UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE DE LA ROBUSTESSE DE L'APPROCHE DE BARSKY ET SIMS POUR IDENTIFIER DES CHOCS D'ANTICIPATION

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JOCELYN BISSONNETTE

JANVIER 2017

REMERCIEMENTS

Je remercie d'abord et avant tout Christina, mon épouse et la mère de nos trésors : Lucie, Paul et Martha. Elle m'a aidé à travailler heureux pendant ces années de rédaction et son intelligence me soulève à tous les jours.

Je remercie particulièrement le professeur Alain Guay qui a enseigné mon premier cours d'économétrie à la maîtrise et qui a dirigé mes travaux de rédaction. Les conseils et orientations de monsieur Guay m'ont été et resteront précieux tout au long de ma carrière.

Je remercie également mes parents à qui je dois mon sens de la curiosité et les valeurs nécessaires pour entamer et terminer un tel projet. Ils m'ont épaulé plus qu'ils ne peuvent l'imaginer.

Plusieurs de mes amis m'ont encouragé et ont supporté mes états d'âme. Ils savent qui ils sont et je les remercie. Je souligne néanmoins Bruno et Anne-Lynne pour avoir fait naître ce projet académique dans mon esprit dès l'adolescence. Merci également à Xavier d'avoir été leur représentant à Montréal, puis merci à Philippe qui a concrétisé la chose en me forçant à m'inscrire au programme de maîtrise.

Je tiens à remercier Martine Boisselle ainsi que l'ensemble du personnel de l'Université du Québec à Montréal pour leur patience, leur compréhension et leur soutien.

Je dois finalement souligner l'aide de mon employeur, Desjardins Gestion internationale d'actifs, qui m'a incité à m'inscrire au programme de maîtrise en économique et qui m'a supporté tout au long du processus.

TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS ii

TABLE DES MATIÈRES iii

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES vi

RÉSUMÉ vii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE 1 : REVUE DE LITTÉRATURE 4

1.1 Les modèles d'équilibre général 5

1.2 Le sentiment et les anticipations 6

1.3 Les choc d'anticipation en général 8

CHAPITRE 2 : L'INTERPRÉTATION À PARTIR DU MODÈLE RBC 10

2.1 Le choc de productivité réalisé (choc technologique) 12

2.2 Le choc de nouvelle positive sur la richesse 13

2.3 Le choc d'anticipation technologique 14

2.4 Comment les auteurs qui tentent d'isoler les chocs d'anticipation se situent 15

CHAPITRE 3 : DESCRIPTION DU MODÈLE 16

3.1 L'approche de Barsky et Sims 16

3.1.1 Description du modèle 16

3.1.2 Les intervalles de confiance 20

3.2 Les données 21

3.2.1 Système à 4 variables 21

3.2.2 Système à 7 variables 23

CHAPITRE 4 : RÉSULTATS 24

4.1 Système à 4 variables 25

4.1.1 Reproduction de l'échantillon original de Barsky et Sims 25

4.1.2 Estimation avec les données révisées 26

4.1.3 Estimations sur différents horizons 27

4.1.4 Estimation avec un échantillon plus long 29

4.2 Système à 7 variables 30

4.2.1 Reproduction de l'échantillon original de Barsky et Sims 30

4.2.2 Estimation avec les données révisées 31

4.2.3 Estimations sur différents horizons 32

4.2.4 Estimation avec un échantillon plus long 33

CONCLUSION 35

LISTE DES FIGURES

4.1 Évolution et révision de la TFP 24
4.2 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du premier choc, le choc de technologie surprise, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$ 25
4.3 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$. 26
4.4 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées de 2015 au cours de la période du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$ 27
4.5 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 20$. 28
4.6 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 80$. 28
4.7 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 120$ 29
4.8 **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées de 2015 au cours de la période du premier trimestre de 1960 au premier trimestre de 2015 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$ 30

4.9 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du premier choc, le choc de technologie surprise, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$ 31

4.10 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$. 31

4.11 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$. 32

4.12 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 20$. 32

4.13 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 80$. 33

4.14 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 120$ 33

4.15 **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées du premier trimestre de 1960 au premier trimestre de 2015 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$. 34

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

BEA	U.S. Bureau of Economic Analysis
BLS	Bureau of Labor Statistics
DSGE	Modèles d'équilibre général dynamiques stochastiques
IPC	Indice des prix à la consommation
RBC	Cycles économiques réels
TFP	Productivité totale des facteurs
VAR	Représentation vectorielle autorégressive

RÉSUMÉ

Dans ce mémoire, nous testons la robustesse de l'approche de Barsky et Sims visant à identifier un choc d'anticipation (*News shocks*), soit un choc orthogonal aux innovations technologiques expliquant une grande partie de l'aspect cyclique de l'économie. Cette approche renforce la théorie d'un cycle économique actionné par les anticipations des agents quant à l'évolution de la productivité. Selon les estimations de Barsky et Sims, un choc d'anticipation positif cause de façon contemporaine une hausse de la consommation et une baisse des heures travaillées, de la production totale et de l'investissement. De tels résultats réconcilieraient la théorie cycliques des anticipations avec les modèles d'équilibre générale de type RBC dans la mesure où les chocs ne sont pas contraints à avoir une effet permanent sur la productivité. Nous concluons toutefois que les résultats de Barsky et Sims ne peuvent être reproduits et considérés compatibles avec résultats originaux que pour des paramètres très précis et seulement au cours d'une période donnée de l'histoire.

INTRODUCTION

Les économies occidentales croissent à long terme selon une tendance relativement stable. Toutefois, sur des périodes plus courtes, nous observons des fluctuations cycliques, c'est-à-dire des périodes de forte croissance de la production, de l'investissement et de la consommation entrecoupées de récessions. Plusieurs théories pour expliquer ces oscillations impliquent des changements fondamentaux dans les variables de production tels que le développement de nouvelles technologies et techniques susceptibles d'améliorer la productivité. Une critique récurrente de ces théories est leur difficulté à prédire les récessions sans l'occurrence d'une régression technologique lorsque les facteurs de productions standards ne diminuent pas.

Il existe également des approches comportementales qui visent à expliquer les cycles par des excès d'optimisme et de pessimisme. Parmi celles-ci, la théorie des anticipations, initialement avancée par Pigou (1927), postule que les cycles économiques peuvent se manifester dès que les attentes des agents par rapport à ces changements fondamentaux sont modifiées. Selon cette théorie remise à l'avant-scène par Beaudry et Portier (2004), une nouvelle optimiste quant à la productivité future peut engendrer une expansion contemporaine du PIB, avant même que le productivité n'augmente, alors qu'une productivité inférieure aux attentes peut induire une récession sans que la productivité ne diminue.

Cette seconde approche permet d'expliquer des récessions par les ajustements des agents au fur que l'information se précise. Par exemple, dans un environnement où l'optimisme est à son comble et le capital est investi afin de subvenir à la demande finale prévue, si cette dernière est décevante, l'investissement risque de ralentir et peut-être d'entraîner l'économie en récession. Aucune régression technologique n'est nécessaire pour justifier le recul de la production.

Dans le contexte néoclassique des modèles du cycle réel, (RBC), les forces qui influencent ces cycles sont appelées des chocs dont l'identification toujours un défi pour les économistes. Les chocs de productivité dans le cadre des modèles RBC ont généralement été associés à des chocs technologiques matérialisés. Beaudry et Portier ont ainsi innové en permettant d'intégrer le concept des anticipations aux modèles RBC. Les *News Shocks* que nous appellerons «chocs d'anticipation» dans ce mémoire sont définis comme étant des chocs à une variable exogène que les agents peuvent observer avant que cette dernière soit affectée.

Toutefois, les premières approches proposées pour isoler des chocs d'anticipation ne les intègrent pas pleinement aux modèles RBC car leurs effets sur les variables de production sont très semblables à ceux des chocs technologiques. La théorie néoclassique ne permet cependant pas d'interpréter les chocs technologiques réalisés et les chocs d'anticipation de la même manière et l'effet contemporain sur les variables agrégées est différent selon le choc. Barsky et Sims (2011) est le premier article qui propose une méthodologie capable d'isoler des chocs d'anticipation compatibles avec les modèles RBC, sans contraindre le signe des facteurs ou la permanence de l'effet des chocs sur la productivité, en décomposant la variance du facteur technologique.

Dans le modèle de Barsky et Sims, les anticipations positives ont un effet comparable à un effet de richesse et dans le cadre néoclassique, les ménages soudainement plus riches désirent augmenter leur consommation de biens et de temps de loisir. Dans ce contexte, l'offre de travail diminue, entraînant la production agrégée par le fait même (toutes choses égales par ailleurs, donc en présumant que les anticipations ne sont pas accompagnées par un véritable choc technologique surprise). Puisque la consommation augmente au moment où la production diminue, une chute de l'investissement est nécessaire. Ainsi, un choc d'anticipation positif entraînerait un repli économique contemporain, ce qui entre en contradiction avec les résultats de la plupart des recherches sur les

chocs d'anticipation, qui contraignent souvent le choc d'anticipation à avoir un effet permanent sur le facteur technologique, mais qui est cohérent avec l'approche néoclassique des cycles économiques si on élimine la contrainte.

Dans ce mémoire, nous analysons la robustesse des modèles à quatre et sept variables proposés par Barsky et Sims selon trois critères :

- la révision des données ;
- un échantillon s'étendant sur une plus longue période ;
- un paramètre d'optimisation qui n'est pas dicté par la théorie.

Nous arrivons à reproduire les résultats de Barsky et Sims en utilisant les données non révisées telles que publiées en 2010. Toutefois, les données macroéconomiques sont constamment révisées et la variable de productivité totale des facteurs corrigée pour l'utilisation (TFP), notre approximation du facteur technologique, connaît les révisions les plus violentes. À partir de ces données révisées, certaines spécifications du modèle deviennent incompatibles avec les conclusions originales de Barsky et Sims. Comme nous devons utiliser les données les plus récentes pour mettre à jour le modèle, nous trouvons également qu'aucune des spécifications originales de Barsky et Sims ne donne un résultat cohérent avec la théorie néoclassique si l'on étend l'échantillon jusqu'à 2015. Finalement, nous testons différents horizons d'optimisation sur la décomposition de la variance avec les données originales, une idée déjà abordée par Beaudry et Portier (2014) que nous étudions plus en profondeur. Le modèle à 4 variables ne nous permet pas de conclure que les conclusions de Barsky et Sims tiennent si l'horizon d'optimisation s'étend sur 80 trimestres et plus.

CHAPITRE 1

REVUE DE LITTÉRATURE

La différence fondamentale entre les conclusions de Barsky et Sims (2011) et celles de la plupart des auteurs qui ont étudié les chocs d'anticipation sur la même période aux États-Unis (Beaudry et Portier, 2006 ; Beaudry, Dupaigne et Portier, 2007 ; Beaudry et Lucke, 2010) réside dans l'effet des chocs d'anticipation sur les variables agrégées. Fama (1992) illustre le scénario où une nouvelle positive augmente la consommation, ce qui provoque une hausse de l'investissement afin de créer le stock de capital nécessaire à répondre à la demande. Les fonctions de réponse des modèles des auteurs du second groupe collent à ce scénario. Cochrane (1994) nous rappelle néanmoins que les modèles standards à plusieurs périodes ne produisent pas de récessions issues de chocs à la consommation. Une hausse de l'investissement est possible au coût d'une réduction de la consommation et vice versa si la production totale est stable. Il démontre à l'aide du modèle de King, Plosser et Rebelo (1988) que l'effet de richesse lié à un choc d'anticipation (qu'il définit comme la nouvelle qu'un choc technologique augmentera de façon permanente la productivité dans un an) tend à faire diminuer l'offre de travail au profit de la consommation. Le choc technologique ne s'est pas encore produit et le capital n'est ni plus productif, ni plus abondant. Ainsi, la production totale chute de façon instantanée et l'investissement, le résidu entre la consommation croissante et la production décroissante, chute de façon drastique.

Beaudry, Nam et Wang (2011) estiment que leur modèle et celui de Barsky et Sims «peignent un tableau très différent» en ce qui a trait au rôle que jouent la confiance ou les anticipations dans les cycles économiques. Ils trouvent que leurs conclusions sont plus intuitives, ou du moins qu'elles résonnent avec la presse populaire et la communauté des gens d'affaires, mais reconnaissent que leurs conclusions sont difficilement

explicables dans le contexte théorique des modèles RBC puisqu'elles ne nécessitent pas de gains de productivité réalisés pour générer une hausse contemporaine du taux de croissance économique.

Nous présentons dans cette revue de littérature un survol des travaux ayant permis aux modèles dynamiques d'équilibre générale de devenir un outil de travail quasi incontournable en macroéconomie moderne (voir Fernandez-Villaverde, 2010). Nous nous intéressons ensuite au rôle que peut jouer la confiance ou le «sentiment» des agents économiques dans les cycles économiques. Dans cette sous-section, nous explorons la littérature sur le comportement des investisseurs qui remonte au début du vingtième siècle et nous portons plus particulièrement attention à la littérature récente sur l'idée des chocs d'anticipation.

