Document généré le 25 avr. 2024 02:20

L'Actualité économique

ANTICIPATIONS, BRUITS ET SENTIMENTS

Alain GUAY

Volume 92, numéro 4, décembre 2016

URI : https://id.erudit.org/iderudit/1040500ar
DOI : https://doi.org/10.7202/1040500ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)
1710-3991 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Guay, A. (2016). ANTICIPATIONS, BRUITS ET SENTIMENTS. *L'Actualité économique*, *92*(4), 621–648. https://doi.org/10.7202/1040500ar

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2017

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 92, nº 4, décembre 2016

ANTICIPATIONS, BRUITS ET SENTIMENTS*

Alain GUAY
Université du Québec à Montréal
CIRPÉE
CIREQ

Introduction

Il existe une longue tradition en macroéconomie remontant à Pigou (1926) et Keynes (1936) selon laquelle les variations d'anticipations peuvent être importantes pour la compréhension des cycles économiques. Depuis une dizaine années, on assiste à un renouveau d'intérêt de ces sources possibles du cycle, et de façon plus marquée, depuis la Grande Récession.

Les variations d'anticipations comme sources des cycles économiques ont été récemment conceptualisées de trois façons. Une première façon est de considérer ces variations comme provenant d'un changement d'anticipations par rapport aux fondamentaux de l'économie. Beaudry et Portier (2006) proposent les *news shocks*, que l'on peut traduire par des chocs de nouvelles, comme facteur explicatif des cycles économiques. Ces chocs proviendraient d'un changement des anticipations des agents économiques par rapport à la productivité des facteurs dans l'économie. Bien entendu, des chocs de nouvelles peuvent également provenir de changements d'anticipations de la politique fiscale, la politique monétaire ou tout autre variable fondamentale de l'économie (voir par exemple Schmitt-Grohé et Uribe, 2012, ou Leeper, Walker et Wang, 2013). Une autre source de variations d'anticipations proviendrait de vagues de pessimisme et d'optimisme qui ne sont pas provoquées par un changement de perception de l'état des fondamentaux mais par des problèmes d'information et de coordination. La modélisation récente de ces variations d'anticipations prend la forme de variations de « sentiments » dans un contexte d'anticipations rationnelles et d'équilibre unique chez Angeletos et La'O (2013) et également dans un contexte d'anticipations rationnelles mais d'équilibres multiples chez Benhabib, Wang et Wen (2015). Une dernière catégorie de variations

* J'aimerais remercier Lorraine Brisson pour la relecture de cet article et un lecteur anonyme de l'équipe de rédaction pour ses commentaires.

d'anticipations comme source des cycles économiques peut-être considérée comme provenant d'erreurs d'anticipations par rapport aux fondamentaux (voir, entre autres, Beaudry et Portier, 2014 et Forni *et al*., 2013). Par exemple, les agents économiques peuvent anticiper une hausse de la productivité future des facteurs de production qui crée une expansion économique aujourd'hui. Lorsque les agents réalisent que cette hausse n'est pas réalisée, cela peut alors produire une récession.

La quantification de l'importance des ces chocs d'anticipations comme source des cycles économiques pose des problèmes spécifiques. Depuis le début des années quatre-vingt, l'importance des sources potentielles des cycles économiques est évaluée à l'aide de représentations vectorielles autorégressives (VAR) structurelles. En présence de chocs de variations d'anticipations, les VAR structurelles sur les variables observables ne permettent pas toujours de retrouver les chocs structurels à partir des innovations du VAR. En particulier, on peut se retrouver dans un contexte de représentation dite « non fondamentale ». Dans ce cas, la dynamique conjointe des variables observables incluses dans le VAR comporte une partie moyenne mobile avec des racines à l'intérieur du cercle unité qui ne peut être approximée par un VAR. Une représentation vectorielle autorégressive ne peut donc pas servir à l'identification de ces chocs d'anticipations et à l'estimation adéquate de la dynamique engendrée par ces chocs sur les variables macroéconomiques.

En présence de chocs reposant sur des changements d'anticipations, il existe deux sources possibles pouvant créer un problème de représentation non fondamentale. La première source résulte des chocs de nouvelles. On peut montrer qu'en général, les innovations du VAR ne permettent pas de récupérer les chocs structurels. Le problème provient d'un ensemble d'information trop limité de l'économètre. La deuxième source apparaît en présence d'un problème d'information; l'agent économique n'observe pas parfaitement le choc. Dans ce cas, l'agent ne peut identifier correctement les chocs structurels, il fait face à un problème d'extraction de signal. *A fortiori*, l'économètre ne pourra pas non plus identifier ces chocs.

