future représente plus de 60% des variations de la production, de l'investissement, de la consommation et des heures travaillées. Toutefois, nos estimations indiquent que cette proportion du choc de nouvelles de l'IST future dans la variance de ces variables clés est un peu plus faible − autour de 41% en moyenne. La spécification B, par contre, présente des résultats complètement opposés. Ce qui suggère que l'ordonnancement des chocs dans l'identification de ce modèle VAR structurel conditionne nos résultats. Nous ne pouvons pas distinguer concrètement l'impact spécifique de chacun de ces chocs de nouvelles.

(a) Spécification A (b) Spécification B

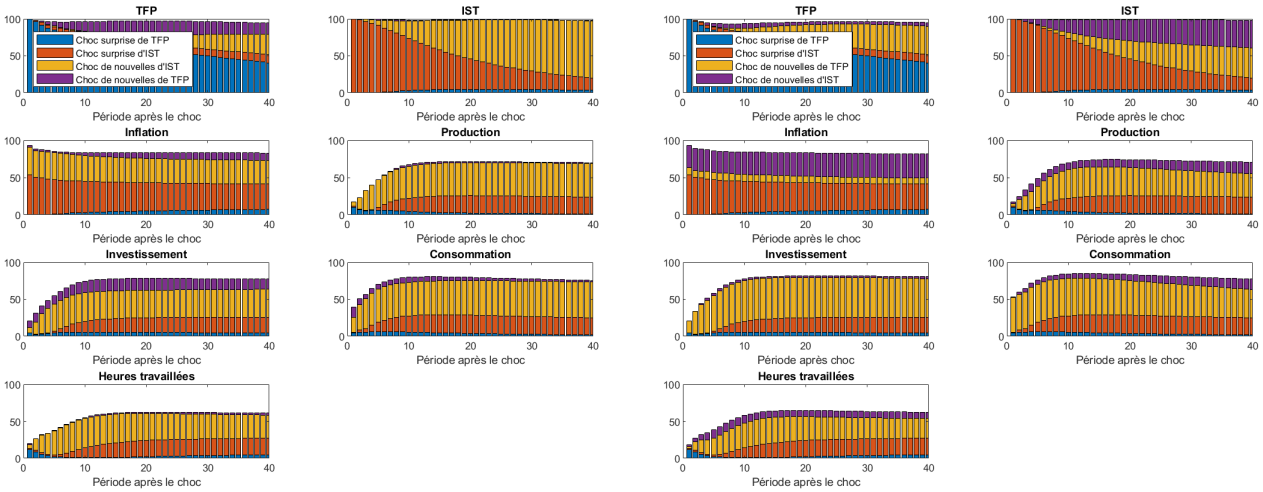


Figure 4.3: Décomposition de la variance (modèle 1)

4.2.2 Modèle 2 : IST identifiée par l'investissement privé total

Fonctions de réponses impulsionnelles

Les figures 4.4 et 4.5 montrent les réponses des variables du modèle 2 à un choc de nouvelles de l'IST future et à un choc de nouvelles de la TFP future, respectivement, sur un horizon $h = 40$ trimestres.

Dans le cas de la spécification A, la figure 4.4.(a) spécifie qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne une baisse légère de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées de -0.05%, -0.91%, -0.04% et -0.19% respectivement, à l'impact. Par la suite, ces variables vont croître progressivement avec le temps au point d'être impactées positivement par le choc. L'effet du choc sur la production est significatif au bout du premier trimestre et ensuite dans le moyen terme (à partir de 13 trimestres et plus). Il n'est significatif que jusqu'à 4 trimestres seulement sur l'investissement et les heures travaillées. Il affecte

significativement la consommation qu'après 4 ans (16 trimestres). En revanche, ce choc de nouvelles de l'IST future entraîne une baisse immédiate de l'inflation de -0.26%, avant de retourner graduellement à son niveau initial. Son impact sur l'inflation est significatif jusqu'au bout de 3 ans. La figure 4.5.(a) indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse immédiate de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées, à l'impact. Ces variables atteignent leur niveau maximal de $0.76\%, 2.39\%, 0.80\%$ et 0.72% respectivement, au bout de 2 ans en moyenne. L'effet de ce choc est significatif jusqu'à 12 trimestres sur les réponses de l'investissement et des heures travaillées et jusqu'à 20 trimestres sur celle de la production. Quant à la consommation, le choc entraîne un effet significatif sur celle-ci tout le long de l'horizon de prévision h. L'inflation connaît une baisse immédiate de -0.15%, avant que l'effet du choc ne s'estompe très rapidement dans les trimestres suivants.

Dans le cas de la spécification B, la figure 4.4.(b) indique qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne dans un premier temps une baisse légère de la production, l'investissement,la consommation et des heures travaillées de $-0.05\%, -0.89\%, -0.04\%$ et -0.19% respectivement, à l'impact. Par la suite, ces variables vont croître progressivement avec le temps. Nous constatons une similarité dans les amplitudes des réponses et la significativité de l'impact de ce choc sur ces variables quand nous comparons avec la spécification A. Il en est de même pour l'effet de ce choc de nouvelles de l'IST future sur l'inflation. Il entraîne une baisse immédiate de l'inflation de -0.26%, avant de retourner graduellement à son niveau initial. Cet effet est significatif jusqu'au bout de 14 trimestres, soit un peu plus de 3 ans. La figure 4.5.(b) indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse immédiate de la production, de l'investissement, de la consommation et des heures travaillées. Ces variables atteignent leur niveau maximal de $0.75\%, 2.39\%, 0.79\%$ et 0.72% respectivement au bout de 2 ans en

moyenne. L'inflation connaît une baisse immédiate de -0.14%, avant que l'effet du choc ne s'estompe très rapidement dans les trimestres suivants.

Les résultats des deux spécifications sont presque identiques. Ce qui suggère que l'ordre d'identification des chocs de nouvelles dans ce modèle 2 n'a quasiment pas d'influence sur les réponses des variables. Contrairement au modèle 1 où l'IST est identifiée par l'investissement en équipement et les biens durables. La différence entre ces deux modèles, pouvant justifier ce phénomène, repose sur le fait que dans le modèle 2 le prix relatif de l'investissement utilisée pour construire l'IST − l'investissement privé total − est procyclique. Nous observons également que la réponse de la TFP suite à un choc de nouvelles positif de la TFP future correspond plus ou moins à la réponse estimée dans l'étude de Beaudry et Portier (2006).

(a) Spécification A

(b) Spécification B

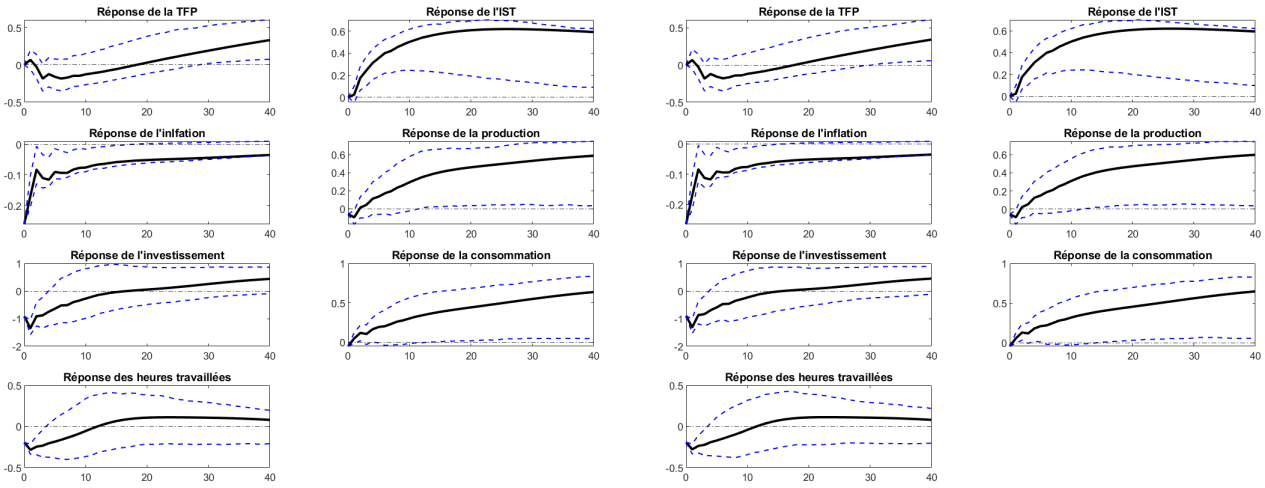


Figure 4.4: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 2)

(a) Spécification A (b) Spécification B

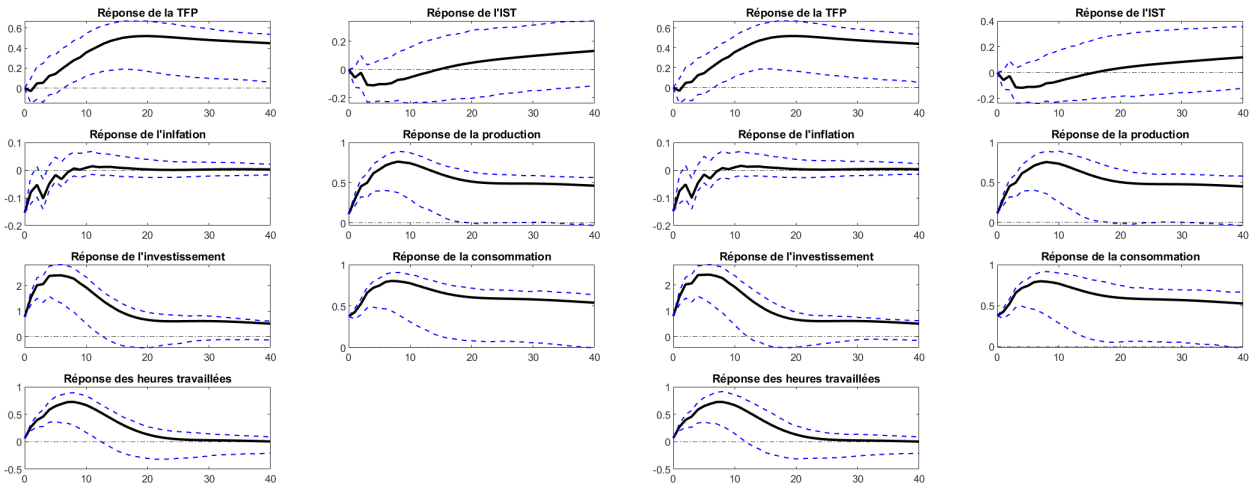


Figure 4.5: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 2)

Décomposition de la variance

La figure 4.6 présente la contribution des chocs structurels dans la variance des variables du modèle 2 sur un horizon de 10 ans. Les résultats des deux spécifications A et B sont identiques. Ils concluent que la part du choc de nouvelles de la TFP future dans les variances de la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées est la plus importante. Le choc de nouvelles de la TFP future domine donc sur tous les autres chocs structurels du modèle, suivi du choc surprise de l'IST.