1.1 Les modèles d'équilibre général

L'approche keynésienne (Keynes, 1936) a dominé l'analyse macroéconomique du milieu du vingtième siècle. Selon cette approche, les cycles économiques étaient le résultat de fluctuations de la demande agrégée, c'est-à-dire la volonté du consommateur de consommer et la volonté de l'investisseur d'investir. Ainsi, dans le paradigme keynésien, les cycles économiques sont dictés par la demande.

La théorie néoclassique de la croissance s'est développée, pour sa part, au cours des années 1950 et 1960. De façon indépendante et quasi simultanée, Solow (1956) et Swan (1956) ont développé chacun un modèle de croissance exogène qui a entraîné quantité de recherches sur les chocs exogènes. Dans le modèle de Solow, la croissance à long terme, qui n'est pas expliquée par une variation de la quantité de travail ou du capital, est considérée comme une amélioration de la productivité. On appelle généralement cette productivité une technologie ou le résidu de Solow. Nous allons voir plus loin que

la variable de productivité que nous appelons TFP et le résidu de Solow sont semblables en leur interprétation, mais que la TFP est corrigée pour isoler spécifiquement l'apport à la productivité due à des changements technologiques (Kimball, Fernald et Basu, 2006).

Jusqu'à la fin des années 1960, l'approche keynésienne domine néanmoins la recherche économique. La critique de Lucas exprimée dans Lucas (1972) ainsi que les travaux subséquents de Lucas (voir Lucas, 1973 ; Lucas, 1976) concluent que les effets macroéconomiques ne peuvent être analysés sans fondements microéconomiques. Ainsi, les agents économiques réagissent à leur environnement plutôt qu'ils ne le dictent. Cette approche offrira donc un plus grand rôle aux chocs d'offre dans l'analyse macroéconomique alors que l'offre était reléguée au second rang dans le cadre keynésien jusque là. Au même moment, l'économie mondiale faisait face aux crises pétrolières des années 1970, un exemple souvent cité pour exprimer un choc d'offre d'envergure. L'idée que soulevait Lucas répondait en partie au besoin d'expliquer l'état de faible croissance économique combinée à une crise d'inflation, état qui ne peut s'inscrire dans un cadre keynésien pur.

Kydland et Prescott (1982), est généralement reconnu comme un texte fondateur des modèles dynamiques d'équilibre générale. Les modèles de cycle réel (RBC) étaient étudiés avant Kydland et Prescott (voir entre autres Long et Plosser, 1983), mais l'approche mathématique développée dans l'article de 1982 est la première à pouvoir reproduire des faits stylisés via le modèle RBC. Nous présentons dans le chapitre suivant un modèle RBC simplifié à deux périodes illustrant la réponse attendue à différents types de chocs.

1.2 Le sentiment et les anticipations

Barsky et Sims (2012) énumèrent deux interprétations du rôle de la confiance en macroéconomie. La première est celle de «l'esprit animal» de Keynes (1936). Selon cette interprétation, les variations de la confiance causent des chocs exogènes sur la consommation

et peuvent ainsi influencer les cycles économiques. Blanchard (1993), entre autres, propose l'idée selon laquelle la récession de 1990-1991 a été causée par un long et puissant choc négatif sur la consommation associé à une hausse exogène de pessimisme chez le consommateur.

La seconde interprétation est celle des anticipations (*News shocks*). Dans ce paradigme, la confiance des agents économiques résume leur comportement au fur qu'ils découvrent de l'information, imparfaite, sur ce que sera la productivité future. La confiance influence donc l'offre plutôt que la demande.

Du point de vue de l'offre, l'idée que la confiance ou le «sentiment» des agents économiques affectent les cycles n'est pas récente. Dans la littérature académique du début du siècle, ce «sentiment» s'exprimait économiquement par un changement de l'investissement. Les récessions, tout comme les reprises, étaient perçues comme le résultat des difficultés des agents à bien prévoir les besoins de capitaux futurs. Pigou était un pionnier à étudier l'aspect béhavioriste des cycles économiques. Notamment, Pigou (1927) illustre le cas où les agents sont trop optimistes et investissent du capital en attente d'une hausse future de la demande. Si la demande observée est inférieure à celle anticipée par les agents investisseurs, alors on assiste à un repli de l'investissement et ainsi, potentiellement, à une récession. Ces cycles, parfois appelés *Cycles de Pigou*, permettraient d'expliquer des récessions à partir du sentiment des agents économiques. Le sentiment permet aux fluctuations de technologies anticipées de s'intégrer dans les modèles d'équilibre général (voir King, Plosser et Rebelo, 1988). Ainsi, l'intuition de Pigou mènera éventuellement, comme nous le verrons, à scinder la composante attendue de la composante observée d'un choc technologique dans les modèles RBC.

L'article de Beaudry et Portier (2006) est à l'origine de la résurgence de l'intérêt pour les cycles économiques dictés par les anticipations en démontrant que les nouvelles au

sujet de la productivité pouvaient expliquer la moitié des fluctuations économiques aux États-Unis. Depuis, une multitude d'articles, dont Barsky et Sims (2011), cherchent à isoler la composante d'anticipation de la composante observée de la productivité via des VAR structurels (Beaudry, Dupaigne et Portier, 2007 ; Beaudry et Lucke, 2010).

1.3 Les choc d'anticipation en général

Les chocs d'anticipation posent à ce jour plus de questions qu'ils n'en répondent et leurs sphères ne se limitent pas aux variables agrégées américaines.

Certains auteurs ont étudié les chocs d'anticipation comme source de fluctuations économiques dans un contexte international. Nous pensons entre autres à Devereux et Engel (2006) qui étudient les chocs d'anticipation dans le contexte d'une économie ouverte en évaluant des modèles à deux pays (voir également Jaimovich et Rebelo, 2008 et Fratzscher et Straub, 2013). L'article de Fratzscher et Straub (2013) ouvre la porte à l'étude de l'impact sur le compte courant d'un pays lorsque les perspectives économiques futures de ce dernier évoluent. Ce filon a été exploré plus récemment par Cao et L'Huillier (2012) et Hoffmann, Krause et Laubach (2013), entre autres. Dans Gunn et Johri (2013b), le cadre analytique des chocs d'anticipation est utilisé pour évaluer l'information imparfaite que reçoit l'investisseur au sujet des probabilités de défaut des gouvernements souverains.

Plusieurs auteurs se sont également penchés sur le rôle des marchés financiers qui agissent comme une courroie de transmission des chocs d'anticipation. Gunn et Johri (2013a), s'appuyant sur le cadre des chocs d'anticipation, tentent d'expliquer la crise financière de 2008 via les changements technologiques du secteur bancaire. Le marché immobilier est également analysé sous la loupe de chocs d'anticipation dans Lambertini, Mendicino et Punzi (2010). Le parallèle entre les cycles économiques et les bulles immobilières

y est établi. Il semble que tout marché puisse être étudié avec les chocs d'anticipation, mais les données pertinentes pour les isoler demeurent sujet à discussions.

CHAPITRE 2

L'INTERPRÉTATION À PARTIR DU MODÈLE RBC

Nous présentons ici un cadre théorique simple afin d'illustrer les différences théoriques entre les chocs de productivité réalisés et les chocs d'anticipation. Le cadre fait abstraction du crédit et pose l'hypothèse que les chocs présentés ont un effet temporaire seulement sur la productivité. Le but de ces hypothèses est de simplifier à l'extrême un modèle RBC afin de mettre en lumière le raisonnement menant aux conclusions de Barsky et Sims dans un contexte simplifié.

Nous définissons un modèle d'équilibre général néoclassique particulier, à deux périodes, où l'agent cherche à maximiser son utilité intertemporelle. Nous définissons ce modèle avec cinq conditions d'équilibre, la première étant :

$$u'(c_0) = \beta F_K(K_1, L_1) u'(c_1). \tag{2.1}$$

L'utilité marginale $u'(\cdot)$ de la consommation c en $t = 0$ doit être égale à l'utilité marginale actualisée de la consommation en $t = 1$. (β est le facteur subjectif d'escompte de l'agent et nous pouvons démontrer que $F_K(K_1, L_1)$ est équivalent au taux de rendement du capital).

La seconde condition :

$$v'(1 - L_0) = F_L(K_0, L_0) u'(c_0) \tag{2.2}$$

impose que l'utilité marginale $v'(\cdot)$ du loisir $(1 - L)$ en $t = 0$ doit être égale à l'utilité marginale de la consommation modulée par la productivité du travail ($F_L(K_0, L_0)$).

La troisième condition :

$$v'(1-L_1) = F_L(K_1, L_1)u'(c_1) \tag{2.3}$$

précise que l'équilibre de l'équation (2.2) doit tenir pour toutes les périodes.

La quatrième équation :

$$K_1 = Y_0 - c_0 + (1-\delta)K_0 \tag{2.4}$$

indique que capital K en t_1 est donné par l'investissement (ici défini comme étant la production totale Y moins la consommation) ajouté au capital de t_0 déprécié au rythme de δ).

Finalement :

$$c_1 = Y_1 \tag{2.5}$$

boucle la boucle. La totalité de la production en $t = 1$ doit être consommée car il n'y a que deux périodes.

Ce système à cinq équations comporte cinq variables inconnues, soient c_0, c_1, l_0, l_1 et K_1. De plus, nous définissons la fonction de production de la façon classique suivante :

$$Y_t = F(K_t, L_t) = A_t K_t^{\alpha} L_t^{(1-\alpha)} + e_t \tag{2.6}$$

où A_t est un facteur technologique et e_t est une dotation (donc exogène) qui nous aidera à illustrer l'effet de richesse sur la production totale.

Nous définissons ici un modèle simple, mais suffisant pour illustrer :

1. le co-mouvement à l'impact d'un choc de productivité ;
2. l'effet théorique d'un choc de richesse ;
3. l'effet théorique d'un choc d'anticipation technologique.

2.1 Le choc de productivité réalisé (choc technologique)

Lorsqu'un choc technologique entraîne un gain de productivité du capital, le co-mouvement de la production totale, des heures travaillées, de la consommation et de l'investissement est positif et partagé.

Notre choc technologique consiste en une amélioration technologique à la période $t = 0$. Ainsi, le choc a un effet positif sur A_0 dans la fonction de production suivante :

$$F(K_0, L_0) = A_0 K_0^{\alpha} L_0^{(1-\alpha)}. \tag{2.7}$$

La productivité marginale du travail ($F_L(K_0, L_0)$) augmente en $t = 0$, soit au moment du choc technologique. Ainsi, la demande de main-d'oeuvre augmente ce qui a pour effet d'augmenter les salaires (toutes choses égales par ailleurs). Comme le choc de notre exemple est temporaire par hypothèse, l'effet de substitution devrait être fort car les travailleurs veulent profiter de la période de hauts salaires pour travailler plus. Ainsi, avec plus d'heures travaillées de façon plus productives, nous pouvons déduire que la production totale à la première période (Y_0) sera plus élevée. En échange, l'effet de revenu devrait être positif mais faible car les consommateurs cherchent à lisser leur consommation de façon temporelle. Ces derniers chercheront donc à épargner en $t = 0$ afin d'augmenter leur consommation future. Comme la production d'une période est soit consommée, soit investie en capital, l'épargne est allouée à l'investissement, ce qui aura pour effet d'augmenter le stock de capital à la période suivante (K_1).

Le choc de productivité réalisé a donc pour effet de causer un co-mouvement de la production totale, des heures travaillées, de la consommation et de l'investissement.

2.2 Le choc de nouvelle positive sur la richesse

Contrairement au choc technologique, un choc d'anticipation de richesse pur n'entraîne pas de gains de productivité contemporain et n'entraîne pas le co-mouvement positif de toutes les variables comme on l'observe à la section précédente. Il est à noter que le choc de nouvelle de richesse n'est pas le choc d'anticipation technologique tel que nous le décrivons depuis le début de ce mémoire, mais nous présentons ici son effet afin d'illustrer la différence entre un choc réalisé et un choc anticipé.

Soit un choc positif sur e_1 dans la fonction de production suivante :

$$Y_1 = F(K_1, L_1) + e_1. \tag{2.8}$$

Ainsi, la nouvelle d'une dotation en $t = 1$ aurait comme effet premier d'augmenter la consommation à la même période (c_1). L'utilité marginale ($u'(c_1)$) diminue donc et par la première condition (2.1), $u'(c_0)$ doit également diminuer puisque la productivité marginale du capital, tout comme la préférence temporelle (β) n'est pas affectée par la dotation. La consommation à la première période (c_0) doit donc augmenter.

À partir de la seconde condition (2.2), nous pouvons déduire que le travail L_0 diminue (toujours car la productivité marginale du travail n'est pas impactée par la dotation et que le loisir $(1 - L_0)$ doit augmenter pour que son utilité marginale diminue). Comme il y a moins d'heures travaillées, la production totale (Y_0) diminue, ne laissant plus de place pour une augmentation de l'investissement.

Un choc d'anticipation de richesse ne devrait donc pas entraîner le co-mouvement observé pour un choc technologique réalisé.