Une solution apparaît naturelle pour résoudre le problème de représentation fondamentale en présence de chocs de nouvelles. Cette solution consiste à augmenter l'ensemble d'information de l'économètre en introduisant, par exemple, des facteurs macroéconomiques dans le VAR (Forni et Gambetti, 2014). En ce qui a trait à la deuxième source, le problème est plus sérieux et l'augmentation de l'ensemble d'information ne le résout pas. La solution passerait donc par l'estimation de modèles structurels (voir Blanchard, L'Huillier et Lorenzoni, 2013; Barsky et Sims, 2012).

La première section de cet article présente à l'aide d'un exemple simple les problèmes de représentations non fondamentales occasionnées par la présence de chocs d'anticipations et de problèmes d'information[1]. Cette présentation permet d'énoncer la condition suffisante pour obtenir une représentation dite fondamentale à partir d'un VAR. La section suivante introduit un critère de distance qui permettrait

1. Cette section est hautement inspirée de Beaudry *et al.* (2015).

d'évaluer la sévérité du problème de représentations non fondamentales. La troisième section est dévolue à des exercices de simulations à partir d'un modèle des cycles réels (RBC selon l'acronyme anglais) augmenté de chocs anticipations pour examiner la performance des VAR struturels en présence de représentations non fondamentales. La dernière section conclut.

1. Le problème de représentations non fondamentales

Afin d'illustrer le problème, prenons un exemple simple. Supposons une économie de dotation caractérisée par le modèle de Lucas (1978). L'agent représentatif maximise l'espérance mathématique de la fonction utilité intertemporelle suivante :

$$E_t \sum_{i=0}^{\infty} \beta^i c_{t+i}$$

sous la contrainte que :

$$c_t + p_t n_{t+1} = (p_t + a_{t-1}) n_t$$

où E_t est l'opérateur d'espérance conditionnelle à l'information jusqu'en t, $\beta \in (0, 1)$ est le facteur d'escompte, c_t est la consommation, p_t le prix d'un actif, n_t le nombre d'actifs et $(p_t + a_{t-1})n_t$ les ressources disponibles en t. La variable a_t est un processus exogène caractérisant la technologie. Le prix d'un actif à l'équilibre est donné par $p_t = \beta E_t(p_{t+1} + a_t)$ et en utilisant la condition de transversalité on obtient :

$$p_t = \beta E_t \sum_{j=0}^{\infty} \beta^j a_{t+j}.$$

On va supposer que le processus technologique exogène est donné par :

$$a_t = \theta_0 \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1}$$

avec θ_0, $\theta_1 \in [0, 1]$, $E_{t-1}(\varepsilon_t) = 0$ et $V(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$. En résolvant le prix d'équilibre avec le processus exogène, on obtient un processus moyenne mobile d'ordre 1 (MA(1)) pour p_t,

$$p_t = \beta(\theta_0 + \beta\theta_1)\varepsilon_t + \beta\theta_1 \varepsilon_{t-1}.$$

Nous allons examiner deux cas : *i)* $\theta_0 = 1$, $\theta_1 = 0$; qui correspond à un choc surprise (non anticipé sur la TFP (*total-factor productivity*)) et *ii)* $\theta_0 = 0$, $\theta_1 = 1$; qui correspond à un choc anticipé (*news*) sur la TFP. Nous allons également introduire un problème d'information de telle sorte que l'agent fait face à de l'incertitude concernant l'observation du choc technologique ε_t à chaque période t. Ainsi, on suppose que l'agent observe un signal S_t tel que :

$$S_t = \varepsilon_t + v_t \tag{1}$$

où v_t est un bruit tel que $E_{t-1}(v_t) = 0$ et $V(v_t) = \sigma_v^2$. L'agent fait donc face à un problème d'extraction de signal. La solution dans ce contexte d'information imparfaite dans le cas où $\theta_0 = 0$ est :

$$p_t = \beta^2\theta_1\gamma\varepsilon_t + \beta\theta_1\gamma\varepsilon_{t-1} + \beta^2\theta_1\gamma v_t + \beta\theta_1\gamma v_{t-1}$$

avec $\gamma = \dfrac{\sigma_\varepsilon^2}{\sigma_\varepsilon^2 + \sigma_v^2}$.