Pour illustration, considérons premièrement la spécification A. la figure 4.6.(a) indique qu'au bout de 2 ans, le choc de nouvelles de TFP future contribue à 34.65%, 44.30%, 51.63% et 24.10% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 8% des variations de ces

variables. Au bout 5 ans, le choc de nouvelles de TFP future contribue à 39.57%, 48.21%, 49.38% et 26.72% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 10% des variations de ces variables. Quand nous considérons par la suite la spécification B, la figure 4.6.(b) indique qu'au bout de 2 ans, le choc de nouvelles de TFP future contribue à 34.19%, 44.80%, 50.96% et 24.22% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST représente moins de 7% des variations de ces variables. Au bout 5 ans, le choc de nouvelles de TFP contribue à 38.69%, 48.57%, 48.39% et 26.68% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 11% des variations de ces variables.

Dans l'ensemble, ces conclusions en faveur du choc de nouvelles de la TFP future sont opposées à celles tirées par Ben Zeev et Khan (2015), ainsi qu'à celles de la spécification A du modèle 1. Rappelons que Ben Zeev et Khan (2015) ont montré que le choc de nouvelles de l'IST future domine sur tous les autres chocs structurels. Leurs résultats sont similaires à ceux que nous avons obtenu dans la spécification A du modèle 1. Cependant, les résultats du modèle 2 présentés ci-dessus concordent plutôt avec les résultats de la décomposition de la variance présentés dans la spécification B du modèle 1.

(a) Spécification A (b) Spécification B

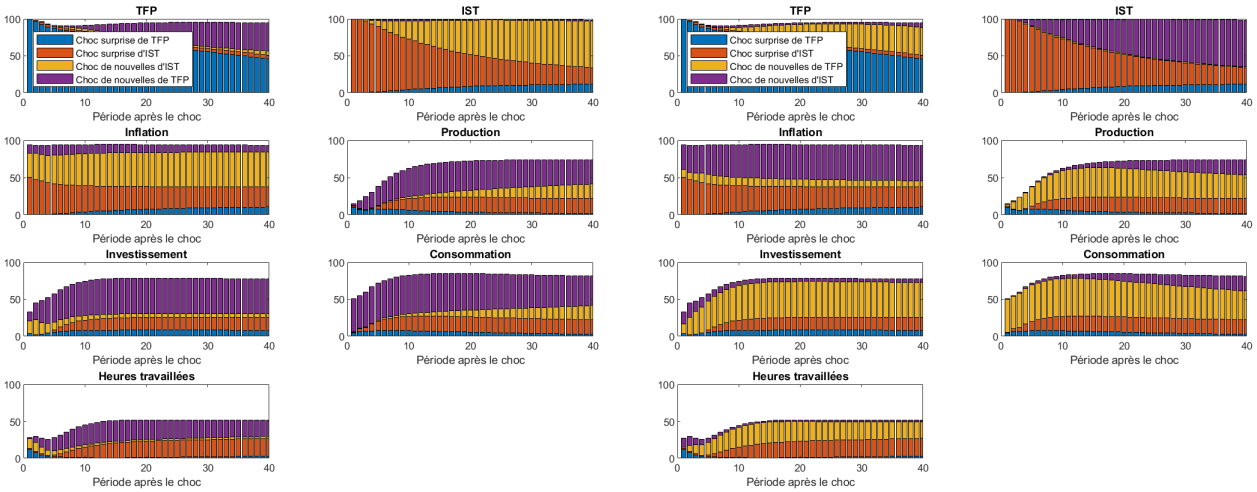


Figure 4.6: Décomposition de la variance (modèle 2)

4.2.3 Modèle 3 : IST identifiée par l'investissement des firmes

Fonctions de réponses impulsionnelles

Les figures 4.7 et 4.8 montrent les réponses des variables du modèle 3 à un choc de nouvelles de l'IST future et à un choc de nouvelles de la TFP future, respectivement, sur un horizon $h = 40$ trimestres.

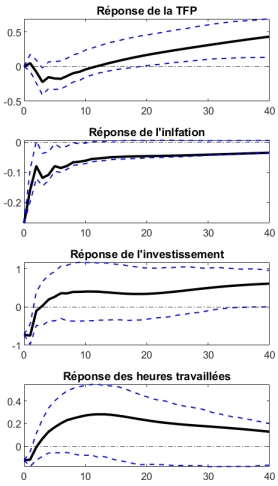
La spécification A indique dans la figure 4.7.(a) qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne une baisse immédiate, à l'impact, significative de l'investissement et des heures travaillées jusqu'au premier trimestre. Elles atteignent leur niveau le plus bas de -0.74% et -0.12% respectivement. Par la suite, elles augmentent progressivement avec le temps au point d'être affectées positivement par le choc. Toutefois, l'effet de ce choc est non-significatif après le premier trimestre. La production et la consommation, quant à elles, répondent en augmentant de façon graduelle et permanente. L'effet du choc sur ces deux variables est si-

gnificatif sur tout le long de l'horizon de prévision. En revanche, l'inflation baisse immédiatement de -0.26%, avant de retourner graduellement à son niveau initial. La réponse de l'inflation est significatif jusqu'au bout de 3 ans. La figure 4.8.(a) indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées à l'impact. Ces variables atteignent leur niveau maximal de 0.60%, 2.24%, 0.65% et 0.61% respectivement au bout de 2 ans en moyenne. Le choc impacte significativement ces variables jusqu'à 3 ans en moyenne. L'inflation connaît une baisse immédiate de -0.09%, avant de s'estomper très rapidement dans les trimestres qui suivent.

Les résultats de la spécification B sont très proches de ceux obtenus dans la spécification A. La figure 4.7.(b) indique qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne une baisse immédiate, à l'impact, significative de l'investissement et heures travaillées jusqu'au premier trimestre. Elles atteignent leur niveau le plus bas de -1.04% et -0.15% respectivement. Par la suite, elles augmentent progressivement avec le temps au point d'être affectées positivement par le choc. L'effet du choc est, cependant, non-significatif après le premier trimestre. La production et la consommation augmentent graduellement et significativement avec le temps. L'inflation baisse immédiatement de -0.24% et tend par la suite à retourner à son niveau initial. Quant à la figure 4.8.(b), elle indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse immédiate de la production, de l'investissement, de la consommation et des heures travaillées. Ces variables atteignent leur niveau maximal de 0.72%, 2.32%, 0.76% et 0.68% respectivement au bout de 2 ans en moyenne. L'inflation baisse immédiatement de -0.15%, avant de s'estomper très rapidement dans les trimestres qui suivent.

Nous constatons une similarité dans les résultats obtenus dans les deux spécifications. Ce qui suggère une fois de plus que l'ordre d'identification des chocs de nouvelles n'a pas eu d'influence significative sur les réponses des variables. Rappelons le fait que dans ce modèle, l'IST est identifiée par l'investissement des firmes dont le prix relatif tend à être procyclique dans les années récentes. Ce qui constitue un point commun avec le modèle 2, où l'IST est identifiée par l'investissement privé total dont le prix relatif est procyclique. Par ailleurs, les réponses de la production, la consommation, l'investissement et les heures travaillées à un choc de nouvelles de la TFP future sont similaires à celles obtenues dans le modèle 2, ainsi que dans la spécification B du modèle 1.

(a) Spécification A



(b) Spécification B

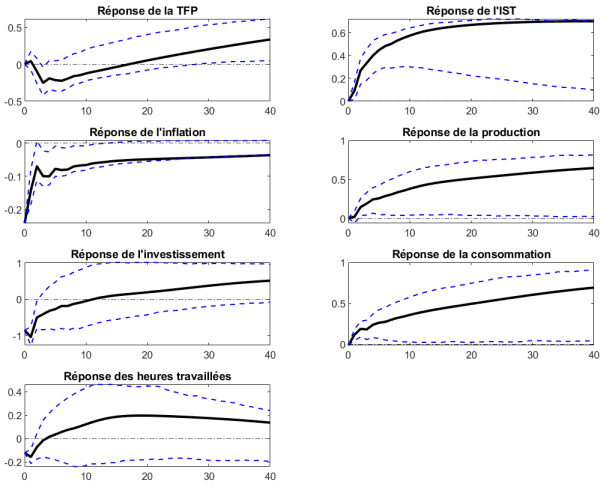


Figure 4.7: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 3)

(a) Spécification A (b) Spécification B

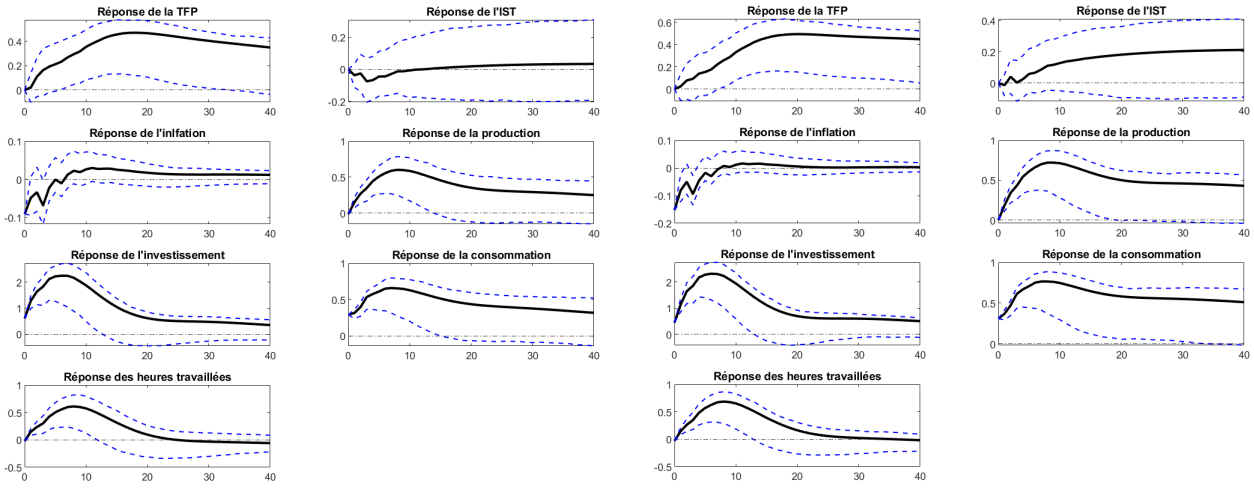


Figure 4.8: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 3)

Décomposition de la variance

La figure 4.9 présente les contributions de chaque chocs structurels dans la variance des variables du modèle 3 sur un horizon de 10 ans.