2.3 Le choc d'anticipation technologique

Tout comme pour le choc de richesse, un choc d'anticipation technologique n'entraîne pas de gains de productivité de façon contemporaine et les conclusions sur le co-mouvement des variables d'investissement et d'offre de travail sont semblables.

Soit un choc positif sur A_1 dans la fonction de production suivante :

$$Y_1 = A_1 K_1^{\alpha} L_1^{(1-\alpha)}. \tag{2.9}$$

Ainsi, une amélioration technologique à la période $t = 1$, connue à la période $t = 0$, aurait un effet direct sur les productivités marginales qui se retrouvent dans les conditions 1 et 3 (2.1 et 2.3 respectivement), mais la condition clé pour comprendre ce qui se passe de façon contemporaine est la seconde (2.2) qui mérite qu'on s'y attarde :

$$\nu'(1 - L_0) = F_L(K_0, L_0) u'(c_0). \tag{2.10}$$

En présumant que le travailleur ne devienne pas plus paresseux, donc que ν demeure inchangé, et que la productivité marginale du travail en $t = 0$ n'est pas affectée, ce qui est le cas pour un choc d'anticipation technologique, la consommation (c_0) et les loisirs ($1 - L_0$) demeurent des biens normaux et doivent bouger dans des sens opposés.

Le travailleur, sachant que son travail sera mieux rémunéré dans le futur, préférera attendre la prochaine période pour travailler et se reposer en attendant, donc L_0 diminue et c_0 augmente. Comme la production Y_0 diminue et que c_0 augmente, l'investissement doit diminuer en $t = 0$. Le choc d'anticipation technologique ne produit donc pas le

co-mouvement contemporain du choc de technologie.

2.4 Comment les auteurs qui tentent d'isoler les chocs d'anticipation se situent

Parmi les exemples ci-haut, seul le choc technologique réalisé produit le co-mouvement de la production totale, des heures travaillées, de la consommation et de l'investissement en $t = 0$. Ainsi, dans leurs tentatives d'isoler un choc de nouvelle ou d'anticipation, les auteurs tels que Beaudry et Portier (2006), Beaudry, Dupaigne et Portier (2007) et Beaudry et Lucke (2010) n'ont pas isolé un choc d'anticipation temporaire compatible avec un modèle RBC standard. Les fonctions de réponse de leurs modèles donnent toutes un co-mouvement positif contemporain à un choc d'anticipation.

Inversement, les fonctions de réponse des modèles dans Barsky et Sims (2011) semblent cohérentes avec les illustrations ci-haut mentionnées de chocs d'anticipation temporaire dans un modèle de type RBC.

CHAPITRE 3

DESCRIPTION DU MODÈLE

Nous présentons ici les sections du modèle décrit par Barsky et Sims (2011) nécessaires à l'analyse de sa robustesse. Nous utilisons la même notation afin de faciliter la compréhension.

L'hypothèse initiale est que la technologie agrégée suit un processus stochastique qui peut être bien spécifié avec deux chocs seulement. Le premier choc est associé à une surprise technologique, c'est à dire un changement technologique inattendu à une période donnée. Le second relève d'un changement des anticipations technologiques, ce qui implique aucun changement contemporain au niveau de la technologie observée.

3.1 L'approche de Barsky et Sims

3.1.1 Description du modèle

Soit A, le vecteur de technologie. Nous pouvons exprimer A sous sa forme moyenne mobile :

$$\ln A_t = [B_{11}(L) \quad B_{12}(L)] \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \end{bmatrix} \tag{3.1}$$

où $\varepsilon_{1,t}$ est le choc de surprise et $\varepsilon_{2,t}$ est le choc d'anticipation. L est l'opérateur de délai, ainsi $L = 0$ représente la période initiale. Afin de spécifier que le choc d'anticipation n'a pas d'effet contemporain, les auteurs imposent la contrainte suivante : $B_{1,2}(0) = 0$.

Nous devons utiliser un modèle à plusieurs variables afin de pouvoir identifier les deux

chocs orthogonaux, ce qui justifie l'utilisation d'un modèle VAR. La variable de productivité totale des facteurs (TFP) corrigée pour l'utilisation des facteurs est utilisée pour représenter la technologie. Ainsi dans un système à plusieurs variables incluant la TFP, nous identifions le choc de surprise comme étant l'innovation de forme réduite de la TFP et le choc d'anticipation est défini comme étant le choc orthogonal au choc de surprise qui explique la plus grande variance future de la TFP sans avoir d'incidence contemporaine.

Soit $\mathbf{y_t}$, un vecteur de k variables et de longueur $t = 1, ..., T$. Nous pouvons exprimer la forme réduite de $\mathbf{y_t}$ en niveau ainsi :

$$\mathbf{y_t} = \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{u_t}. \tag{3.2}$$

Nous posons l'hypothèse qu'il existe une matrice A_0 qui permette la transformation linéaire suivante :

$$\mathbf{u_t} = \mathbf{A_0}\varepsilon_t. \tag{3.3}$$

Cela nous permet d'écrire le modèle sous la forme structurelle suivante :

$$\mathbf{y_t} = \mathbf{C}(\mathbf{L})\varepsilon_t. \tag{3.4}$$

Dans cette équation, $\mathbf{C}(\mathbf{L}) = \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{A_0}$ et $\varepsilon_t = \mathbf{A_0^{-1}}\mathbf{u_t}$. Il existe une infinité de matrices de variance-covariance des innovations Σ telles que $\mathbf{A_0}\mathbf{A_0'} = \Sigma$. À l'aide de la décomposition de Choleski, nous obtenons $\tilde{\mathbf{A}}_\mathbf{0}$ tel que l'espace de la matrice d'impact puisse être défini par $\tilde{\mathbf{A}}_0\mathbf{D}$ où $\mathbf{D}$ est une matrice orthonormale de dimensions $k \times k$.

L'erreur de prévision dans h périodes est :

$$\mathbf{y}_{t+h} - E_{t-1}\mathbf{y}_{t+h} = \sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_\tau \tilde{\mathbf{A}}_0 \mathbf{D} \varepsilon_{t+h-\tau}. \tag{3.5}$$

Le poids du choc j pour expliquer la variance d'une variable i à un horizon h donné peut être écrit :

$$\Omega_{i,j}(h) = \frac{\mathbf{e}_i' \left(\sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_\tau \tilde{\mathbf{A}}_0 \mathbf{D} \mathbf{e}_j \mathbf{e}_j' \mathbf{D}' \tilde{\mathbf{A}}_0' \mathbf{B}_\tau' \right) \mathbf{e}_i}{\mathbf{e}_i' \left(\sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_\tau \Sigma \mathbf{B}_\tau' \right) \mathbf{e}_i}. \tag{3.6}$$

Les vecteurs de sélection $\mathbf{e}_i$ et $\mathbf{e}_j$, composés d'une valeur 1 et de zéros aux autres positions, servent uniquement à isoler le point sur la ligne i et la colonne j de la matrice Ω. Le vecteur $\mathbf{D}\mathbf{e}_j$ de dimensions $k \times 1$ peut être simplifié à γ et le produit $\tilde{\mathbf{A}}_0 \gamma$ est un vecteur pouvant être interprété comme une impulsion. Nous pouvons simplifier l'équation (3.6) :

$$\Omega_{i,j}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_{i,\tau} \tilde{\mathbf{A}}_0 \gamma \gamma' \tilde{\mathbf{A}}_0' \mathbf{B}_{i,\tau}'}{\sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_{i,\tau} \Sigma \mathbf{B}_{i,\tau}'}. \tag{3.7}$$

La série de la TFP observée doit occuper la première position, ce qui permet poser les conditions temporelles sur les chocs. Le choc de surprise technologique qui a un effet contemporain ainsi que le choc d'anticipation qui n'a aucun effet contemporain devraient expliquer, à eux seuls, la totalité de la variance de la TFP selon l'hypothèse posée en (3.1). Ainsi, pour tout horizon h :

$$\Omega_{1,1}(h) + \Omega_{1,2}(h) = 1 \quad \forall\, h. \tag{3.8}$$

Puisque les spécifications de nos modèles comportent toutes plus de 2 variables, cette contrainte ne peut tenir à tous les horizons et différents chocs que nous ne savons in-

terpréter dans le cadre spécifié expliqueront une partie de la variance. Barsky et Sims proposent une solution élégante qui consiste à maximiser la contribution du choc d'anticipation sur une période h donnée. La contribution ($\Omega_{1,1}(h)$) du premier choc interprété comme le choc surprise dans la TFP observée ne variera en fonction d'aucun autre choc structurel $k-1$ et ce pour toutes les périodes h. Ainsi, choisir les éléments de $\mathbf{A}_0$ qui contribuent à faire tenir l'hypothèse en (3.8) le plus possible revient à maximiser la contribution ($\Omega_{1,2}(h)$) cumulative du choc d'anticipations sur un horizon allant de $h = 0...H$. Celà revient au problème suivant :

$$\gamma^* = \text{argmax} \quad \sum_{h=0}^{H} \Omega_{1,2}(h) = \frac{\sum_{\tau=0}^{H} \mathbf{B}_{i,\tau}\tilde{\mathbf{A}}_0\gamma\gamma'\tilde{\mathbf{A}}_0'\mathbf{B}_{i,\tau}'}{\sum_{\tau=0}^{h} \mathbf{B}_{i,\tau}\Sigma\mathbf{B}_{i,\tau}'} \tag{3.9}$$

s.c.

$$\tilde{\mathbf{A}}_0(1,j) = 0 \ \ \forall j > 1 \tag{3.10}$$

$$\gamma(1,1) = 0 \tag{3.11}$$

$$\gamma'\gamma = 1. \tag{3.12}$$

Ici, H est déterminé de façon quasi arbitraire et notre analyse démontrera que l'interprétation économique que nous pouvons faire des chocs structurels diffère selon l'horizon H choisi.

Les deux premières contraintes imposent que le choc d'anticipation n'ait pas d'effet contemporain sur le niveau de la TFP.

La contribution cumulative du choc de surprise étant déjà maximisée pour expliquer la variance de la TFP, nous cherchons à optimiser la contribution cumulative du second choc pour expliquer la variance restante de la TFP jusqu'à l'horizon H. Cela diffère avec Francis, Owyang, Roush et DiCecio (2014) qui cherchent à maximiser la variance de la productivité expliquée par un choc technologique à une période h donnée plutôt que sur une période de $h = 0...H$.

3.1.2 Les intervalles de confiance

Plusieurs approches pour déterminer les écarts de confiance de fonctions de réponse sont valides de façon asymptotique, mais nous ne travaillons pas avec des bases de données d'un horizon très grand d'un point de vue statistique. Bien que notre échantillon le plus long couvre plus de 55 années, nous utilisons une fréquence trimestrielle, ce qui nous laisse entre 191 et 220 points de données par variable, selon la spécification que nous analysons.

Kilian (1998) présente un intervalle calculé par *bootstrap* à correction de biais pour les petits échantillons et démontre qu'il est supérieur, en petit échantillon, aux intervalles traditionnels comme les simulations de Monte Carlo et les *bootstrap* non corrigés. Kilian démontre également que son approche est valide pour des données non-stationnaires, telles nos données en niveau. Nous avons donc choisi cette approche pour présenter nos résultats, tout comme Barsky et Sims.

Dans la section des résultats, les bandes grises représentent l'intervalle de confiance à plus ou moins un écart-type basé sur 2 000 instances du *bootstrap* à correction de biais présenté dans Kilian (1998).

3.2 Les données

Barsky et Sims spécifient deux systèmes afin d'isoler leur choc d'anticipation. La première spécification compte 4 variables et la seconde en compte 7. Dans les deux cas, nous avons testé la robustesse dans le cas où les données sont révisées. Nous appelons **données originales** les données telles qu'elles étaient publiées au premier trimestre de 2010 bien que plus tard dans Sims (2016), l'auteur semble indiquer que les données utilisées dans Barsky et Sims (2011) étaient millésimées de 2007. Néanmoins, les fonctions de réponse de notre reproduction des résultats sont très semblables à celles de l'article de Barsky et Sims et les conclusions par rapport à la compatibilité avec un modèle RBC sont les mêmes que celles de l'article original, ce qui est suffisant pour notre analyse de robustesse.

Au moment de procéder à l'analyse, les données les plus récentes dataient du second trimestre de 2015 et s'étendaient jusqu'au premier trimestre de cette même année. Nous appelons les données de ce millésime les **données révisées**. Afin de reproduire les résultats de Barsky et Sims, nous avons utilisé les données fournies par Fernald dans le cas de la TFP ajustée pour les facteurs d'utilisation variable et la base de données Alfred, composée des archives des bases de données de la Réserve fédérale de Saint-Louis qui agrègent toutes les sources mentionnées aux sous-sections ci-dessous, afin d'obtenir les données telles qu'elle étaient publiées au premier trimestre de l'année 2010 [1].

3.2.1 Système à 4 variables

Dans sa forme originale et la plus simple, le modèle de Barsky et Sims compte 4 variables, soient la technologie, la production, la consommation et le nombre d'heures travaillées. Les données sont trimestrielles et s'étendent du premier trimestre de 1960

[1] Archival Federal Reserve Economic Data. Récupéré de https ://alfred.stlouisfed.org/

jusqu'à la fin de 2007 pour pratiquement toutes les spécifications testées, à l'exception de la spécification sur un horizon prolongé qui s'étire jusqu'au premier trimestre de 2015.