Un modèle dynamique linéaire peut être représenté sous la forme d'une représentation espace d'états. On considère la représentation espace d'états suivante :

$$x_t = Ax_{t-1} + B\varepsilon_t \tag{2}$$

$$y_t = Cx_{t-1} + D\varepsilon_t \tag{3}$$

avec x_t le vecteur des variables d'états, y_t le vecteur des variables observées et ε_t le vecteur des chocs structurels. On se pose la question suivante : est-il possible de récupérer la dynamique du modèle et les chocs structurels du système à partir d'un VAR sur les observables y_t?

Considérons un VAR avec les observables y_t tel que :

$$y_t = F(L)y_{t-1} + u_t \tag{4}$$

où $F(L)$ est un polynôme de retards d'ordre infini. Peut-on retrouver les chocs structurels ε_t à partir des innovations u_t? On peut remarquer que si les observables correspondent exactement aux variables d'états, c'est-à-dire $y_t = x_t$, la représentation VAR permet d'identifier correctement les chocs structurels et la dynamique de ces chocs. Nous allons examiner le cas simple où la matrice D est inversible, ce qui implique que le nombre de chocs structurels est le même que le nombre d'observables. On a alors :

$$\varepsilon_t = D^{-1}\left(y_t - Cx_{t-1}\right).$$

Ce qui donne :

$$x_t = \left(A - BD^{-1}C\right)x_{t-1} + BD^{-1}y_t,$$

et

$$x_t = \left(A - BD^{-1}C\right)^{t-1} x_0 + \sum_{i=0}^{t-1}\left(A - BD^{-1}C\right)^{i-1} BD^{-1}y_{t-i}.$$

Si $lim_{t\to\infty}(A - BD^{-1}C)^{t-1} = 0$, les observables révèlent parfaitement les variables états x_t. On obtient alors une représentation VAR d'ordre infini en fonction des observables y_t et des chocs structurels. Ainsi,

$$y_t = C\sum_{i=0}^{\infty}\left(A - BD^{-1}C\right)^{i-1} BD^{-1}y_{t-i-1} + D\varepsilon_t.$$

A contrario, si la matrice $A - BD^{-1}C$ n'est pas stable, on ne peut récupérer les chocs structurels à partir d'un VAR sur les observables. Ceci nous amène à la condition suffisante de Fernandez-Villaverde *et al.* (2007) pour récupérer la

dynamique et les chocs structurels de la représentation espace d'états à partir des observables y_t. Cette condition suffisante est donnée par la proposition suivante :

Proposition 1 *Les valeurs propres de la matrice* $(A - BD^{-1}C)$ *sont strictement inférieures à un en valeur absolue.*

Examinons cette condition suffisante à la lumière de notre exemple. On avait donc pour le prix des actifs :

$$p_t = \beta(\theta_o + \beta\theta_1)\varepsilon_t + \beta\theta_1\varepsilon_{t-1}.$$

En fonction de la représentation espace d'états (2) et (3), le modèle s'écrit :

$$x_t = \begin{pmatrix} 0 & \theta_1 \\ 0 & 0 \end{pmatrix} x_{t-1} + \begin{pmatrix} \theta_0 \\ 1 \end{pmatrix} \varepsilon_t \tag{5}$$

et

$$y_t = \left(0, \beta\theta_1\right) x_{t-1} + \beta(\theta_o + \beta\theta_1)\varepsilon_t \tag{6}$$

avec $x_t = (a_t, \varepsilon_t)'$ et $y_t = p_t$. On suppose ici que l'économètre observe le prix p_t et non la variable a_t.

Considérons le cas où $\theta_0 = 1$ et $\theta_1 = 0$. Par les matrices (A, B, C, D), on obtient :

$$A - BD^{-1}C = \begin{pmatrix} 0 & 0 \\ 0 & 0 \end{pmatrix}$$

et les deux valeurs propres sont égales à zéro. Il n'y a donc pas de problème d'information pour l'économètre puisque l'observation du prix révèle parfaitement l'état de l'économie puisque $p_t = \beta a_t \equiv \beta\varepsilon_t$. C'est un cas qu'on peut appeler fondamental.