La spécification A indique que la part du choc de nouvelles de la TFP future dans les variances de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées est la plus importante, dans le court terme particulièrement. Cependant, au fil du temps, la part du choc de nouvelles de l'IST future dans la variance de la production et de la consommation augmente graduellement. Elle arrive jusqu'à dominer la part du choc de nouvelles de la TFP future à partir du moyen terme. De l'autre coté, cette part du choc de nouvelles de l'IST future est négligeable dans la variance de l'investissement et des heures travaillées. Pour illustration, au bout de 2 ans, le choc de nouvelles de la TFP future contribue à 19.85%, 38.40%, 34.84% et 14.29% dans la variance de la production, l'investissement, la consom-

mation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente 12.48%, 2.04%, 15.58% et 1.95% des variations de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées respectivement.

La spécification B indique également que la part du choc de nouvelles de la TFP future dans les variances de la production, l'investissement, la consommation et des heures est la plus importante. Toutefois, cette spécification souligne le fait que le choc de nouvelles de la TFP future domine sur tous les autres chocs structurels sur tout le long de l'horizon de prévision h. Pour illustration, au bout de 2 ans le choc de nouvelles de TFP future contribue à 28.87%, 39.68%, 46.75% et 18.24% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 6% des variations de ces mêmes variables d'intérêt.

En sommes, dans les deux cas de spécification, nous pouvons tirer comme conclusion que la part du choc de nouvelles de la TFP future domine sur celles des autres chocs identifiés la plupart du temps. Toutefois, l'on observe particulièrement dans les variances de la production et de la consommation une tendance croissante de la part du choc de nouvelles de l'IST future au fil du temps. Cette tendance est beaucoup plus importante dans la spécification A que dans la spécification B. Ces conclusions en faveur du choc de nouvelles de la TFP future s'alignent avec celles que nous avons tirées dans le cas du modèle 2. Par contre, elles s'opposent complètement aux conclusions tirées par Ben Zeev et Khan (2015) qui ont démontré que le choc de nouvelles de l'IST future serait le principal facteur déclencheur des cycles économiques aux États-Unis .

(a) Spécification A (b) Spécification B

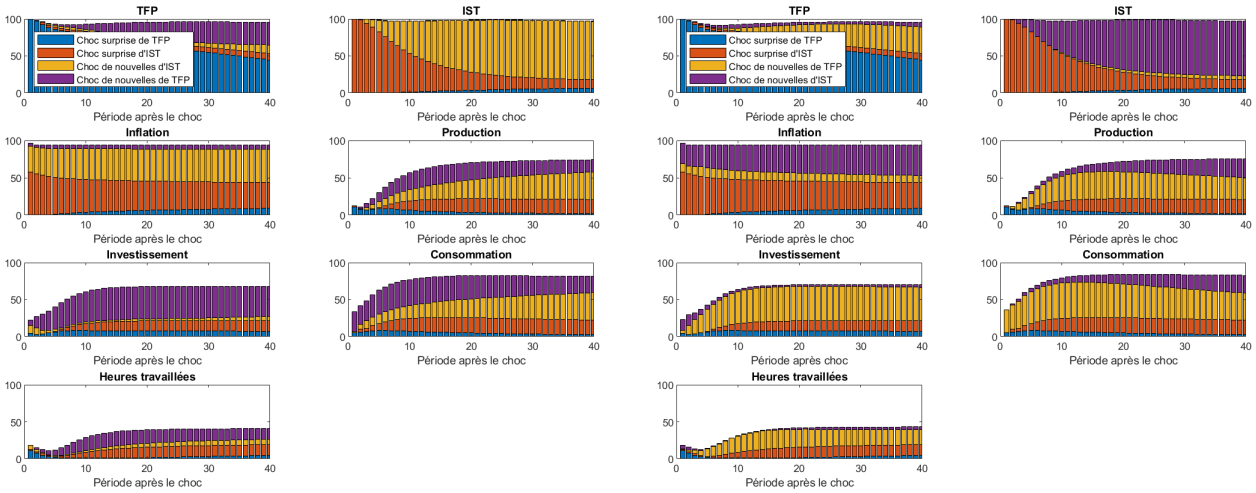


Figure 4.9: Décomposition de la variance (modèle 3)

4.2.4 Modèle 4 : IST identifiée par l'investissement des ménages

Fonctions de réponses impulsionnelles

Les figures 4.10 et 4.11 montrent les réponses des variables du modèle 4 à un choc de nouvelles de l'IST future et à un choc de nouvelles de la TFP future, respectivement, sur un horizon $h = 40$ trimestres.

La spécification A indique dans la figure 4.10.(a) qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne à l'impact une baisse de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées dans le court terme. Ensuite, ces variables augmentent progressivement et de façon permanente au fil du temps au point d'être affectées positivement par le choc. Elles atteignent leur niveau le plus bas de $-0.12\%, -1.28\%, -0.16\%$ et -0.42% respectivement. L'effet du choc est significatif au bout des deux premiers trimestres quant à la production et la consommation. Tandis qu'il l'est jusqu'à 2 ans quant à l'investissement et les

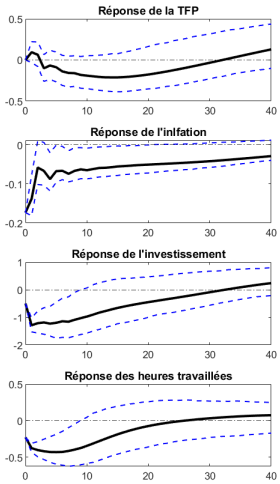
heures travaillées. Ce choc entraîne également une baisse immédiate de l'inflation de -0.17% qui tend à retourner graduellement à son niveau initial. La figure 4.11.(a) indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées à l'impact. Ces variables atteignent leur niveau maximal de 0.75%, 1.80%, 0.81% et 0.51% respectivement au bout de 2 ans en moyenne. L'effet du choc sur l'investissement et les heures travaillées est significatif jusqu'au bout de 3 ans en moyenne. Alors qu'il l'est tout le long de l'horizon de prévision h quant à la production et la consommation. L'inflation baisse immédiatement de -0.25% avant que l'effet du choc ne s'estompe dans les trimestres suivant.

La spécification B indique dans la figure 4.10.(b) qu'un choc de nouvelles de l'IST future positif de 1% entraîne à l'impact une baisse de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées dans le court terme. Ensuite, ces variables augmentent progressivement et de façon permanente au fil du temps au point d'être d'affectées positivement. Elles atteignent leur niveau le plus bas de $-0.03\%, -0.83\%, -0.03\%$ et -0.29% respectivement. L'effet du choc sur l'investissement et les heures travaillées est significatif au bout de 1 an en moyenne. Tandis qu'il est non-significatif sur tout l'horizon h quant à la production et la consommation. Ce choc entraîne une baisse immédiate de l'inflation de -0.24% qui par la suite tend à retourner à son niveau initial. Les résultats de la figure 4.11.(b), étant quasiment identiques à ceux de la figure 4.11.(a), indique qu'un choc de nouvelles de la TFP future positif de 1% entraîne une hausse de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées à l'impact. L'inflation, quant à elle, connaît une baisse immédiate à l'impact du choc, avant que l'effet du choc ne s'estompe très vite dans les trimestres suivant.

À partir de ces résultats, nous constatons premièrement que l'ordre d'identification des chocs de nouvelles importe peu dans ce modèle. En effet, les réponses des

variables suite aux chocs de nouvelles sont presque identiques. Deuxièmement, il existe une similarité entre ces résultats et ceux que nous avons obtenu dans le modèle 2, où l'IST est identifiée par l'investissement privé total. Le choc de nouvelles de l'IST future entraîne dans un premier temps une baisse des variables clés, qui s'ensuit par une hausse progressive de ces dernières avec le temps. De même, ces variables répondent de la même façon qu'observé dans les modèles 2 et 3 suite à un choc de nouvelles de la TFP future. Toutefois, les réponses des variables d'intérêt à un choc de nouvelles de l'IST future différent de celles trouvées par Ben Zeev et Khan (2015) et de ce que nous avons estimé dans les modèles 1 et 3. Ainsi donc, nous concluons que le choix du prix de l'investissement utilisée dans le calcul de l'IST conditionne les résultats des réponses impulsionnelles à un choc de nouvelles de l'IST future.

(a) Spécification A



(b) Spécification B

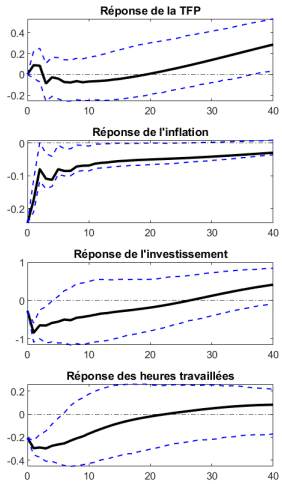


Figure 4.10: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 4)

(a) Spécification A (b) Spécification B

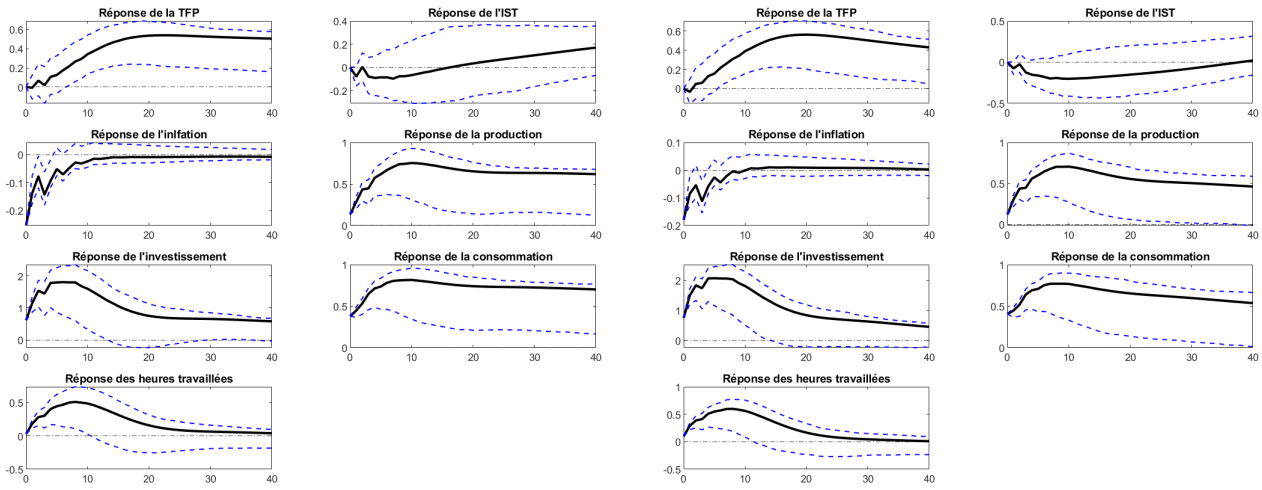


Figure 4.11: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 4)

Décomposition de la variance

La figure 4.12 présente la contribution des chocs structurels dans la variance des variables du modèle 4 sur un horizon de 10 ans.