La technologie est estimée par la TFP corrigée pour les facteurs d'utilisation variable selon la méthode de Kimball et al. (2006) dans le cas des données originales et de Fernald (2012) dans le cas des données révisées. Les révisions de la TFP entraînent des changements importants à la série de données. Une cause de l'ordre de grandeur important de ces changements provient d'améliorations dans la méthodologie, un facteur connu et divulgué par Fernald. Il n'en demeure pas moins que les travaux économiques basés sur les données des millésimes précédants, dont ceux de Barsky et Sims, peuvent voir leurs conclusions modifiées de façon substantielle suite à ces modifications, comme nous allons le constater dans le chapitre des résultats. Eric Sims lui-même invite les économistes à être prudents dans l'interprétation des résultats des modèles isolant des chocs d'anticipation basés sur les données de TFP dans Sims (2016). Il trouve entre autres que la corrélation entre les données telles que publiées au quatrième trimestre de 2007 et celles publiées au second trimestre de 2015 n'excède pas 0,60. En ce sens, nos travaux sur l'effet de la révision des données semblent compatibles avec les résultats de Sims (2016), bien que les données publiées au premier trimestre de 2010 ne soient pas analysées précisément dans l'article. Dans les deux cas, nous recomposons la variable de la TFP qui est publiée en taux de variation afin d'avoir un estimateur de la technologie en niveau.

La variable de production est le logarithme de la production réelle excluant l'activité fermière publiée par le Bureau of Labor Statistics (BLS). L'activité fermière est exclue afin de retirer des données certaines variations non pertinentes à l'analyse telles que la forte saisonnalité et l'effet de la météo sur la production. La consommation est estimée par la somme des variables de consommation réelle de service et de biens non durables,

publiées par le U.S. Bureau of Economic Analysis (BEA). Nous transformons également cette variable en logarithme. Finalement, les heures sont représentées par le total des heures travaillées excluant le secteur agricole, telles que publiées par le BLS. Toutes les données, à l'exception de la TFP, sont divisées par la population en âge de travailler publiées également par le BLS. Comme nous avons vu à la section précédente, la TFP doit être la première variable (position 1) au moment de l'évaluation, mais l'ordre des autres variables n'est pas important.

3.2.2 Système à 7 variables

Un système à 7 variables est également décrit dans Barsky et Sims (2011). À la spécification précédente sont ajoutées le cours des actions, le sentiment sondé des consommateurs ainsi que l'inflation. Ces variables sont intuitivement dictées par les attentes futures.

Le cours des actions est approximé par le logarithme de l'indice S&P 500 corrigé pour l'inflation qui, elle-même, est estimée par l'indice des prix à la consommation (IPC) général publié par le BLS. Nous utilisons également les données d'inflation du BLS en variation trimestrielle comme variable prospective dans l'évaluation du modèle à 7 variables. Barsky et Sims affirment avoir estimé leur modèle avec l'indice de déflation des dépenses de consommation en lieu d'indice d'inflation moins volatil et arriver à des résultats semblables. Finalement, le sentiment des consommateurs est sondé par l'université du Michigan. Afin de reproduire les résultats de Barsky et Sims, nous utilisons les attentes des consommateurs sur une période de cinq ans extraites du *Michigan Survey of Consumers*.

CHAPITRE 4

RÉSULTATS

Nous avons testé la robustesse du modèle de Barsky et Sims par rapport à la révision des données, à l'horizon d'optimisation (H) et à l'augmentation de l'échantillon afin de vérifier si les conclusions économiques des auteurs sont sensibles au relâchement de certaines hypothèses.

Parmi les variables utilisées, la série de la TFP est celle dont les révisions sont le plus significatives. La figure 4.1 illustre les effets de cinq années de révisions. Toutefois, en utilisant une série de la TFP publiée en 2010 que nous croyons être très semblable à celle utilisée dans Barsky et Sims (2011), nous arrivons à reproduire, avec de très légères différences les résultats, de Barsky et Sims.

Les fonctions de réponse nous permettent de constater l'effet d'un choc au moment de l'impact et dans les périodes subséquentes. Les figures présentées dans ce chapitre illustrent les fonctions de réponse sur 40 trimestres aux chocs de surprise pour la reproduction des résultats de Barsky et Sims et aux chocs d'anticipation en considérant les diverses spécifications testées. Notre analyse porte néanmoins majoritairement sur les fonctions de réponse au moment de l'impact afin d'évaluer la compatibilité avec les modèles RBC tels que spécifiés dans l'article original de Barsky et Sims.

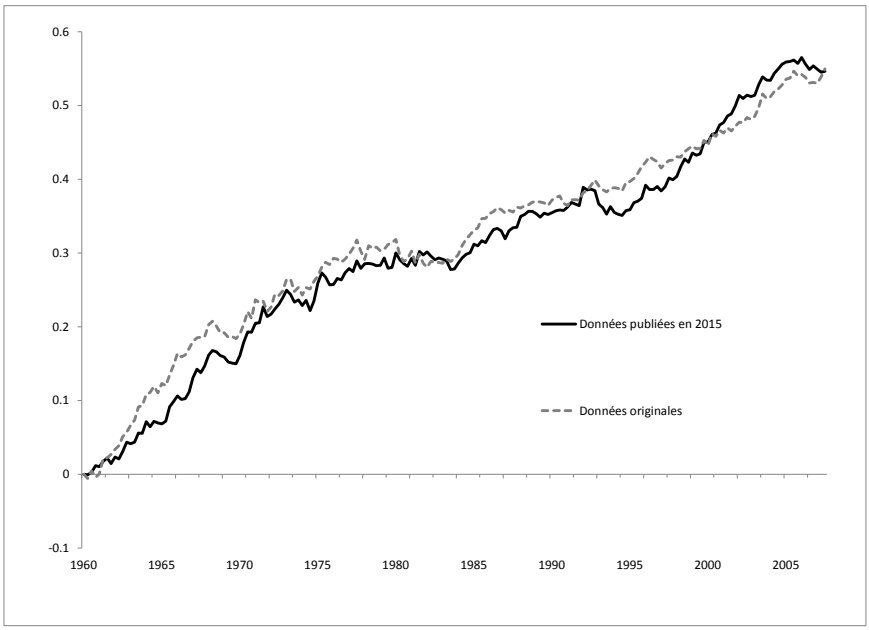

Figure 4.1 – La TFP est une variable en constante évolution et les révisions sont significatives. Nous observons ici la même variable, soit la somme cumulative de la TFP, révisée et publiée à 5 années d'écart.

4.1 Système à 4 variables

4.1.1 Reproduction de l'échantillon original de Barsky et Sims

Nous reproduisons d'abord le modèle à 4 variables original de Barsky et Sims. Pour ce faire, nous utilisons les données originales pour recréer un échantillon allant du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007. Nous spécifions le nombre de retards à 3 pour évaluer le VAR afin de retrouver les paramètres et nous considérons des horizons d'optimisation à $h = 0, ..., 40$.

La figure 4.2 présente les fonctions de réponse de la TFP, de la consommation, de la production, des heures travaillées ainsi que de l'investissement à un choc de surprise. La fonction de réponse de la TFP nous indique que le choc de surprise a un effet immédiat qui semble transitoire. Cela est cohérent avec le texte original. Les autres variables ont toutes une réponse positive à l'impact, menées par l'investissement qui semble dopé par la venue d'une technologie surprise.

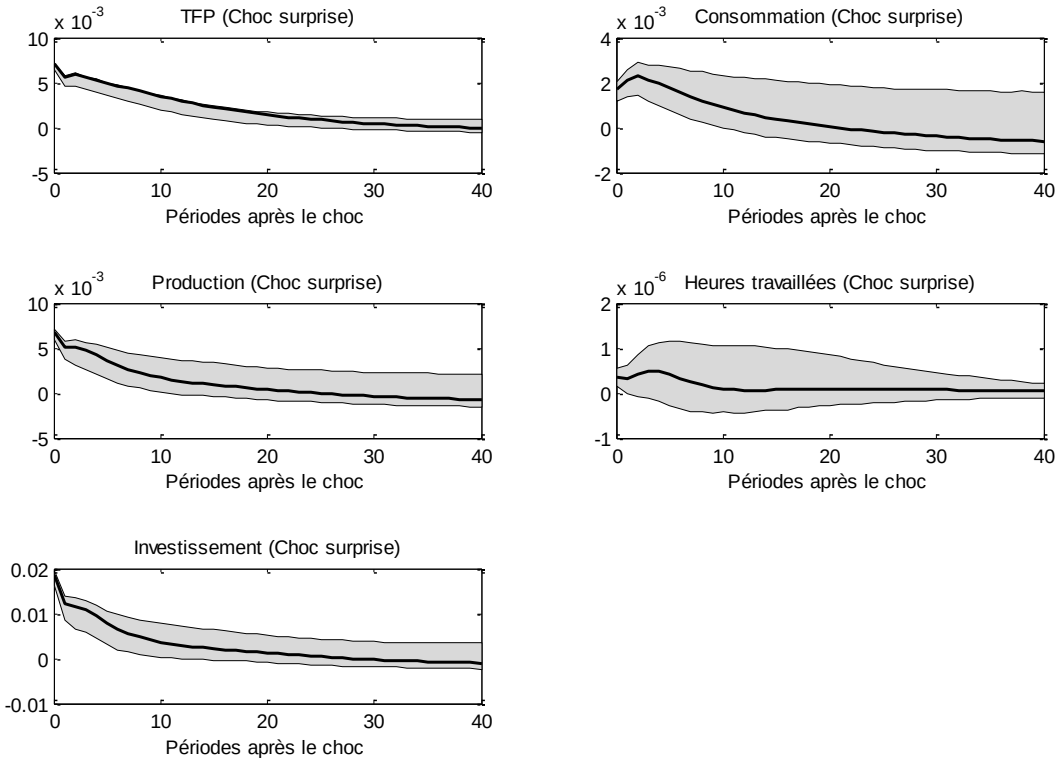

Figure 4.2 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du premier choc, le choc de technologie surprise, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

Nous nous intéressons toutefois plus à l'effet du second choc, soit le choc d'anticipation, sur les variables économiques. Nous observons sur la figure 4.3 qu'au moment de l'impact, la consommation augmente et les heures travaillées diminuent. En ajoutant à cela un effet contemporain légèrement négatif sur la production et donc sur l'investissement,

nous pouvons tirer les mêmes conclusions sur la compatibilité avec les modèles de type RBC de l'effet d'un choc d'anticipation que Barsky et Sims.

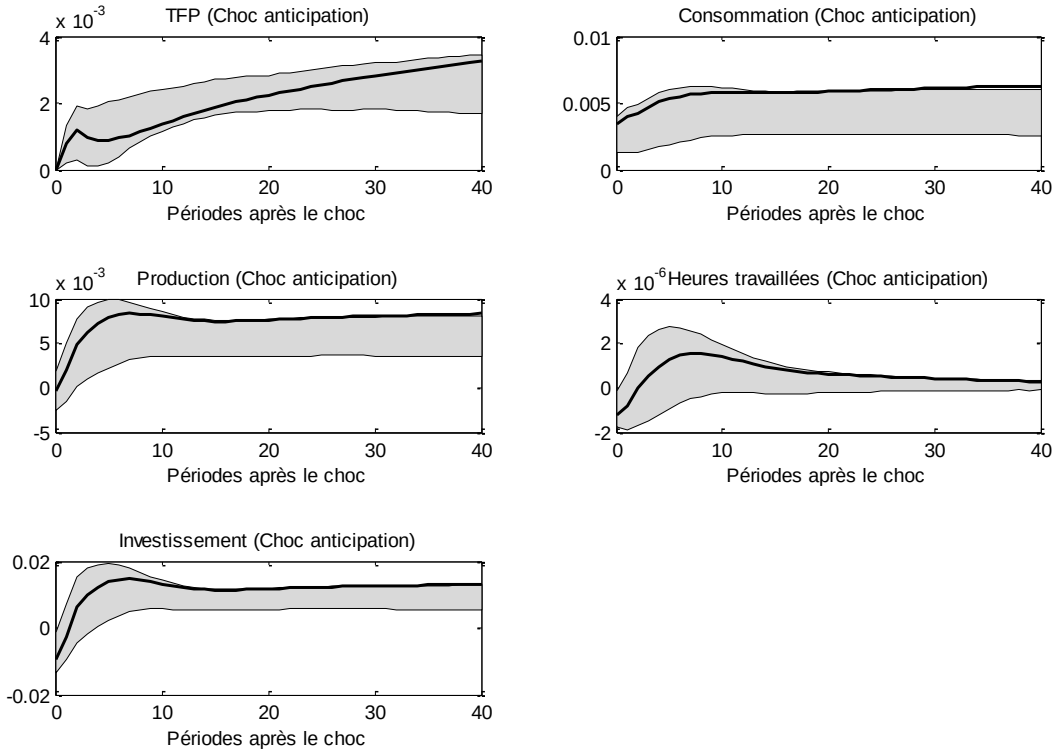

Figure 4.3 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

4.1.2 Estimation avec les données révisées

Notre premier critère de robustesse est testé en estimant à nouveau le modèle avec les spécifications originales, mais avec les données révisées, publiées au mois de juin 2015. La figure 4.4 présente les fonctions de réponse du choc d'anticipation. Notre premier constat est que la réponse instantanée des variables de production, d'heures travaillées et d'investissement est inverse à celle du modèle de Barsky et Sims. Nous observons un co-mouvement positif qui ne devrait être observé que lorsqu'il y a un gain de producti-

vité. Le choc des attentes optimistes devrait réduire les heures travaillées à l'impact et ainsi ralentir la production et l'investissement.