On considère maintenant le cas avec *news*, c'est-à-dire $\theta_0 = 0$ et $\theta_1 = 1$. En fonction des matrices (A, B, C, D), on obtient :

$$A - BD^{-1}C = \begin{pmatrix} 0 & 1 \\ 0 & -\dfrac{1}{\beta} \end{pmatrix}.$$

Les valeurs propres sont égales à 0 et $-1/\beta$. On est donc dans un cas de représentation que l'on nomme « non fondamentale ». La partie moyenne mobile d'ordre un (MA(1)) est ici non inversible, comme on peut facilement le constater à partir de la représentation obtenue pour le prix des actifs,

$$p_t = \beta^2\theta_1\varepsilon_t + \beta\theta_1\varepsilon_{t-1}.$$

En conclusion, le fait d'observer la variable p_t n'est pas suffisant pour identifier les chocs structurels et la dynamique de la représentation espace d'états (5) et (6) à l'aide d'une représentation autorégressive de cette variable. Si on augmente l'ensemble d'information aux variables d'états a_t et ε_t de telle sorte que ces variables soient observables, alors il n'y a plus de problème de représentations non fondamentales.

On peut alors retrouver la structure dynamique du modèle structurel en fonction d'une représentation autorégressive des observables.

Dans Beaudry *et al.* (2015), on montre que le R^2 de la regression de l'innovation u_t de la représentation autorégressive sur les variables d'états retardés est une fonction décroissante de β et est donné par la relation suivante :

$$R^2 = 1 - \beta^2.$$

Le R^2 est donc une mesure de la distance de la racine instable $-1/\beta$ par rapport à l'unité dans notre exemple. C'est donc une mesure de la sévérité du problème de représentations non fondamentales. Ainsi, si le R^2 approche zéro, $\beta \to 1$, le problème est moins sérieux. Inversement, si le R^2 est élevé, le problème est alors plus sérieux.

Examinons maintenant notre exemple en incorporant le problème d'information sur l'observation du choc de « nouvelles » en introduisant un bruit. L'agent observe donc un signal S_t et le prix p_t. Comme on l'a vu précédemment, dans le cas où $\theta_0 = 0$, ces deux variables sont données par :

$$S_t = \varepsilon_t + v_t$$

et

$$p_t = \beta^2\theta_1\gamma\varepsilon_t + \beta\theta_1\gamma\varepsilon_{t-1} + \beta^2\theta_1\gamma v_t + \beta\theta_1\gamma v_{t-1}.$$

La matrice d'impact D des chocs structurels sur S_t et p_t n'est pas inversible. En effet, cette matrice est alors :

$$D = \begin{bmatrix} 1 & 1 \\ \beta\theta_1\gamma & \beta\theta_1\gamma \end{bmatrix}.$$

Dans ce cas-ci, on ne peut résoudre le problème en augmentant l'ensemble d'information.

2. Représentations *ABCD* et *AKC*Σ

Si la condition suffisante de stabilité de Fernandez-Villaverde *et al.* (2007) n'est pas respectée, les observables y_t n'admettent pas une représentation telle que l'on peut récupérer les chocs structurels et la dynamique correspondante. On peut quand même obtenir une représentation VAR des observables à partir de ce qu'on peut appeler la représentation $AKC\Sigma$. La question est de savoir si les innovations obtenues sont « loins » des chocs structurels. On va alors se poser la question à savoir si l'on peut généraliser la mesure basée sur le R^2 proposée plus haut.

Pour la représentation espace d'états (2) et (3), en utilisant le filtre de Kalman, on peut obtenir une prévision optimale des variables d'états $\hat{x}_t$ en fonction des observables. Le filtre de Kalman est un algorithme simple qui permet d'obtenir une prévision optimale des variables d'états x_t en fonction des variables observables y_t contemporaines et retardées (voir Gouriéroux et Monfort, 1995). Ainsi, par le filtre de Kalman, on a que

$$\hat{x}_t = (A - KC)\hat{x}_{t-1} + Ky_t \tag{7}$$

où la matrice K, appelée le gain du filtre de Kalman, est donnée par :

$$K = (A\Sigma_{xx}C' + BD')(C\Sigma_{xx}C' + DD')^{-1} \tag{8}$$

et la variance de l'erreur de prévision est $\Sigma_{xx} = E\left((x_t - \hat{x}_t)(x_t - \hat{x}_t)'\right)$ avec

$$\Sigma_{xx} = (A - KC)\Sigma_{xx}(A - KC)' + BB' + KDD'K' - BD'K' - KDB'. \tag{9}$$