Les résultats de la spécification A indiquent que la part du choc de nouvelles de la TFP future dans les variances de la production, de l'investissement et de la consommation est la plus importante. Elle domine sur la part des autres chocs structurels du modèle, suivi par la part du choc surprise de l'IST. Ce qui n'est pas le cas pour les heures travaillées où le choc surprise de l'IST domine sur tous les autres chocs. Pour illustration, nous observons qu'au bout de 2 ans, le choc de nouvelles de TFP contribue à 31.82%, 27.14%, 53.02% et 12.31% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 14% des variations de ces variables. Cette part du choc de nouvelles de

l'IST future est, toutefois, presque nulle dans la variance de la production et de la consommation. La contribution du choc surprise de l'IST est de 21%, 23.15%, 22.53% et 22.72% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées respectivement. Au bout de 5 ans, le choc de nouvelles de la TFP future contribue à 44%, 32.09%, 57.29% et 14.43% dans la variance de la production, de l'investissement, de la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 15% des variations de ces variables. La contribution du choc surprise de l'IST augmente légèrement pour atteindre 24.64%, 26.51%, 21.77% et 37.19% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées respectivement. Ce qui induit que le choc surprise de l'IST est celui qui domine dans la variation des heures travaillées particulièrement. Par ailleurs, le choc de nouvelles de la TFP future ne commence à dominer que très légèrement le choc de nouvelles de l'IST future dans la variance des heures travaillées qu'à partir de 2 ans et plus.

En considérant la spécification B, les résultats indiquent que la part du choc de nouvelles de la TFP future dans les variances de la production, l'investissement et de la consommation est la plus importante. Sauf exception faite pour les heures travaillées. En effet, en observant les heures travaillées, nous constatons que le choc de nouvelles de la TFP future domine le choc de nouvelles de l'IST future. Cependant, le choc surprise de l'IST est celui qui représente la part la plus importante dans les variations de cette variable. Pour illustration, nous observons qu'au bout de 2 ans, le choc de nouvelles de la TFP future contribue à 30.51%, 37.60%, 50.29% et 19.43% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation, et des heures travaillées respectivement. Tandis que la part du choc de nouvelles de l'IST future représente moins de 7% des variations de ces variables. La contribution du choc surprise de l'IST est de 21%, 23.15%, 22.53%

et 22.72% dans la variance de la production, l'investissement, la consommation et des heures travaillées respectivement.

Ces résultats sont presque identiques dans les deux cas de spécification. Par ailleurs, ils concordent avec les conclusions tirées dans les modèles 2 et 3 en général. Ces modèles ont montré que la proportion du choc de nouvelles de la TFP future est la plus importante dans la variance des variables d'intérêt. Sauf exception faite pour le cas des heures travaillées dans le modèle 4. Les résultats de ces trois derniers modèles s'opposent aux conclusions de l'analyse de Ben Zeev et Khan (2015) qui sont en faveur d'un choc de nouvelles de l'IST future. Ramey (2016) partage l'avis de Ben Zeev et Khan (2015). Elle explique qu'il existe un large éventail de résultats à propos des facteurs déclencheurs des cycles économiques. Toutefois, une tendance générale qui se dégage est que lorsque les modèles incluent des chocs de l'IST et/ou des chocs d'efficacité marginal de l'investissement (MEI), ces deux derniers ont tendance à expliquer une partie importante de la variation de la production. Le point commun qui existent entre les modèles 2, 3 et 4 est la nature procyclique ou faiblement contracylcique du prix relatif des investissements utilisés pour identifier l'IST dans chacun de ces modèles. Particulièrement après les années 80. Ce qui pourrait justifier le phénomène de dominance du choc de nouvelles de la TFP future que nous observons dans la plupart des cas. Contrairement au modèle 1, ainsi que l'étude de Ben Zeev et Khan (2015), dans lesquels l'IST est identifiée par l'investissement en équipement et en biens durables dont le prix relatif est significativement contracyclique. En effet, d'après la littérature macroéconomique, c'est cette nature contracyclique du prix relatif de l'investissement qui favoriserait une présence de changements pertinents des technologiques spécifique à l'investissement [5]. Ainsi, cette présence de changements

5. Cependant, notons qu'il peut très bien y avoir des changements technologiques spécifique à l'investissement sans que le prix relatif de l'investissement soit contracyclique.

technologiques spécifique à l'investissement jouerait un le rôle prédominant dans l'explication des cycles économiques.

(a) Spécification A (b) Spécification B

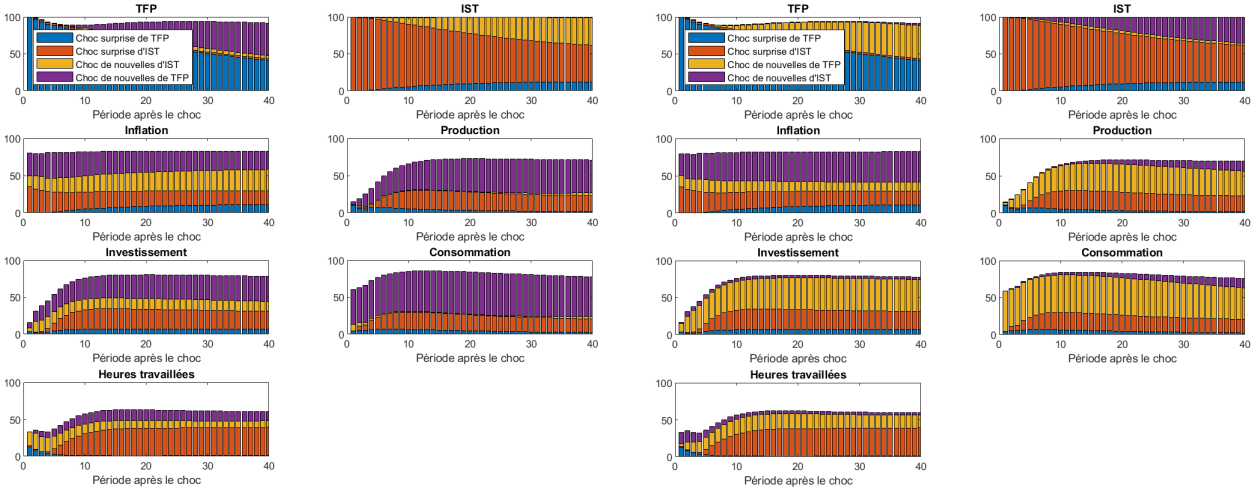


Figure 4.12: Décomposition de la variance (modèle 4)

CONCLUSION

Les données sur les cycles économiques présentent en général deux types importants de comouvements. Le premier indique des comouvements agrégés : les principaux agrégats macroéconomiques, tels que la production, la consommation, l'investissement, les heures travaillées et le salaire réel ont tendance à augmenter et à baisser ensemble. Le second indique des comouvements sectoriels : la production, l'emploi et l'investissement ont tendance à augmenter et à diminuer ensemble dans différents secteurs de l'économie. Cette étude révèle que le choix du type d'investissement utilisé dans le calcul de l'IST détermine la nature des comouvements pour chaque modèle. Ainsi, l'impact d'un choc du prix d'investissement sur le cycle économique diffère d'une mesure d'investissement à une autre. Par ailleurs, considérons le cas où le prix relatif de l'investissement utilisé pour construire l'IST est procyclique ou faiblement contracyclique, particulièrement après les années 80. Nous constatons que la part du choc de nouvelles de la TFP future est la plus importante dans la variance de la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées la plupart du temps. Ceci est consistant peu importe l'ordre d'identification retenu entre les deux chocs de nouvelles du modèle [6]. C'est le cas de l'investissement privé total, qui est une mesure plus large et qui cumule toutes les autres mesures d'investissement ; l'investissement des ménages ; et l'investissement des firmes. À l'opposé, lorsque le prix relatif de l'investissement utilisé dans le calcul de l'IST est significativement contracyclique, le modèle devient très sensible à l'ordre d'identification de ces chocs de nouvelles. C'est le cas de l'investissement

6. La spécification A et B aboutissent tous les deux à des résultats presque identiques.

en équipement et en biens durables. Nous observons des comouvements positifs de la production, l'investissement, la consommation et les heures travaillées suite à un choc positif de nouvelles de l'IST future dans les deux cas de spécification. Cependant, le choc de nouvelles de l'IST future domine complètement sur le choc de nouvelles de la TFP future quand nous identifions le choc de nouvelles de l'IST future avant celui de la TFP future (spécification A). Les résultats de cette spécification concordent de près à ceux que Ben Zeev et Khan (2015) ont trouvé dans leur étude. Toutefois, l'effet inverse est observé quand nous identifions le choc de nouvelles de l'IST future après celui de la TFP future (spécification B). Le choc de nouvelles de la TFP future domine complètement sur le choc de nouvelles de l'IST future. Ces résultats conflictuels suggèrent que les critères utilisés ne sont pas suffisants pour distinguer les effets de ces chocs de nouvelles l'un de l'autre sur les variables dans ce modèle. Nous ne pouvons donc pas conclure définitivement sur la dominance entre ces deux chocs de nouvelles. Enfin, le fait que la contribution du choc de nouvelles de l'IST future soit faible lorsque le bien de capital est défini plus largement suggère qu'il est important de ne pas agréger tous les biens de capital ensemble lorsque l'on souhaite évaluer le rôle des chocs de nouvelles d'IST future pour les fluctuations économiques.