La spécification originale de Barsky et Sims estimée avec les données révisées ne fournit donc pas des fonctions de réponse au moment de l'impact qui sont compatibles avec les conclusions originales de Barsky et Sims. Les conclusions économiques que nous pouvons tirer sont néanmoins compatibles avec celles de Beaudry et Portier (2006) et des différentes stratégies pour isoler un choc d'anticipation abordées dans Beaudry, Nam et Wang (2011).

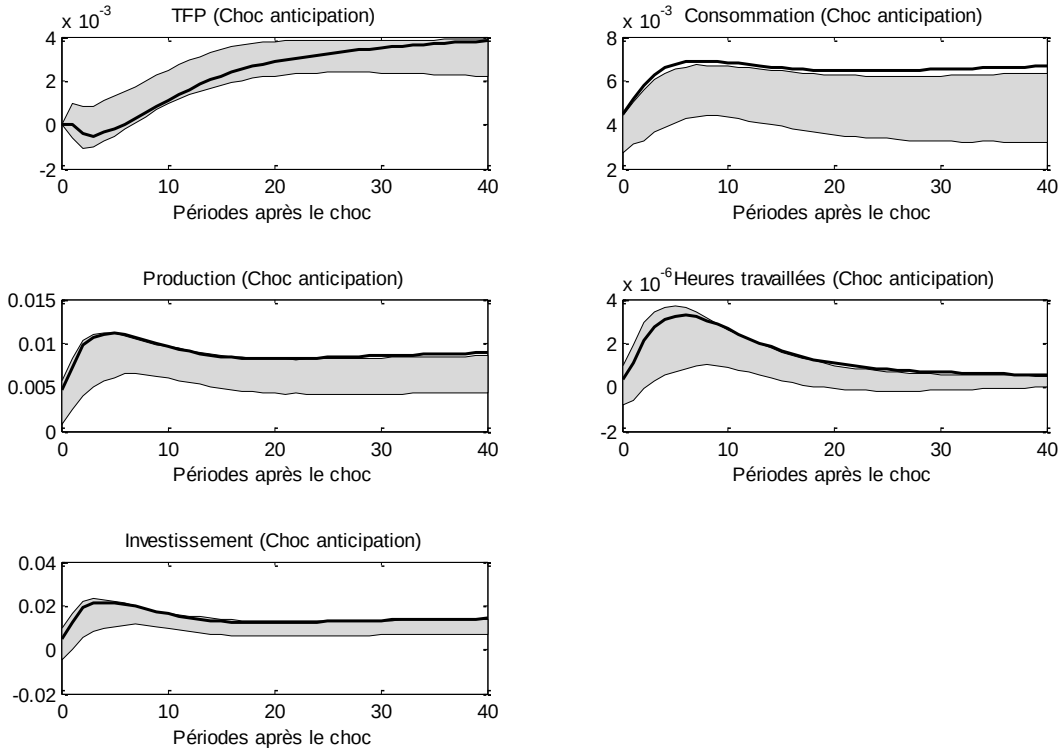

Figure 4.4 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées de 2015 au cours de la période du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

4.1.3 Estimations sur différents horizons

L'horizon sur lequel la variance cumulative de la TFP est optimisée (H) est fixé à 40 trimestres par Barsky et Sims, mais aucun élément théorique ne suggère qu'il s'agisse d'une période optimale ou nécessaire. Afin de tester la robustesse aux changements d'horizon d'optimisation, nous avons réévalué le modèle dans forme originale, soit avec l'échantillon trimestriel des données originales de 1960 à 2007. Nous avons ensuite analysé les fonctions de réponse pour un horizon H de 20, 80 et 120 trimestres. Ce critère nous a été inspiré par l'article de Beaudry, Nam et Wang (2011) où les auteurs explorent des horizons plus longs ($H = 80$ et $H = 120$) avec la méthode de Barsky et Sims estimée avec d'autres variables, notamment les taux réels.

Le premier cas que nous observons est celui où nous réduisons l'horizon d'optimisation à $H = 20$. Nous trouvons que les fonctions de réponse de la productivité, de la consommation, des heures travaillées, de la production ainsi que de l'investissement sont semblables à celles du modèle original, autant de façon contemporaine qu'à long terme, et de même signe à l'impact. Par exemple, un choc d'anticipation positif semble avoir un effet permanent positif sur l'investissement, tout en ayant une réponse négative à l'impact, cohérente avec les conclusions originales de Barsky et Sims.

Ainsi, nous ne pouvons pas conclure que l'approche de Barsky et Sims à 4 variables n'est pas robuste si l'on réduit l'horizon d'optimisation à $H = 20$, toutes choses égales par ailleurs0.

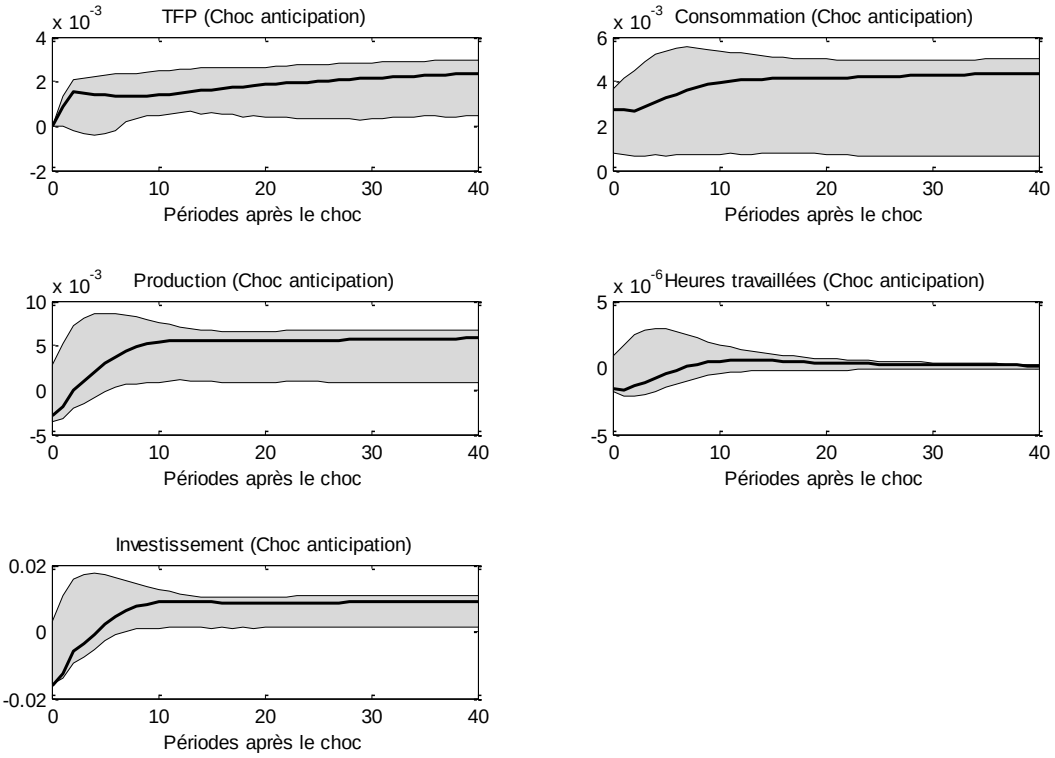

Figure 4.5 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 20$

En augmentant l'horizon d'optimisation à $h = 80$, nous observons toujours une hausse de la consommation à l'impact, mais également une hausse de la production (voir 4.6). Cette réponse positive contemporaine au choc d'anticipation diffère de celle du modèle original. De façon cohérente avec les conclusions de Beaudry, Nam et Wang (2011), il semble que l'approche de Barsky et Sims ne soit pas robuste à une augmentation de l'horizon d'optimisation. Il est toutefois à noter que le temps de loisir et l'investissement conservent leur réponse négative à l'impact.

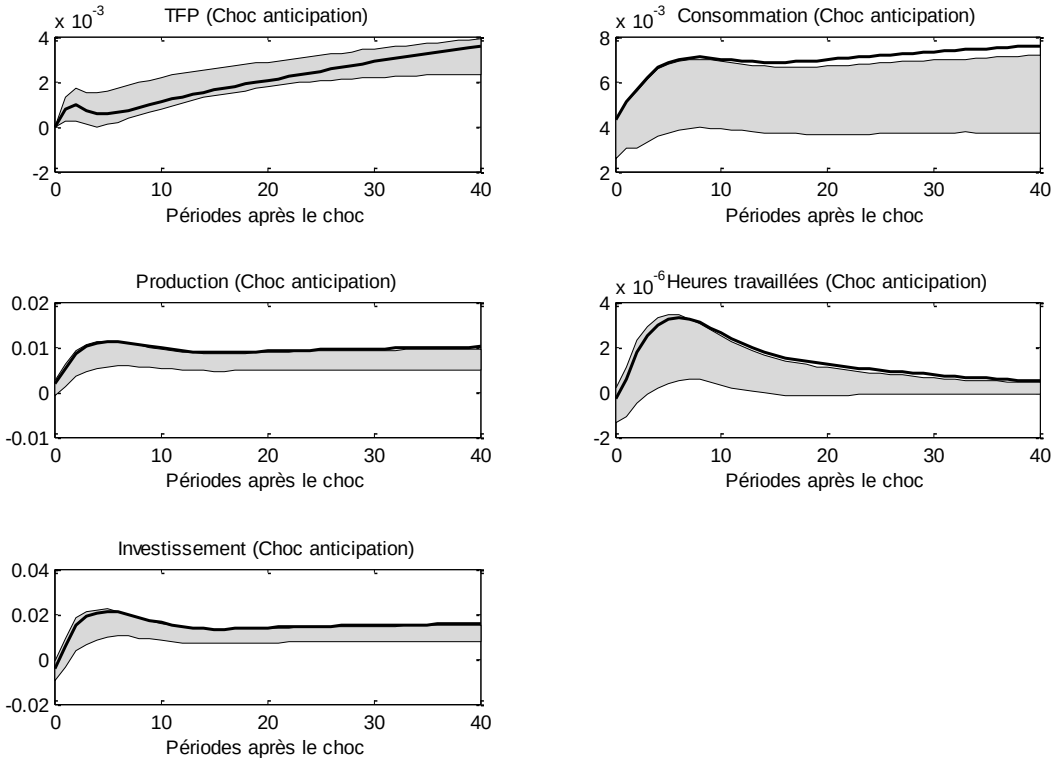

Figure 4.6 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 80$

En augmentant l'horizon d'optimisation à $H = 120$, nous observons que non seulement la production est en hausse, mais également que les heures travaillées ne répondent plus de façon négative à l'impact (voir 4.7). La réponse de l'investissement demeure toutefois négative à l'impact, quoique très faible. Ainsi, plus nous augmentons l'horizon d'optimisation, donc plus nous nous rapprochons de l'imposition d'une contrainte où les chocs ont un effet permanent, plus un co-mouvement positif des variables semble se dessiner. Nous ne pouvons donc pas conclure que l'approche de Barsky et Sims est robuste à l'augmentation de H.