Pour des matrices K et Σ_{xx} données, l'équation de mesure s'écrit alors :

$$y_t = C\hat{x}_{t-1} + u_t$$

où

$$u_t = C\left(x_{t-1} - \hat{x}_{t-1}\right) + D\varepsilon_t$$

et on obtient le VAR d'ordre infini pour les observables y_t,

$$y_t = C\sum_{i=0}^{\infty}(A - KC)^{i-1}Ky_{t-i-1} + u_t.$$

Le vecteur d'innovations u_t du VAR est composé de deux termes orthogonaux et sa variance Σ_u est donnée par l'expression suivante :

$$\Sigma_u = C\Sigma_{xx}C' + DD'.$$

En utlisant une décomposition de Choleski sur Σ_{uu} avec S une matrice triangulaire inférieure telle que $\Sigma_{uu} = SS'$, on obtient :

$$I = S^{-1}C\Sigma_{xx}C'S^{-1'} + S^{-1}DD'S^{-1'}.$$

Le R^2 de la projection des innovations (standardisés) de la représentation $AKC\Sigma$ sur des facteurs pouvant capter l'erreur de prévision $(x_{t-1} - \hat{x}_{t-1})$ est alors donné par l'élément (i, i) de :

$$S^{-1}C\Sigma_{xx}C'S^{-1'} (\equiv I - S^{-1}DD'S^{-1'}). \tag{10}$$

Lorsque la condition de stabilité est respectée, les observables y_t sont un prédicteur parfait du vecteur des variables d'états x_t et $\Sigma_{xx} = 0$. Tous les R^2 sont alors égaux à zéro. Inversement, si les observables prédisent plutôt mal le vecteur des variables d'états x_t, donc on est en présence d'une matrice Σ_{xx} relativement importante, les R^2 seront alors élevés.

Comment implanter en pratique ce critère du R^2? Si on considère que les facteurs sur plusieurs séries macroéconomiques approximent bien les états de la nature, on peut s'en servir pour porter un diagnostic sur le VAR. On peut alors faire une régression des chocs structurels du VAR structurel sur les retards des facteurs. Forni et Gambetti (2014) ont proposé un test de causalité basé sur cette régression. Si on rejette la non-causailté des retards des facteurs sur les chocs structurels, la représentation VAR serait alors non fondamentale. Beaudry *et al.* (2015) arguent plutôt que le R^2 est une mesure plus pertinente. En effet, le test de causalité peut

rejeter la non-causalité mais les retards des facteurs peuvent avoir un pouvoir explicatif très faible des chocs structurels de telle sorte que le VAR donne une approximation pas trop mauvaise de l'identification des chocs structurels et de la dynamique engendrée par ces chocs. Le R^2 des régressions des chocs structurels du VAR sur les retards des facteurs serait donc un indicateur de la distance entre la mesure des chocs structurels et de leur dynamique identifiée à l'aide du VAR sur les observables et les vrais chocs structurels et leur dynamique respective.

3. Simulations

On va maintenant examiner la performance des VAR structurelles en présence de représentation non fondamentale à l'aide de simulations. Pour ce faire, nous utiliserons un modèle des cycles réels canonique comme processus générateur des données. On va s'intéresser aux deux cas discutés plus haut, à savoir, le cas avec chocs de « nouvelles » et le cas avec des chocs de « nouvelles » jumelés à un problème d'extraction de signal.

Le modèle utilisé à des fins de simulation est le modèle RBC canonique. L'agent représentatif maximise la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln C_t + \chi_t \ln(1 - N_t) \right]$$

où β est le taux d'escompte, χ_t est un processus exogène qui mesure la préférence relative du loisir par rapport à la consommation, C_t représente la consommation aggrégée, N_t les heures travaillées normalisées de telle sorte que le temps disponible est égal à 1 et le loisir est donc égal à $1 - N_t$. On considère un modèle sous une fréquence trimestrielle. La contrainte de ressources est donnée par :

$$C_t + I_t \leq Y_t$$

où I_t est l'investissement aggrégé et Y_t la production globale. Cette production provient d'une fonction de production de type Cobb-Douglas

$$Y_t = K_t^{1-\alpha} \left(A_t N_t \right)^{\alpha}$$

où K_t est le stock de capital physique et A_t le processus technologique (TFP). L'économie est caractérisée par le processus suivant d'accumulation du capital,

$$K_{t+1} = (1 - \delta) K_t + I_t$$

avec un taux de dépréciation δ. On considère le processus suivant pour la TFP :

$$\ln A_t = \gamma + \ln A_{t-1} + \varepsilon_t^{surprise} + \varepsilon_{t-q}^{nouvelles}.$$