APPENDICE A

ÉVOLUTION DES DIFFÉRENTES SÉRIES

L'output, l'investissement, la consommation et les heures travaillées présentés dans la figure A.1 sont des transformations en logarithme par capita de ces variables nominales. Les mesures d'investissement réels présentées dans la figure A.2 sont des transformations en logarithme par capita des différents investissements définis. Les différents prix relatifs d'investissement présentés dans la figure A.3 sont des transformations logarithmiques des PRI calculés. Enfin, les bandes grises verticales représentent les périodes de récessions américaines entre 1960 :T1 à 2020 :T3.

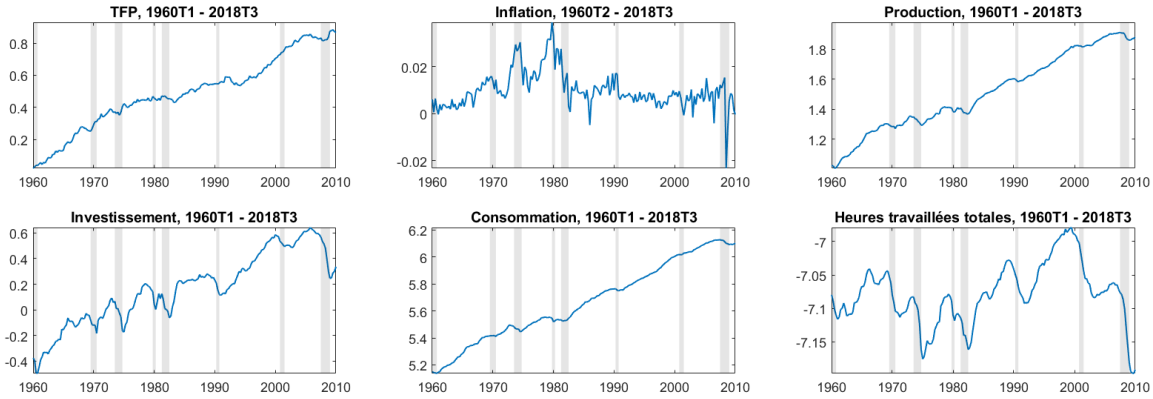


Figure A.1: Évolution des variables d'intérêt introduites dans le modèle SVAR, exceptée l'IST.

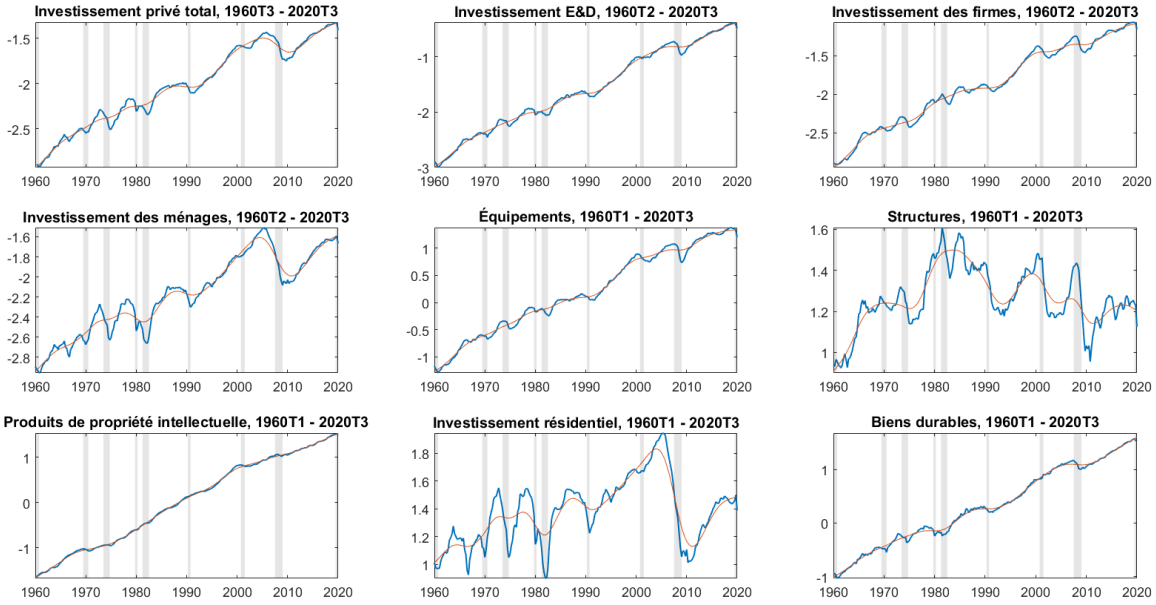


Figure A.2: Évolution des différentes mesures d'investissement réels.

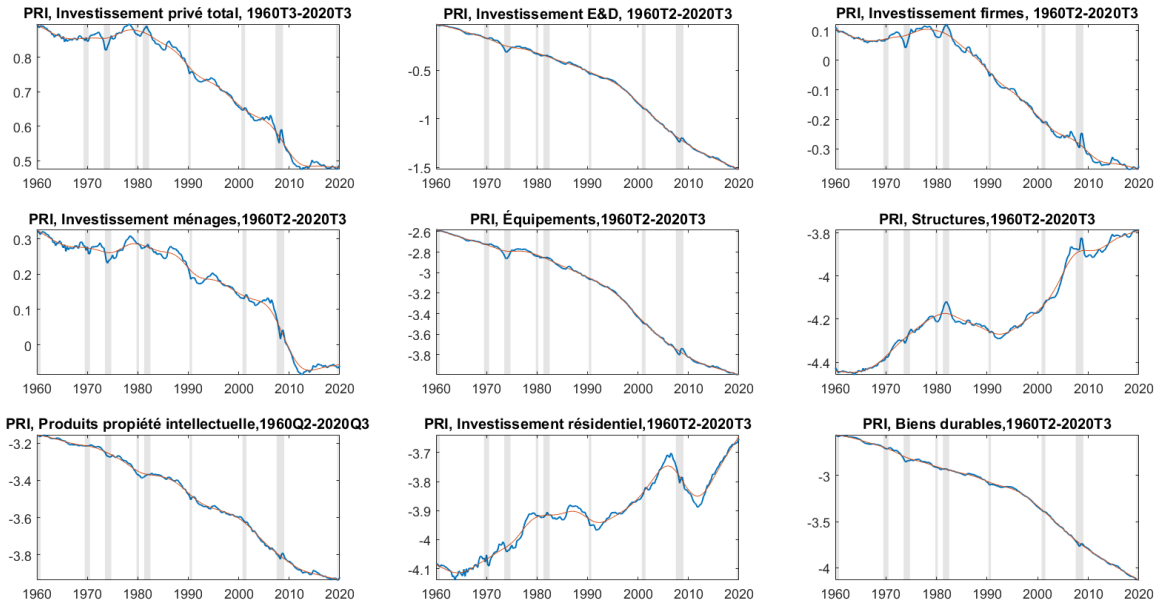


Figure A.3: Évolution des prix relatifs des différents investissements sur le prix des dépenses à la consommation incluant l'énergie.

APPENDICE B

MODÈLES INTRODUISANT L'IST IDENTIFIÉE PAR LES INVESTISSEMENTS NIPA

L'appendice B présente les résultats des modèles dont l'IST est identifiée par les différents indices de prix d'investissement NIPA. Le déflateur de la consommation utilisé dans le calcul de l'IST est mesuré par le prix des dépenses à la consommation personnelle en biens non-durables et services incluant l'énergie (*benchmark*). La caractéristique principale observée dans l'interprétation de ces différents résultats est le lien de corrélation entre les prix relatifs de ces différents investissements et le cycle économique après les années 80. Nous comparons les fonctions de réponses impulsionnelles des variables suite aux chocs de nouvelles, ainsi que la part de chaque choc structurel dans la variance des variables dans les deux cas de spécification A et B pour chaque modèle.

Le modèle 5, dans lequel l'IST est identifiée par l'investissement en équipement, nous indique des comouvements positifs de la production, la consommation, l'investissement, et les heures dans les spécifications A et B. Il en est de même pour le modèle 6, dans lequel l'IST est identifiée par les biens durables. Cependant, nous observons dans la spécification A que la part du choc de nouvelles de l'IST future dans les variances de ces variables clés est la plus importante dans la plupart des cas. Elle domine la part du choc de nouvelles de la TFP future. Tandis que, dans

la spécification B, la part du choc de nouvelles de la TFP future est la plus importante dans les variances de ces variables clés. Elle domine complètement sur la part du choc de nouvelles de l'IST future. Ces résultats sont en parfaite cohérence avec les conclusions tirées du modèle 1, où l'IST est identifiée par la somme de l'investissement en équipement et des biens durables (E&D). Les trois modèles ainsi mentionnés ont pour point commun la nature contracyclique (significative) des prix relatifs des mesures d'investissement utilisée dans le calcul de l'IST. Les résultats conflictuels entre les deux spécifications que nous observons suggèrent que dans ces cas précis l'ordre d'identification des chocs de nouvelles influence significativement le modèle. D'où les critères utilisés ne sont pas suffisants pour dissocier les effets des chocs de nouvelles l'un de l'autre sur les variables.

Nous constatons également qu'un choc dans le prix de l'investissement en produits de propriété intellectuelle − dans le modèle 7 − n'a pas d'impact majeur sur les variables macroéconomiques clés. Les proportions du choc surprise de l'IST ainsi que du choc de nouvelles de l'IST future dans les variances des variables clés sont faibles, particulièrement dans la variance des heures travaillées.

Le modèle 8, dans lequel l'IST est identifiée par l'investissement en structures, indique dans les deux spécifications une tendance du choc de nouvelles de la TFP future à dominer sur les autres chocs structurels dans la plupart des cas. Il en est de même que dans le modèle 9 où l'IST est identifiée par l'investissement résidentiel. Les prix relatifs des mesures d'investissement qui nous permettent de calculer l'IST dans ces modèles sont procycliques. Ces conclusions en faveur du choc de nouvelles de la TFP future, dans les cas de procyclicité, rejoignent celles que nous avons tirées dans les modèles 2, 3 et 4.