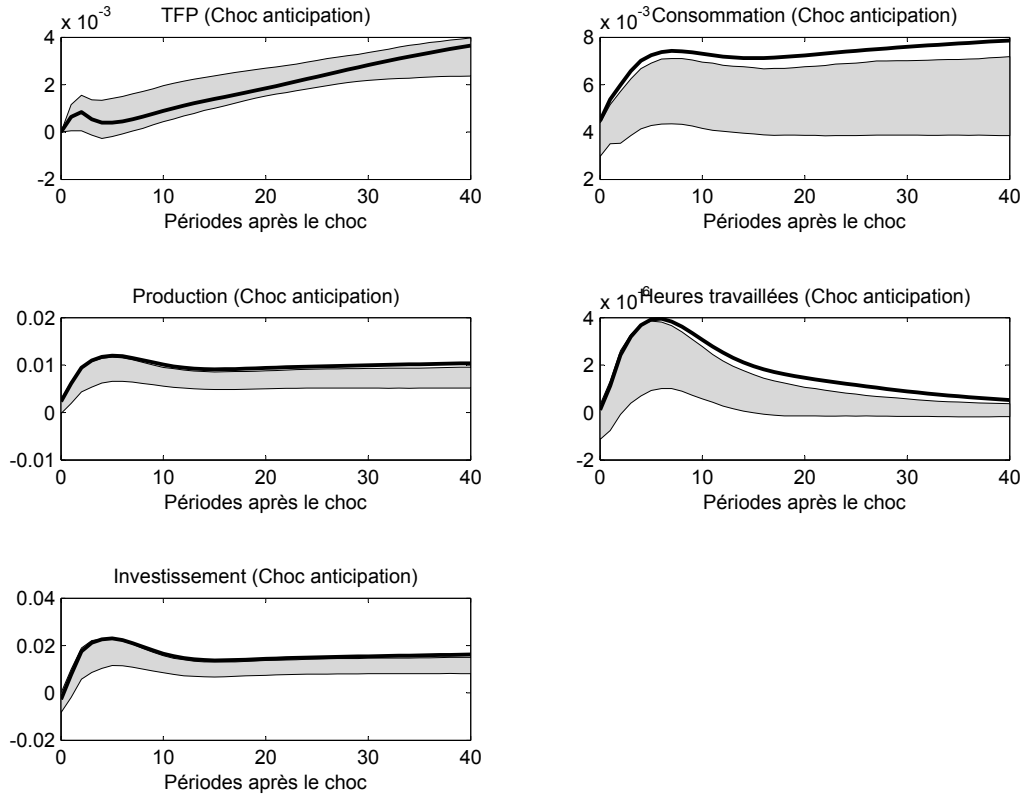

Figure 4.7 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 120$

4.1.4 Estimation avec un échantillon plus long

En allongeant la plage de données jusqu'au premier trimestre de 2015, deux choses se produisent. D'une part, nous devons absolument utiliser les données révisées. Comme nous savons que les données révisées ne permettent pas de reproduire les résultats de Barsky et Sims sur la période allant de 1960 à 2007, nous devons miser sur la possibilité que l'ajout de près 8 années de données corrigent le tire en ajoutant de l'information.
D'autre part, les données allant de 2007 à 2015 représentent une période particulière de l'ère moderne car elles englobent la récession de 2007-2009 et la crise financière. Dans l'analyse future du rôle de la confiance au cours de cette période, nous sommes d'avis

qu'elle sera traitée de façon particulière étant donnée la volatilité de cette période et les politiques monétaires innovatrices auxquelles les agents économiques ont dû s'adapter. Le graphique 4.8 illustre les fonctions de réponse au choc d'anticipation pour une spécification où $H = 40$ avec l'échantillon allant de 1960 à 2015. On observe un co-mouvement positif de la consommation, de la production, des heures travaillées et de l'investissement. Ainsi, l'augmentation de l'échantillon ne nous permet pas de tirer des conclusions différentes que celles de la spécification avec les données révisées. Le modèle estimé avec l'échantillon plus long n'est pas compatible avec les conclusions originales de Barsky et Sims.

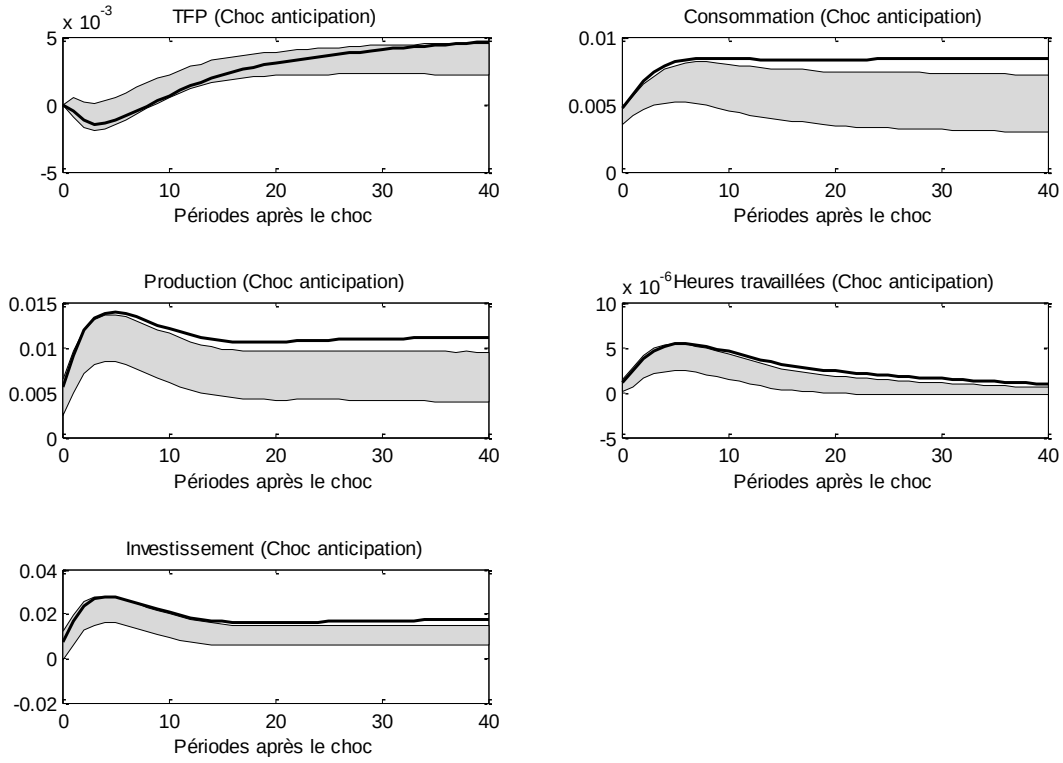

Figure 4.8 – **Système à 4 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées de 2015 au cours de la période du premier trimestre de 1960 au premier trimestre de 2015 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

4.2 Système à 7 variables

4.2.1 Reproduction de l'échantillon original de Barsky et Sims

Nous arrivons à reproduire avec succès les résultats de Barsky et Sims pour le modèle à 7 variables. Nous procédons avec les données originales, pour recréer un échantillon allant du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007. Nous spécifions le nombre de retards à 3 pour évaluer le VAR afin d'estimer les paramètres et nous fixons l'horizon d'optimisation à $h = 0, ..., 40$.

La figure 4.9 présente les fonctions de réponse de la TFP, de la consommation, de la production, des heures travaillées ainsi que de l'investissement à un choc de surprise. La fonction de réponse de la TFP nous indique que le choc de surprise a un effet immédiat positif. Cela est cohérent avec le texte original. Les autres variables ont toutes une réponse positive à l'impact, illustrant le co-mouvement associé à un choc de productivité positif dans le contexte des modèles RBC.

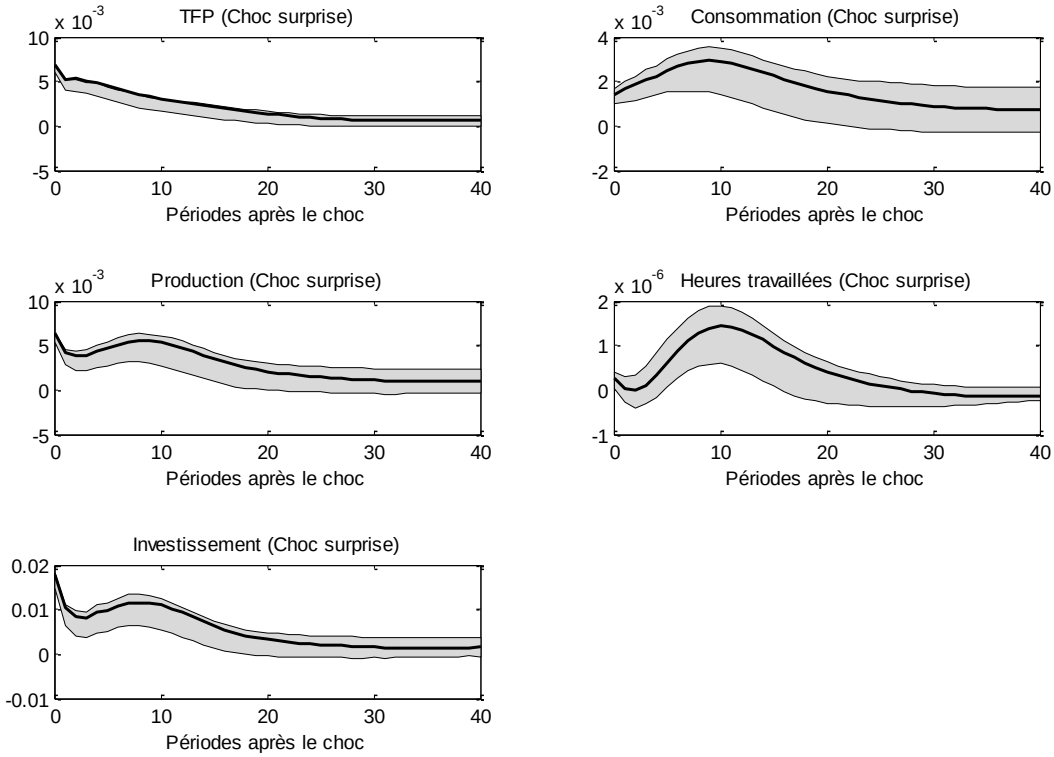

Figure 4.9 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du premier choc, le choc de technologie surprise, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

La figure 4.10 illustre les fonctions de réponse au choc d'anticipation, toujours avec les spécifications de la reproduction des résultats de Barsky et Sims. Au moment de l'impact, la consommation augmente et les heures travaillées diminuent. La production réagit plus fortement de façon négative à l'impact du choc d'anticipation que pour le modèle à 4 variables. Nous pouvons tirer les mêmes conclusions sur la compatibilité avec les modèles de type RBC de l'effet d'un choc d'anticipation transitoire que Barsky et Sims.

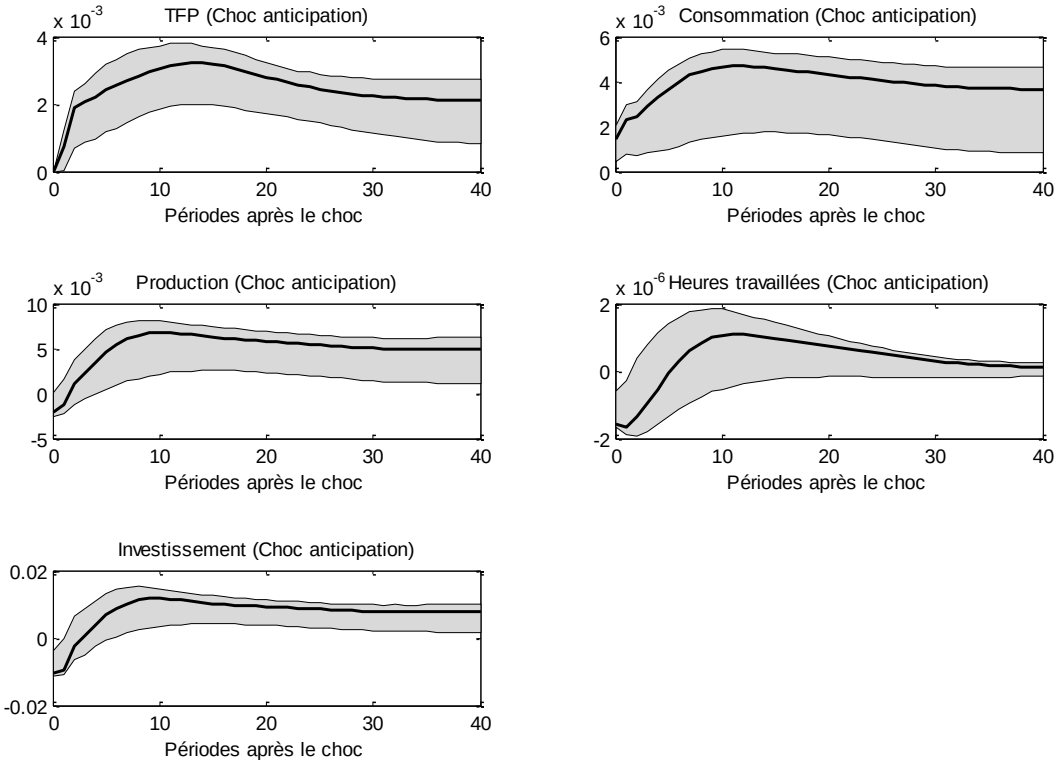

Figure 4.10 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

4.2.2 Estimation avec les données révisées

Tout comme pour le modèle à 4 variables, nous estimons le modèle à 7 variables avec les données révisées en juin 2015. Nous conservons les spécifications originales, soient un horizon d'optimisation $h = 0...40$ et un échantillon allant de 1960 à 2007 afin d'analyser seulement l'impact des révisions.

Contrairement au système à 4 variables, le système 7 variable demeure cohérent avec les conclusions du modèle original en utilisant les données révisées (voir 4.11). L'effet négatif contemporain est moindre pour la production et l'investissement, mais elles demeurent négatives. De plus, les heures travaillées diminuent au moment de l'impact.

Nous ne pouvons pas affirmer que le modèle à 7 variables n'est pas robuste à la révision de données, ce qui est cohérent avec Sims (2016).