On est donc en présence d'un choc surprise non anticipé $\varepsilon_t^{surprise}$ dont l'effet est immédiat et un choc de « nouvelles » anticipé qui se répercute q périodes plus tard. Ainsi, en l'absence d'un problème d'information, l'agent observe en $t - q$ le choc de « nouvelles » $\varepsilon_{t-q}^{nouvelles}$ et celui-ci se repercutera sur la productivité en t. Les chocs $\varepsilon_t^{surprise}$ et $\varepsilon_t^{nouvelles}$ sont distribués respectivement comme une normale $N(0, \sigma^2_{surprise})$

et $N(0, \sigma^2_{nouvelles})$. On suppose également que le paramètre de préférence suit un processus AR(1),

$$\chi_t = \mu_\chi(1-\rho_\chi) + \rho_\chi \chi_{t-1} + \varepsilon_t^\chi$$

et le choc de préférence ε_t^χ est distribué comme une $N(0, \sigma^2_\chi)$.

On ajoute une série de confiance du consommateur qui dépend de différents chocs du modèle :

$$Conf_t = \rho_{conf} Conf_{t-1} + \varepsilon_t^{surprise} + \varepsilon_t^{nouvelles} + \varepsilon_t^{conf}$$

où ε_t^{conf} est un choc spécifique à la confiance distribué comme une $N(0, \sigma^2_{conf})$ et qui est assimilé à un choc de sentiments. Cette série est idiosyncratique en ce sens qu'elle n'a aucun impact sur les variables du modèle. Son ajout vise à considérer des représentations VAR incluant une telle série.

On estime un VAR en niveau sur les séries $X_t = (a_t, c_t, n_t, conf_t)'$ simulées à partir du modèle où les lettres minuscules représentent le logarithme népérien des lettres majuscules. On cherche à identifier les chocs de TFP : $\varepsilon_t^{surprise}$ et $\varepsilon_t^{nouvelles}$. Pour ce faire, on utilise la stratégie de Barsky et Sims (2011) basée sur les deux hypothèses suivantes : i) le choc surprise est le seul qui affecte la TFP de façon contemporaine et ii) le choc de nouvelles est celui qui explique la plus grande partie de la variance de la TPF jusqu'à un horizon de 10 ans autre que le choc de surprise. Les valeurs des paramètres structurels apparaissent au tableau 1.