B.1 Modèle 5 : IST identifiée par les équipements

(a) Spécification A (b) Spécification B

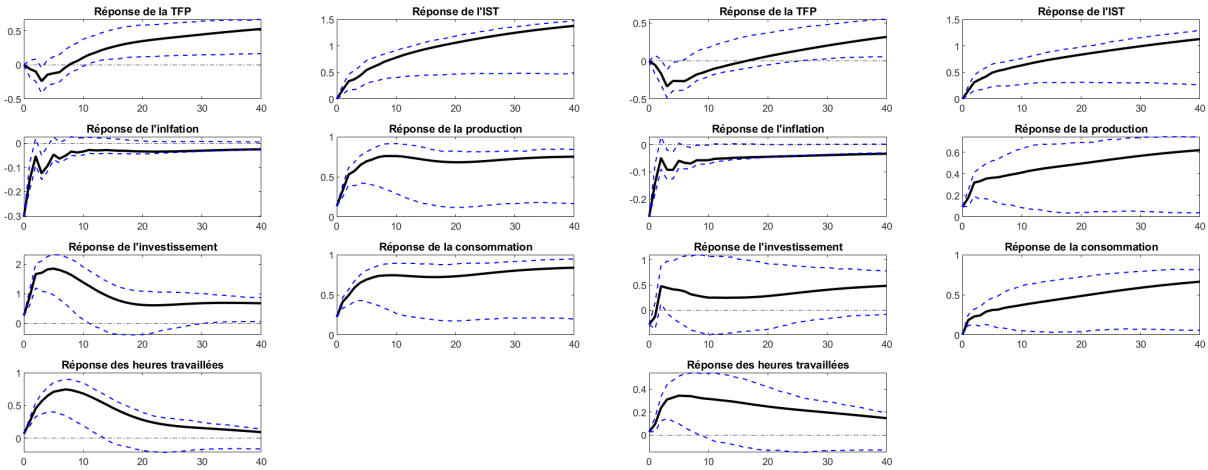


Figure B.1: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 5)

(a) Spécification A (b) Spécification B

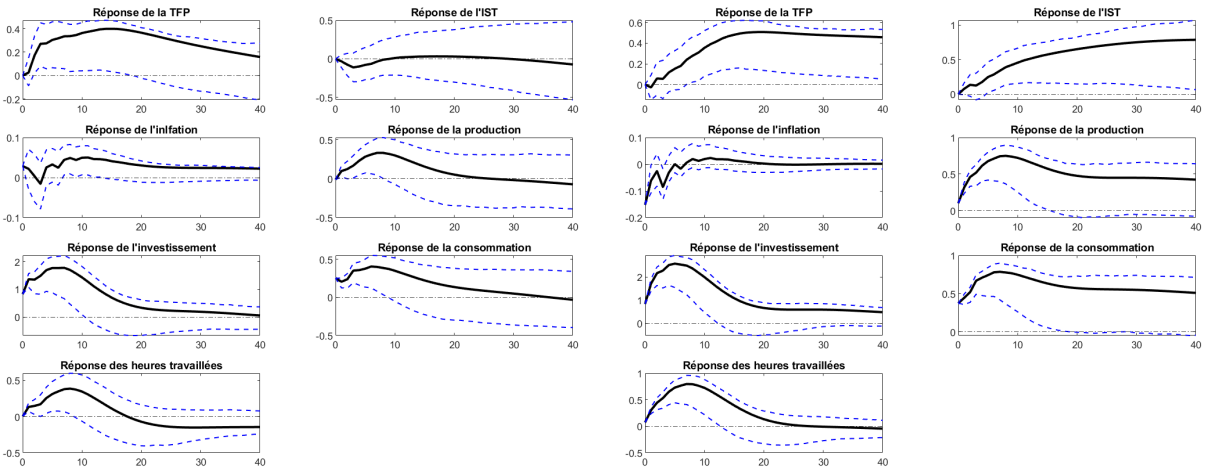


Figure B.2: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 5)

(a) Spécification A (b) Spécification B

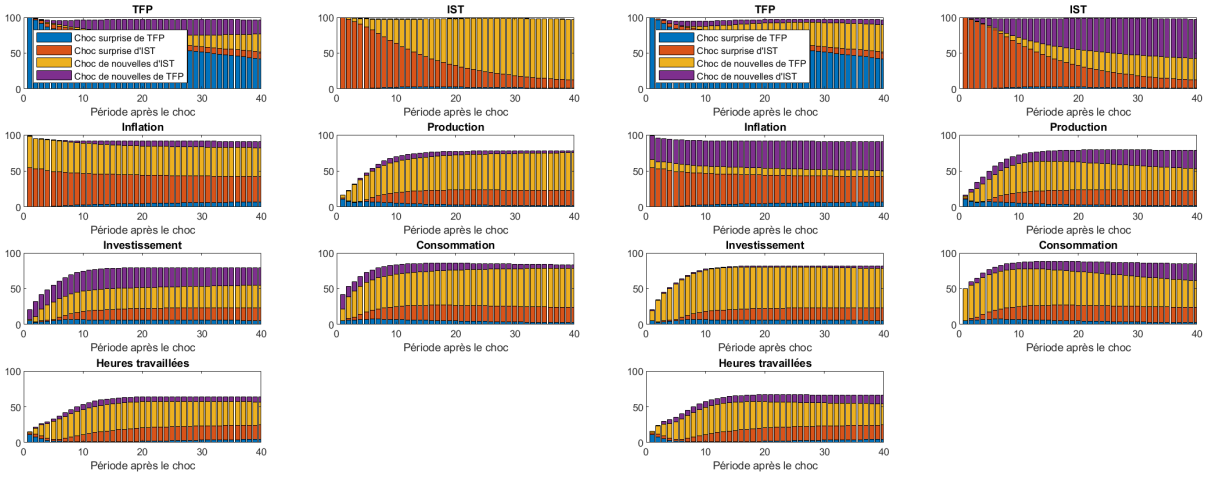


Figure B.3: Décomposition de la variance (modèle 5)

B.2 Modèle 6 : IST identifiée par les biens durables

(a) Spécification A (b) Spécification B

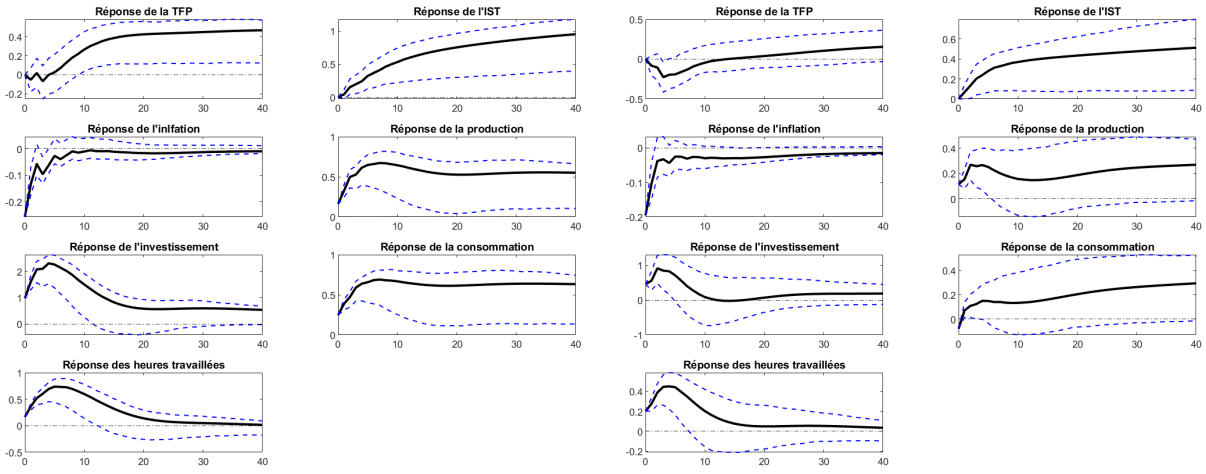


Figure B.4: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 6)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

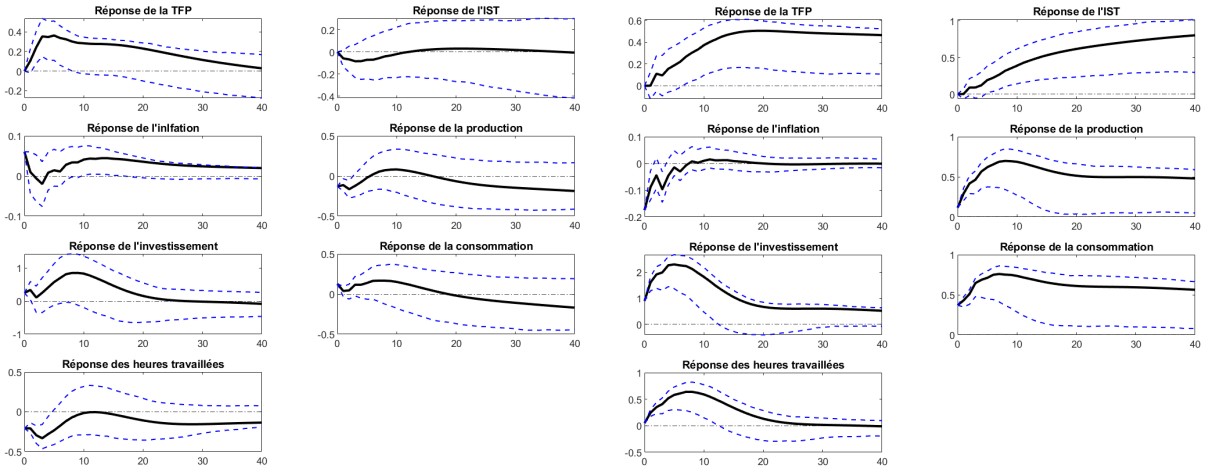


Figure B.5: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 6)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

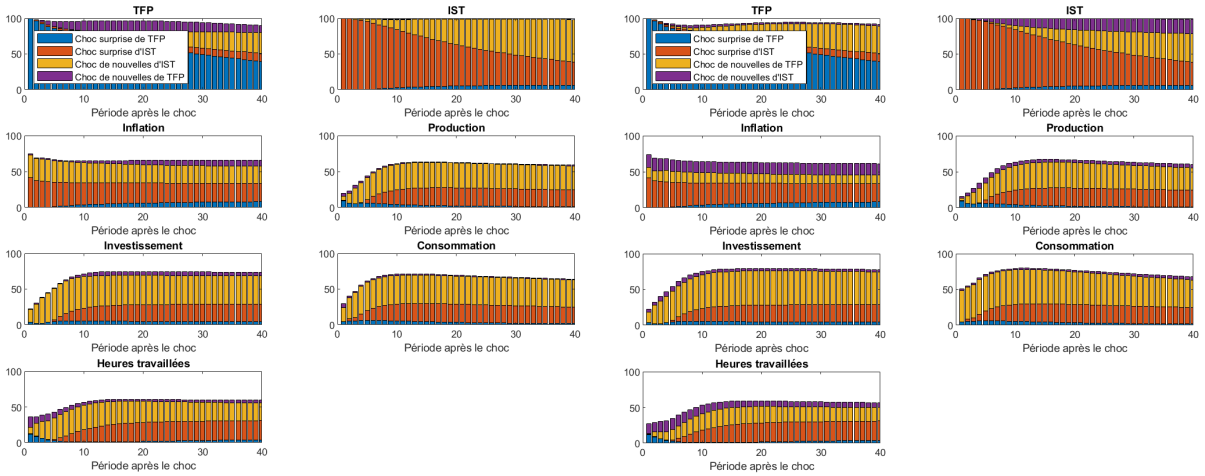


Figure B.6: Décomposition de la variance (modèle 6)