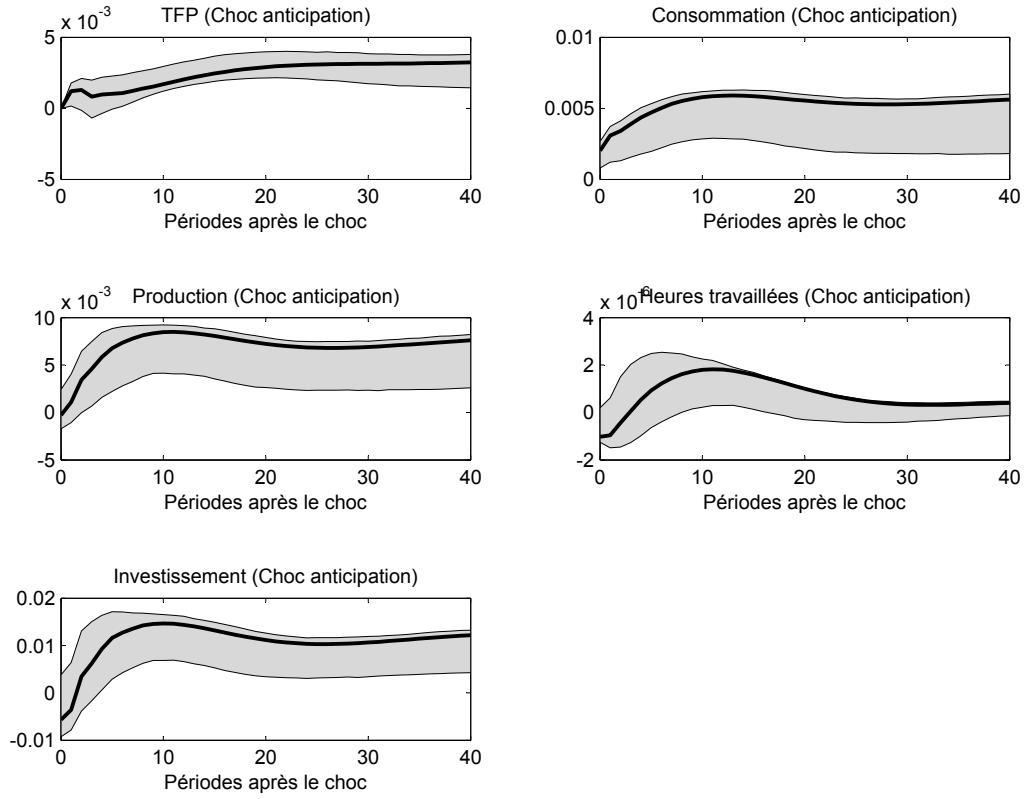

Figure 4.11 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

4.2.3 Estimations sur différents horizons

Nous analysons ici les fonctions de réponse issues d'estimations produites avec les données originales et un échantillon allant de 1960 à 2007 pour les horizons d'optimisation $H = 20$, $H = 80$ et $H = 120$.

Le graphique 4.12 présente les fonctions de réponse pour la spécification où $H = 20$. À l'impact, la consommation réagit positivement alors que la production, les heures tra-

vaillées et l'investissement chutent. En fait, les fonctions de réponses sont pratiquement identiques sur les 40 trimestres à celles produites avec la spécification où $H = 40$. Nous concluons donc que la réduction de l'horizon d'optimisation à $H = 20$ ne compromet pas la compatibilité aux résultats originaux.

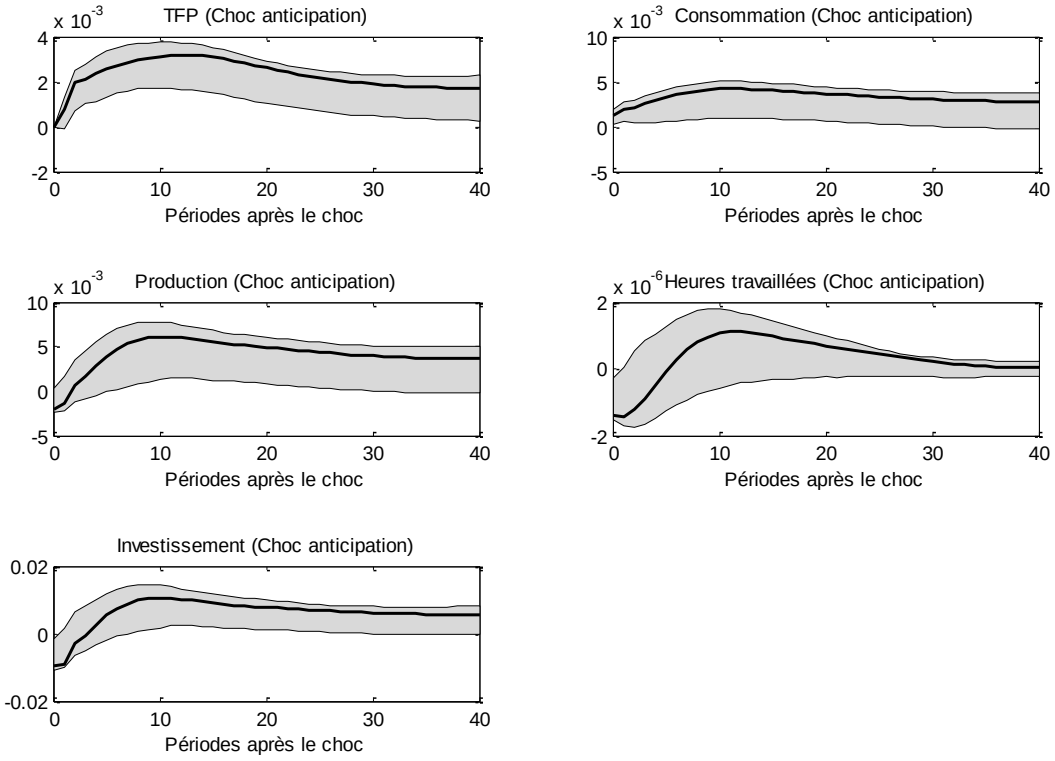

Figure 4.12 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 20$

Nous estimons ensuite le même modèle en augmentant l'horizon d'optimisation. ($H = 80$ dans le cas des fonctions de réponse présentées au graphique 4.13 et $H = 120$ pour le graphique 4.14). Les deux estimations produites avec des horizons d'optimisation plus longs semblent conserver leurs propriétés qui les rendent compatibles avec les résultats de Barsky et Sims. Dans les deux cas, la consommation bondit lors de l'impact alors que la production, les heures travaillées et l'investissement chutent. On note néanmoins que l'impact est moins violent pour les trois variables dont la réponse est négative lorsque

$H = 120$ que lorsque $H = 80$. Peut-être qu'en augmentant H à des niveaux extrêmes, nous obtiendrions des réponses à l'impact de signes positifs.

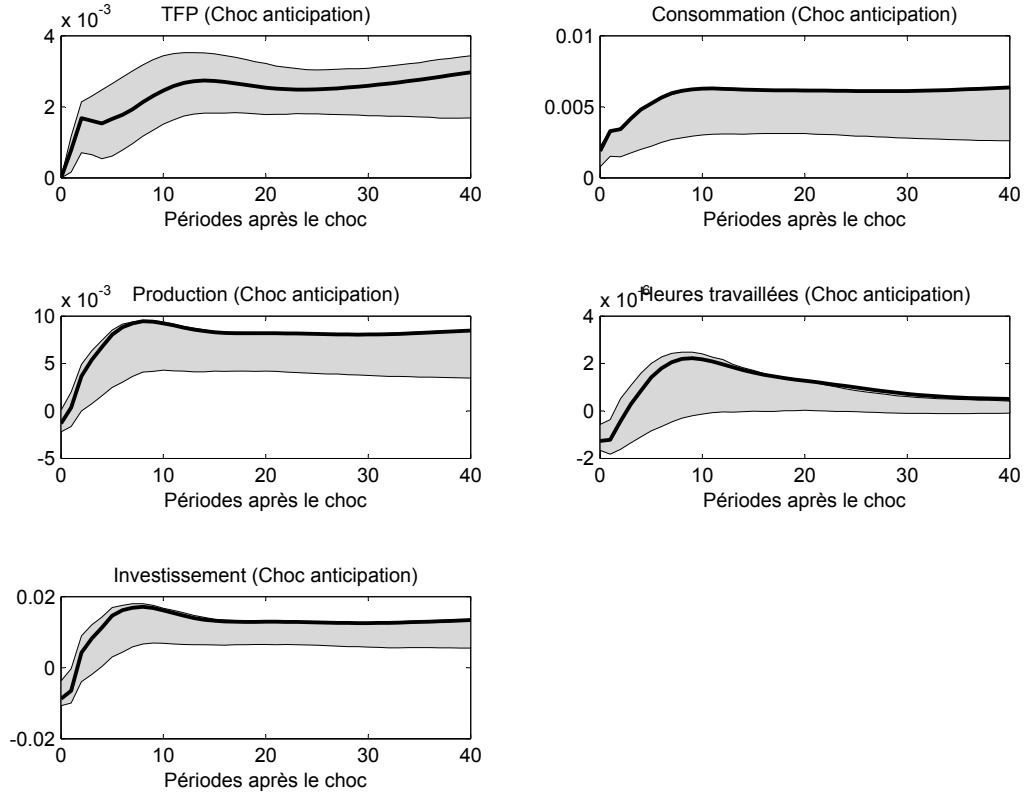

Figure 4.13 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 80$

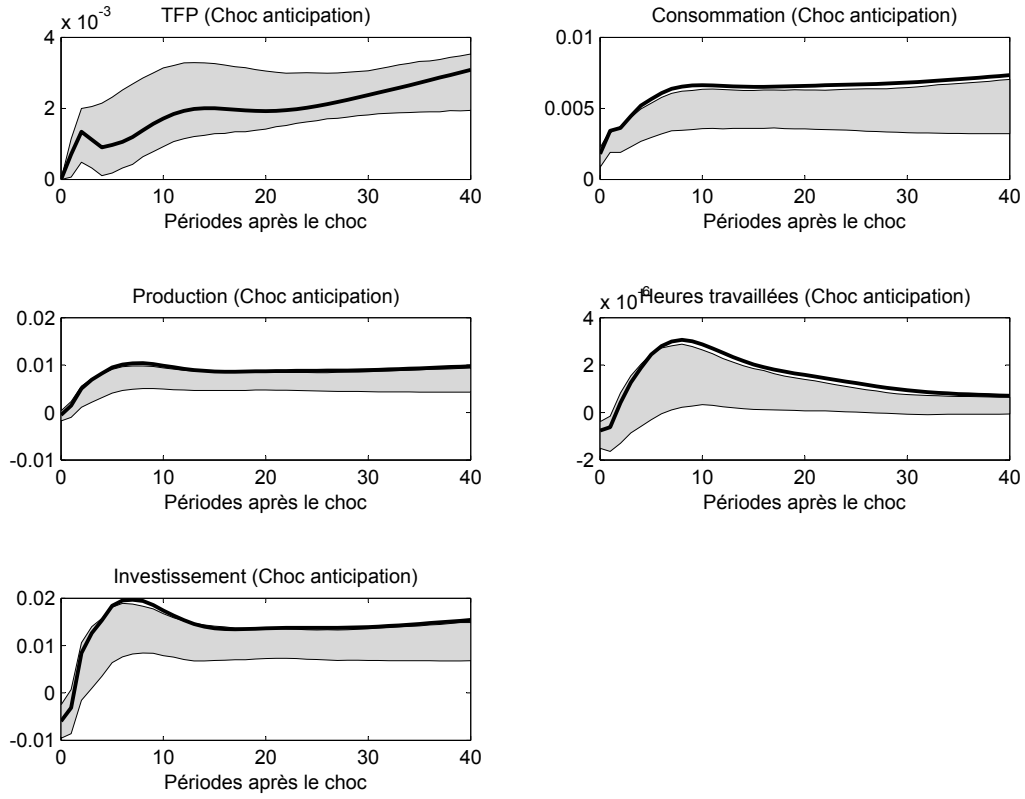

Figure 4.14 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données originales du premier trimestre de 1960 au dernier trimestre de 2007 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 120$

4.2.4 Estimation avec un échantillon plus long

Finalement, en rallongeant la plage de données jusqu'au premier trimestre de 2015, donc avec les données révisées, nous estimons le modèle à 7 variables avec un horizon d'optimisation $H = 40$ et nous obtenons un portrait légèrement différent des résultats de Barsky et Sims. D'une part, la réponse initiale de la production est positive, ce qui modifie l'interprétation que nous pouvons faire du choc d'anticipation. D'autre part, les heures travaillées et l'investissement sont inchangés à l'impact suite au choc d'anticipation. La réponse de la production à l'impact est néanmoins suffisante pour affirmer que l'estimation avec un échantillon plus long n'est pas compatible avec les résultats

originaux. Nous demeurons toutefois prudent par rapport aux conclusions que nous pouvons tirer par rapport à la robustesse du modèle avec cette nouvelle plage de données car elles incluent les données de la crise financière. Des recherches subséquentes pourraient analyser s'il est pertinent d'inclure une variable binaire pour isoler l'effet de la crise de 2008-2009.