B.3 Modèle 7 : IST identifiée par les produits de propriété intellectuelle

(a) Spécification A (b) Spécification B

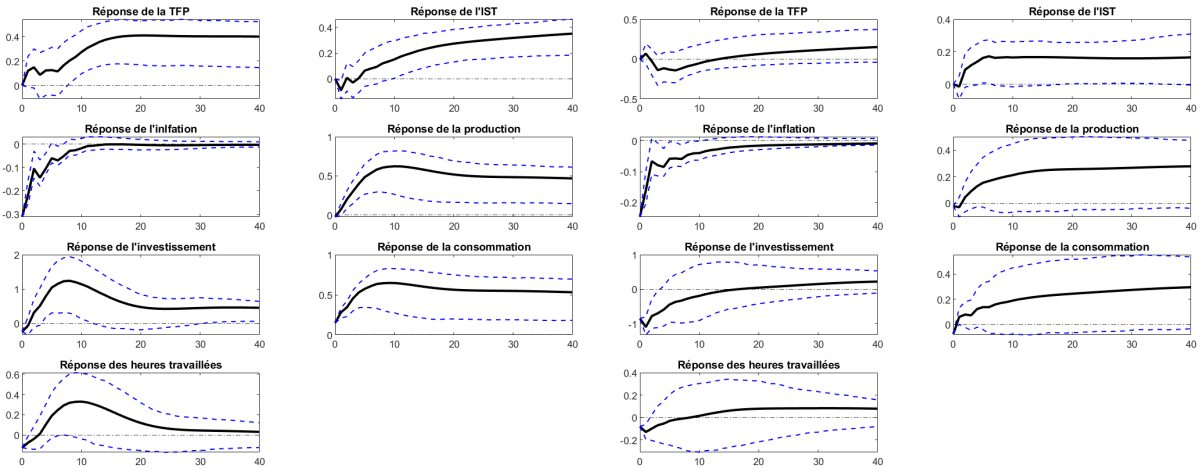


Figure B.7: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 7)

(a) Spécification A (b) Spécification B

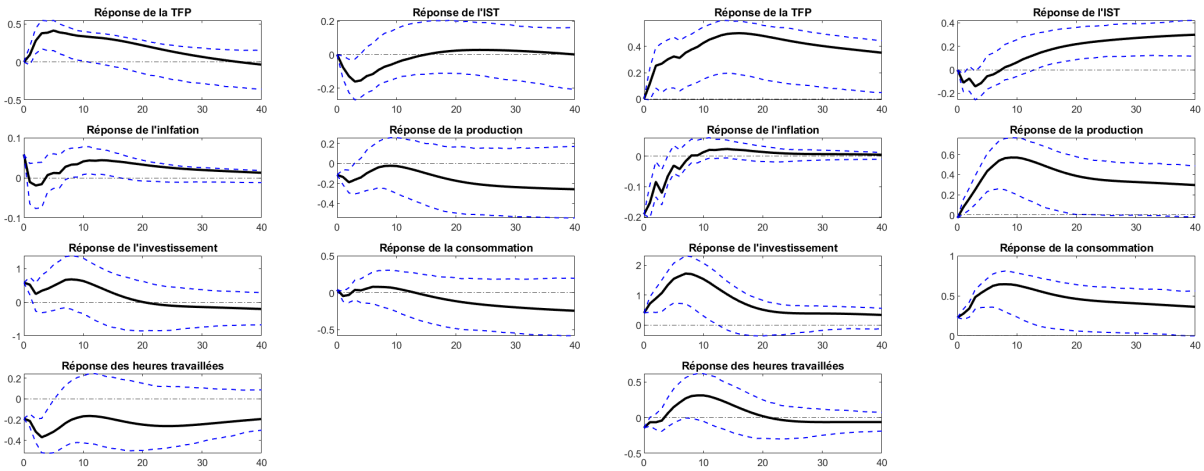


Figure B.8: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 7)

(a) Spécification A (b) Spécification B

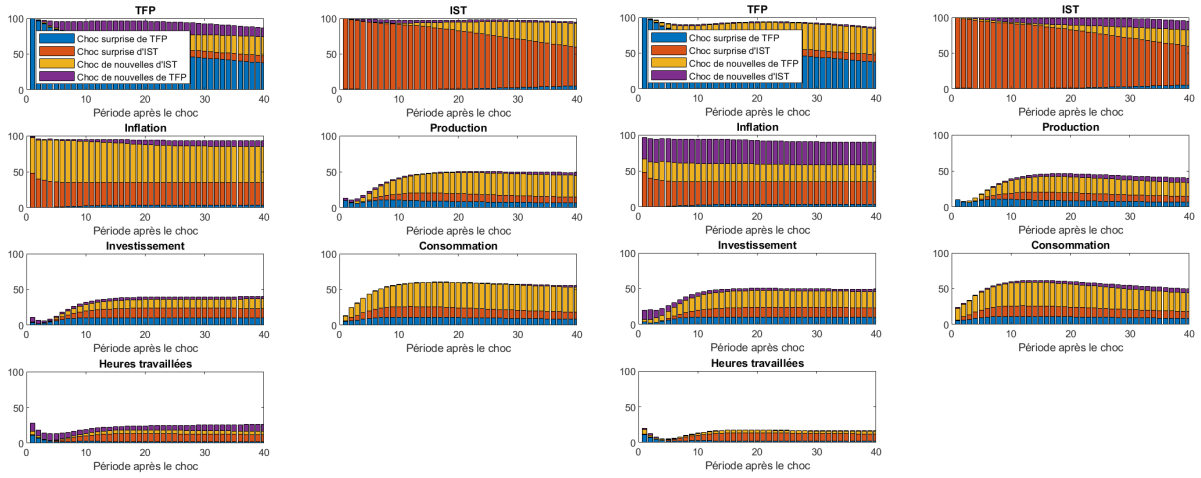


Figure B.9: Décomposition de la variance (modèle 7)

B.4 Modèle 8 : IST identifiée par les structures

(a) Spécification A (b) Spécification B

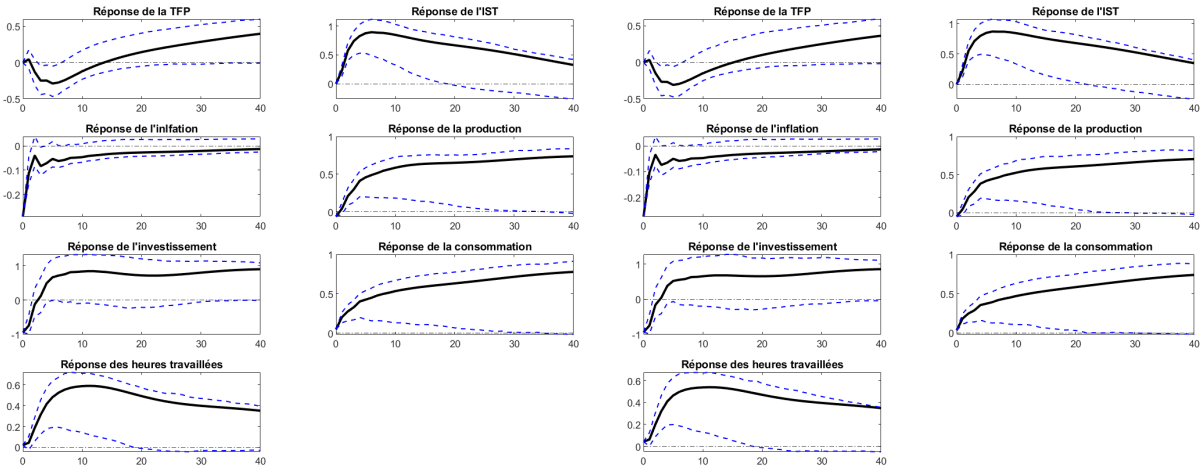


Figure B.10: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 8)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

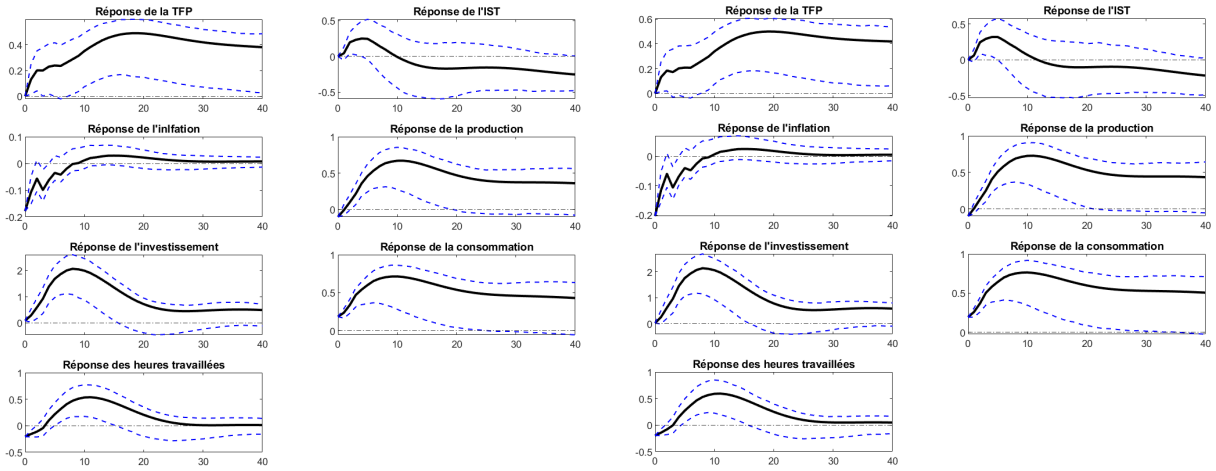


Figure B.11: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 8)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

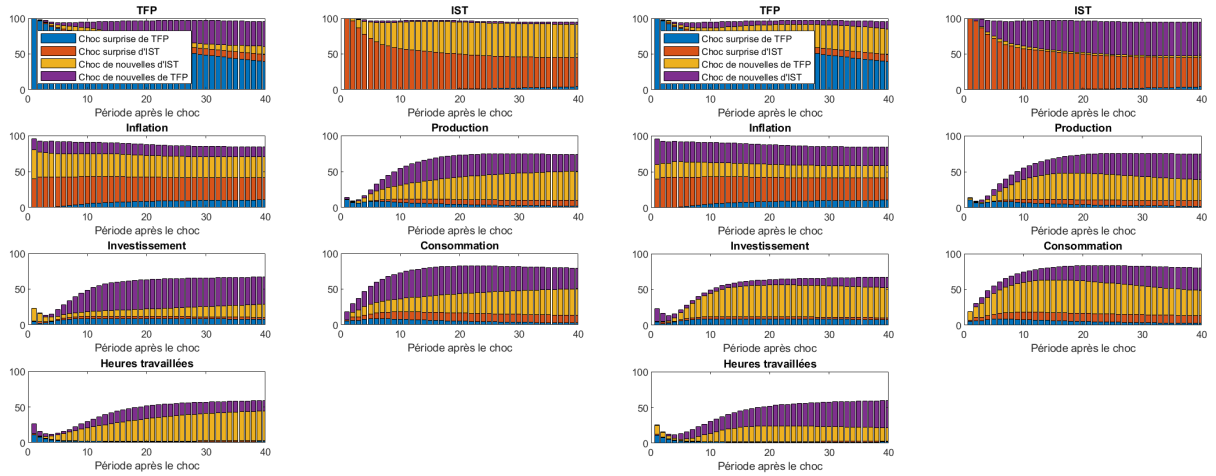


Figure B.12: Décomposition de la variance (modèle 8)

B.5 Modèle 9 : IST identifiée par l'investissement résidentiel

(a) Spécification A

(b) Spécification B

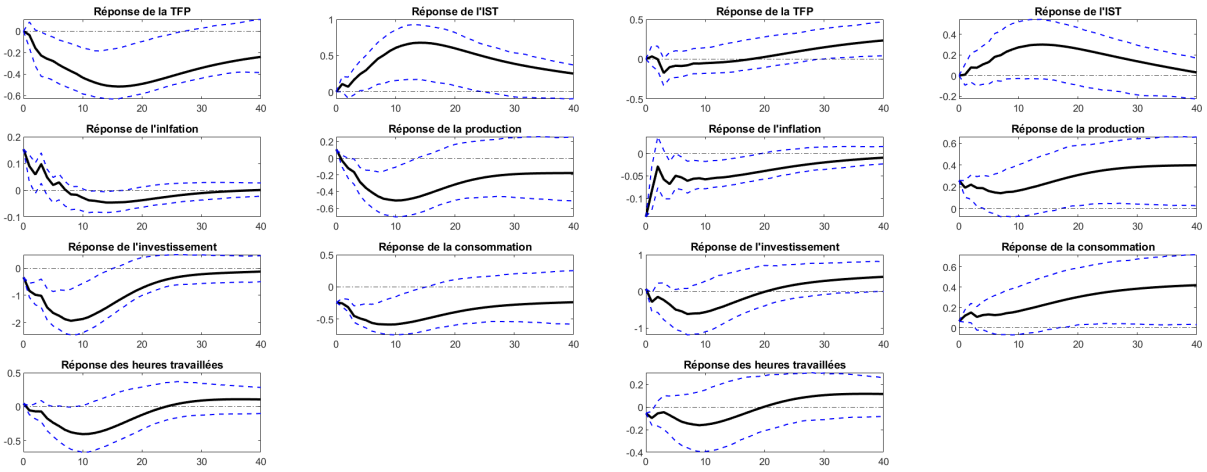


Figure B.13: Réponses à un choc de nouvelles positif de l'IST (modèle 9)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

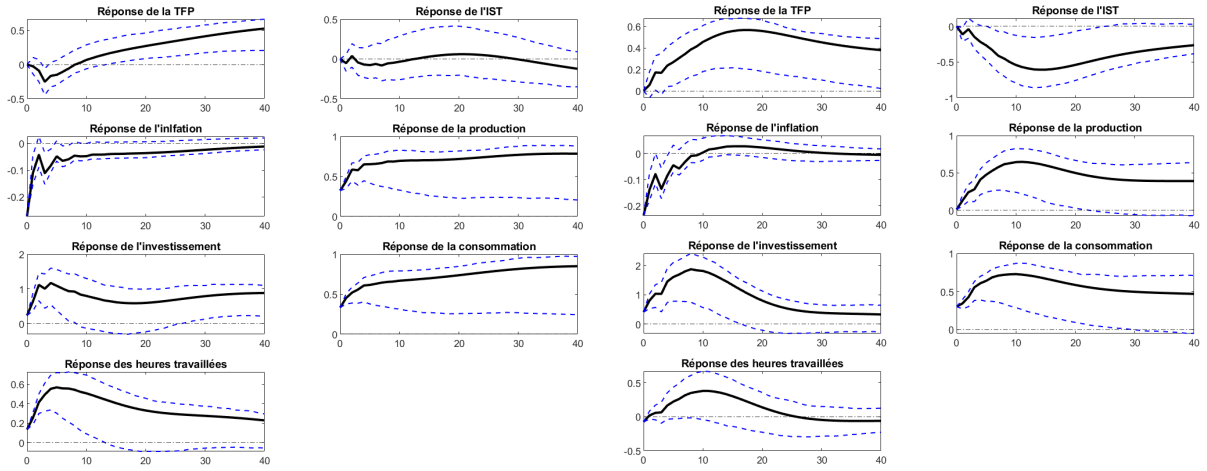


Figure B.14: Réponses à un choc de nouvelles positif de la TFP (modèle 9)

(a) Spécification A

(b) Spécification B

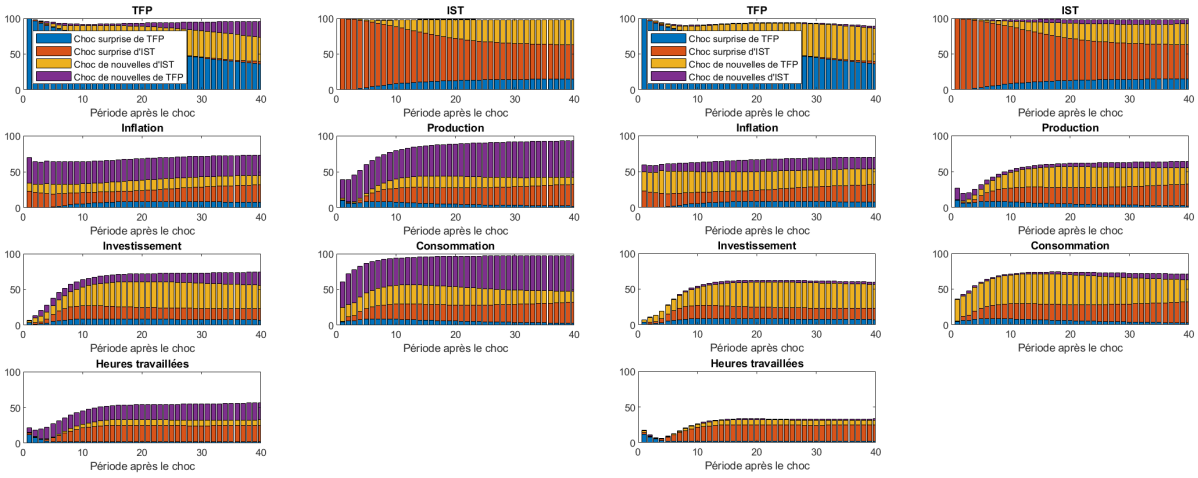


Figure B.15: Décomposition de la variance (modèle 9)

BIBLIOGRAPHIE

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

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

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*.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. (2004). The response of hours to a technology shock : evidence based on direct measures of technology. *Journal of the European Economic Association*, *2*(2-3), 381–395.

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

Francis, N. et Ramey, V. A. (2005). Is the technology-driven real business cycle hypothesis dead ? shocks and aggregate fluctuations revisited. *Journal of Monetary Economics*, *52*(8), 1379–1399.

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

Greenwood, J. (1988). Zvi hercowitz a gregory w. *Huffman." Investment, Capacity Uiilization, and the Real Business Cycle.", 4mer/can Ecomimic Review*, 402–17.

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

Greenwood, J., Hercowitz, Z. et Krusell, P. (2000). The role of investment-specific technological change in the business cycle. *European Economic Review*, *44*(1), 91–115.

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.

King, R. G. et Rebelo, S. T. (1999). Resuscitating real business cycles. *Handbook of macroeconomics*, *1*, 927–1007.

Krusell, P. et McKay, A. (2010). News shocks and business cycles. *FRB Richmond Economic Quarterly*, *96*(4), 373–397.

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

Leeper, E. M., Walker, T. B. et Yang, S.-C. S. (2013). Fiscal foresight and information flows. *Econometrica*, *81*(3), 1115–1145.

Long Jr, J. B. et Plosser, C. I. (1983). Real business cycles. *Journal of political Economy*, *91*(1), 39–69.

Papanikolaou, D. (2011). Investment shocks and asset prices. *Journal of Political Economy*, *119*(4), 639–685.

Pigou, A. C. (1927). The laws of diminishing and increasing cost. *The Economic Journal*, *37*(146), 188–197.

Pissarides, C. A. (1985). Short-run equilibrium dynamics of unemployment, vacancies, and real wages. *The American Economic Review*, *75*(4), 676–690.

Portier, F., Beaudry, P. et Moura, A. (2014). Reexamining the cyclical behavior of the relative price of investment.

Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic shocks and their propagation. *Handbook of macroeconomics*, *2*, 71–162.

Sims, C. A., Stock, J. H. et Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 113–144.

Uhlig, H. (2003). What moves real gnp ?, manuscript. *Humbolt University, Berlin.*

Violante, G. L. et Cummins, J. G. (2002). Investment-specific technical change in the us (1947-2000) : Measurement and macroeconomic consequences.

Whelan, K. (2002). A guide to us chain aggregated nipa data. *Review of income and wealth*, *48*(2), 217–233.