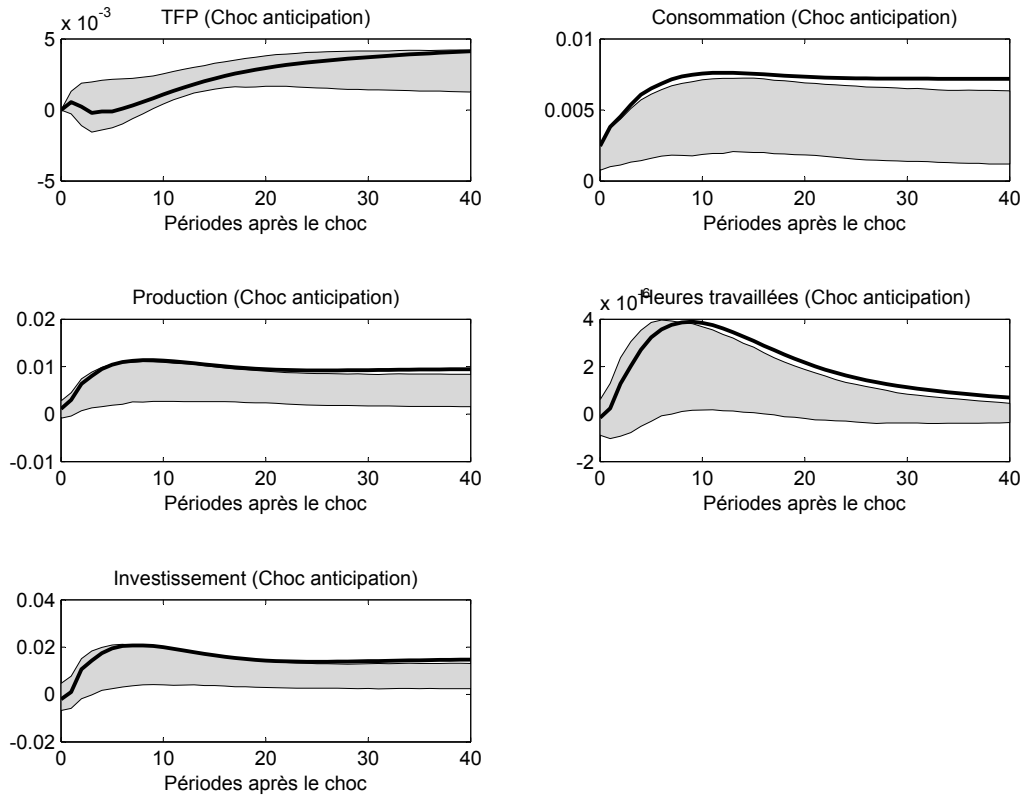

Figure 4.15 – **Système à 7 variables.** La fonction de réponse du second choc, le choc d'anticipation, avec les données révisées du premier trimestre de 1960 au premier trimestre de 2015 et un horizon d'optimisation $h = 0, ..., 40$

CONCLUSION

Depuis la création des modèles de cycles économiques réels, l'identification des forces qui déterminent les fluctuations cycliques a obsédé les économistes. Les chocs de productivité sont les plus étudiés et leur identification est toujours le sujet de beaucoup de recherches. De plus, nous n'observons pas de période où la technologie ait régressé de façon significative dans les économies occidentales depuis la Seconde Guerre Mondiale, et pourtant 11 récessions ont eu lieu aux États-Unis au cours des 70 dernières années et à quelques exceptions près, elles n'ont été accompagnées d'une chute de la population active ou d'une baisse du capital liée à un événement externe. Les chocs d'anticipation sont donc séduisants par leur nature intuitive et leur capacité à expliquer avec un certain succès une portion des cycles économiques. De plus, comme les agents agissent avec de l'information imparfaite, les cycles peuvent être expliqués par des excès d'enthousiasme ou de pessimisme sans qu'une variation technologique ne soit en cause.

La portée des cycles d'anticipation peut être locale, comme pour le cas analysé dans ce mémoire, ou internationale, comme nous le présentons dans notre revue de littérature, bien que cette dernière ne présente qu'une infime partie des recherches publiées. Plusieurs sphères de la finance et de l'économie s'intéressent aux chocs d'anticipation et à leurs implications théoriques dans le but d'augmenter notre compréhension des cycles économiques.

L'article de 2011 de Barsky et Sims s'est donc inscrit dans cette littérature qui est abondante et dynamique, bien qu'elle ne fut ressuscitée seulement qu'en 2006, comme celui qui présentait le premier modèle à réconcilier la théorie des chocs d'anticipation transitoires aux modèles de type RBC. Cette particularité a valu beaucoup d'attention à leur modèle étant donnée la popularité des modèles DSGE dont les modèles RBC font partie. Leur approche d'optimisation a ainsi amené plusieurs auteurs à proposer de nou-

velles spécifications originales du modèle alors que d'autres l'utilisent systématiquement comme référence.

Notre travail visait à analyser la robustesse du modèle développé par Barsky et Sims par rapport à sa compatibilité avec les modèles de type RBC. Nous avons trouvé que les révisions des données avaient un effet important sur l'estimation du modèle et les interprétations économiques qui s'y rattachent. Nous avons également trouvé que la mise-à-jour du modèle qui allonge l'échantillon pour intégrer les données les plus récentes ne permet pas de corriger l'effet des révisions dans le cas du système à 4 variables et change carrément l'interprétation économique dans le cas du modèle à 7 variables. De plus, nous avons analysé la robustesse du modèle en modifiant un paramètre, soit celui de l'horizon d'optimisation. Nous avons trouvé que le modèle à 4 variables était peu robuste face à une augmentation de l'horizon d'optimisation.

L'utilisation du produit d'une estimation du modèle de Barsky et Sims comme intrant dans un modèle d'équilibre général demande donc une certaine prudence, un fait que reconnaît Eric Sims pour ce qui a trait aux données révisées. Notre variable d'estimation de la technologie, la productivité totale des facteurs corrigée, est celle qui a connu les plus grandes révisions passées entre 2010 et 2015. Sims déplore le changement de méthodologie effectué au cours de cette période, bien que la TFP soit maintenant plus représentative du facteur technologique recherché, car il change, parfois de façon drastique, les conclusions d'une multitude d'articles de recherche sur les chocs d'anticipation qui utilisaient cette variable.

L'identification de chocs d'anticipation compatibles avec les modèles de type RBC demeure un sujet de recherche actuel. En premier lieu, une définition acceptée et partagée d'un facteur technologique pourrait concentrer les efforts de recherche sur l'identification recherchée. La TFP semblait combler ce besoin jusqu'à récemment, mais son uti-

lisation est de plus en plus contestée. Ensuite, l'histoire nous apprendra probablement que la période entourant la crise financière de 2008-2009 doit être traitée comme une exception dans les modèles économétriques. Pour l'instant, peu d'économistes corrigent les estimations avec des données de cette période exceptionnelle pour un changement de régime. Les banques centrales de la plupart des pays occidentaux ont toutefois adopté et maintiennent des politiques monétaires qui semblent confirmer que l'environnement économiques dans lequel on évolue est différent de celui d'avant la crise. Les actions sans précédent de ces banques centrales peuvent avoir des incidences sur les variables de production, de consommation et d'investissement dont nous devrons éventuellement tenir compte. Finalement, un modèle idéal aurait des paramètres dictés entièrement par la théorie. Cela enlèverait certains doutes sur la possibilité de *prospections de données* produisant des résultats fallacieux.

BIBLIOGRAPHIE

Barsky, R. B. et Sims, E. R. 2011. News Shocks and Business Cycles. *Journal of Monetary Economics*, 58(3):273–289.

Barsky, R. B. et Sims, E. R. 2012. Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence. *American Economic Review*, 102(4):1343–77.

Beaudry, P., Dupaigne, M. et Portier, F. 2007. The International Propagation of News Shocks. Rapport technique 251. Society for Economic Dynamics. Récupéré de `http://ideas.repec.org/p/red/sed007/251.html`.

Beaudry, P. et Lucke, B. Letting Different Views about Business Cycles Compete. Dans *NBER Macroeconomics Annual 2009, Volume 24*, NBER Chapters, pages 413–455. National Bureau of Economic Research, Inc, septembre 2010.

Beaudry, P., Nam, D. et Wang, J. 2011. Do Mood Swings Drive Business Cycles and is it Rational ? NBER Working Papers 17651. National Bureau of Economic Research, Inc. Récupéré de `http://www.nber.org/papers/w17651.pdf`.

Beaudry, P. et Portier, F. septembre 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.

Beaudry, P. et Portier, F. 2014. News-Driven Business Cycles : Insights and Challenges. *Journal of Economic Literature*, 52(4):993–1074.

Blanchard, O. J. 1993. Consumption and the Recession of 1990-1991. *American Economic Review*, 83(2):270–74.

Cao, D. et L'Huillier, J.-P. 2012. Technological Revolutions and Debt Hangovers - Is There a Link ? EIEF Working Papers Series 1216. Einaudi Institute for Economics and Finance (EIEF). Récupéré de http://www.eief.it/working-papers.

Cochrane, J. H. 1994. Shocks. NBER Working Papers 4698. National Bureau of Economic Research, Inc. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w4698.pdf.

Devereux, M. B. et Engel, C. 2006. Expectations and Exchange Rate Policy. NBER Working Papers 12213. National Bureau of Economic Research, Inc. Récupéré de http://www.nber.org/papers/w12213.pdf.

Fama, E. F. 1992. Transitory Variation in Investment and Output. *Journal of Monetary Economics*, 30(3):467–480.

Fernald, J. G. 2012. A Quarterly, Utilization-Adjusted Series on Total Factor Productivity. Working Paper Series 2012-19. Federal Reserve Bank of San Francisco. Récupéré de http://www.frbsf.org/publications/economics/papers/2012/wp12-19bk.pdf.

Fernandez-Villaverde, J. 2010. The Econometrics of DSGE Models. *SERIEs- Journal of the Spanish Economic Association*, 1(1):3–49.

Francis, N., Owyang, M. T., Roush, J. E. et DiCecio, R. 2014. A Flexible Finite-Horizon Alternative to Long-Run Restrictions with an Application to Technology Shocks. *The Review of Economics and Statistics*, 96(3):638–647.

Fratzscher, M. et Straub, R. 2013. Asset Prices, News Shocks, and the Trade Balance. *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(7):1211–1251.

Gunn, C. M. et Johri, A. 2013a. An Expectations-Driven Interpretation of the "Great Recession". *Journal of Monetary Economics*, 60(4):391–407.

Gunn, C. M. et Johri, A. 2013b. Fear of Sovereign Default, Banks, and Expectations-driven Business Cycles. Department of Economics Working Papers 2013-08. McMaster University. Récupéré de http://socserv.mcmaster.ca/econ/rsrch/papers/archive/2013-08.pdf.

Hoffmann, M., Krause, M. U. et Laubach, T. 2013. The Expectations-Driven US Current Account. Discussion Papers 10/2013. Deutsche Bundesbank, Research Centre. Récupéré de https://econstor.eu/bitstream/10419/71904/1/742526704.pdf.

Jaimovich, N. et Rebelo, S. 2008. News and Business Cycles in Open Economies. *Journal of Money, Credit and Banking*, 40(8):1699–1711.

Keynes, J. M. *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan, 1936. 14th edition, 1973.

Kilian, L. 1998. Small-Sample Confidence Intervals For Impulse Response Functions. *The Review of Economics and Statistics*, 80(2):218–230.

Kimball, M. S., Fernald, J. G. et Basu, S. 2006. Are Technology Improvements Contractionary ? *American Economic Review*, 96(5):1418–1448.

King, R. G., Plosser, C. I. et Rebelo, S. T. 1988. Production, Growth and Business Cycles : I. The Basic Neoclassical Model. *Journal of Monetary Economics*, 21(2-3): 195–232.

Kydland, F. E. et Prescott, E. C. 1982. Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6):1345–70.

Lambertini, L., Mendicino, C. et Punzi, M. 2010. Expectations-Driven Cycles in the Housing Market. MPRA Paper 20776. University Library of Munich, Germany. Récupéré de https://mpra.ub.uni-muenchen.de/20776/1/MPRA_paper_20776.pdf.

Long, J. B. J. et Plosser, C. I. 1983. Real Business Cycles. *Journal of Political Economy*, 91(1):39–69.

Lucas, J., Robert E. 1973. Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3):326–34.

Lucas, R. J. 1972. Expectations and the Neutrality of Money. *Journal of Economic Theory*, 4(2):103–124.

Lucas, R. J. 1976. Econometric Policy Evaluation : A Critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1(1):19–46.

Pigou, A. *Industrial Fluctuations*. Macmillan and Company, limited, 1927. Récupéré de `https://books.google.ca/books?id=4B9BAAAAIAAJ`.

Sims, E. R. 2016. Differences in quarterly utilization-adjusted tfp by vintage, with an application to news shocks. Working Paper 22154. National Bureau of Economic Research. Récupéré de `http://www.nber.org/papers/w22154`.

Solow, R. M. 1956. A Contribution to the Theory of Economic Growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1):65–94.

Swan, T. W. 1956. Economic Growth and Capital Accumulation. *The Economic Record*, 32(2):334–361.