TABLEAU 1

VALEURS DES PARAMÈTRES DU MODÈLE RBC CANONIQUE

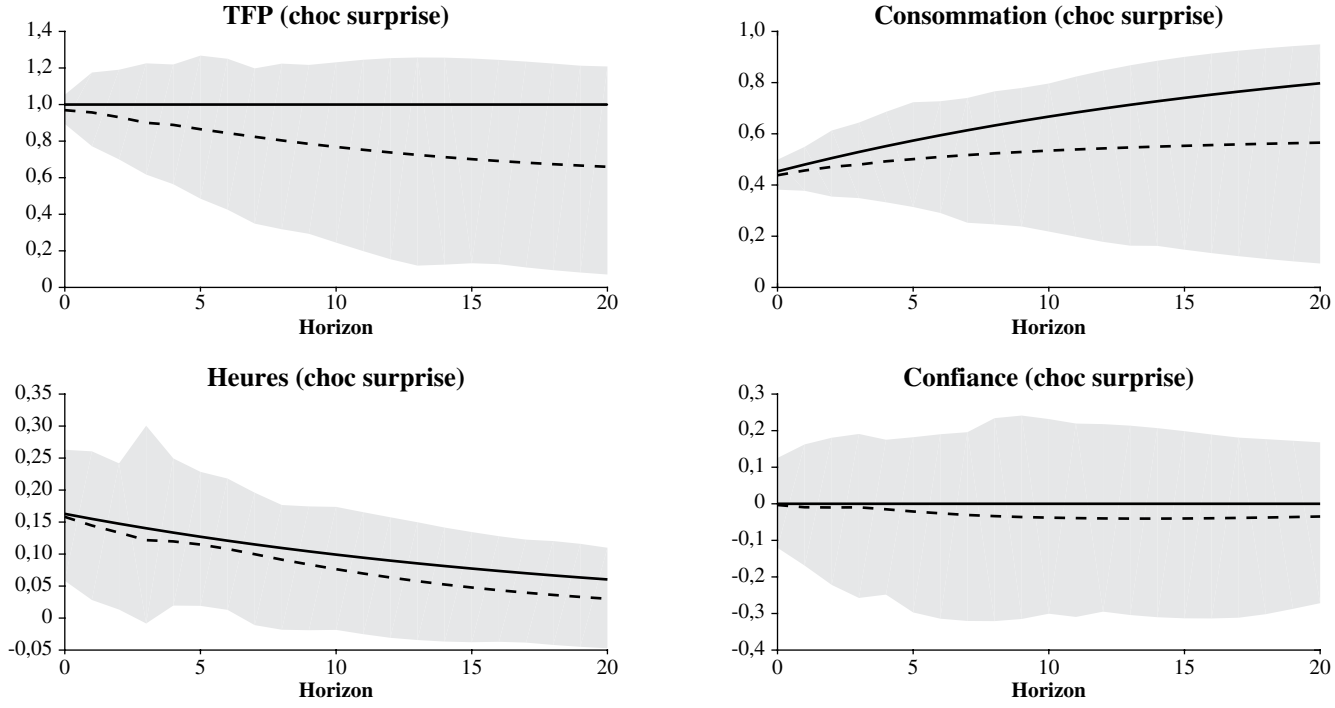
β	0,99
α	0,67
δ	0,025
γ	0,0036
μ_χ	0,25
ρ_χ	0,5
$\sigma\chi$	0,01
$\sigma_{surprise}$	0,01
$\sigma_{nouvelles}$	0,01
σ_{bruit}	0 ou 0,01
ρ_{conf}	0,9
σ_{conf}	0 ou 0,01

Les graphiques 1 à 8 contiennent les fonctions de réponses des quatre variables du VAR suite aux chocs de surprise et au choc de nouvelles pour un horizon de 0 à 20 trimestres et pour $q = 1, 2, 4, 8$. Pour $q = 1, 2$, le VAR est estimé avec 4 retards. Pour $q = 4$ et $q = 8$, le VAR est estimé avec 8 et 12 retards respectivement afin de permettre à la représentation autorégressive de capter l'effet du choc de nouvelles anticipé. On peut également calculer pour chaque cas le critère proposé par Beaudry *et al*. (2015) du R^2 de façon théorique à partir des équations (7), (8), (9) et (10).

Examinons premièment le cas avec $q = 1$. On remarque que le VAR récupère bien la dynamique des chocs surprise et de nouvelles sur les quatre variables d'intérêt. Pour le choc surprise, la réponse de ce choc sur la TFP est correctement évaluée à l'impact pour ensuite être quelque peu sous-estimée à moyen terme mais cette différence n'est pas significative. La réponse est également sous-évaluée à moyen terme pour la consommation mais encore une fois cette différence n'est pas significative. Cette sous-évaluation pour ces deux variables provient vraisemblablement de l'estimation d'un VAR qui contient ces deux variables en niveau alors qu'elles sont non stationnaires dans le modèle. Pour les deux variables stationnaires, les heures et la confiance, les fonctions de réponses théoriques sont fidèlement reproduites par le VAR. Les fonctions de réponses du choc de nouvelles sur les quatre variables sont très près des fonctions de réponses théoriques. En particulier, le délai d'un trimestre pour la réalisation de ce choc sur la TFP est particulièrement bien reproduite. On remarque également que le VAR structurel reproduit bien l'impact contemporain négatif du choc de nouvelles sur les heures travaillées dans ce RBC canonique. Pour les deux chocs, le critère proposé par Beaudry *et al*. (2015) du R^2 est très proche de zéro, ce qui est compatible avec la bonne performance du VAR incluant ces quatre variables.

GRAPHIQUE 1

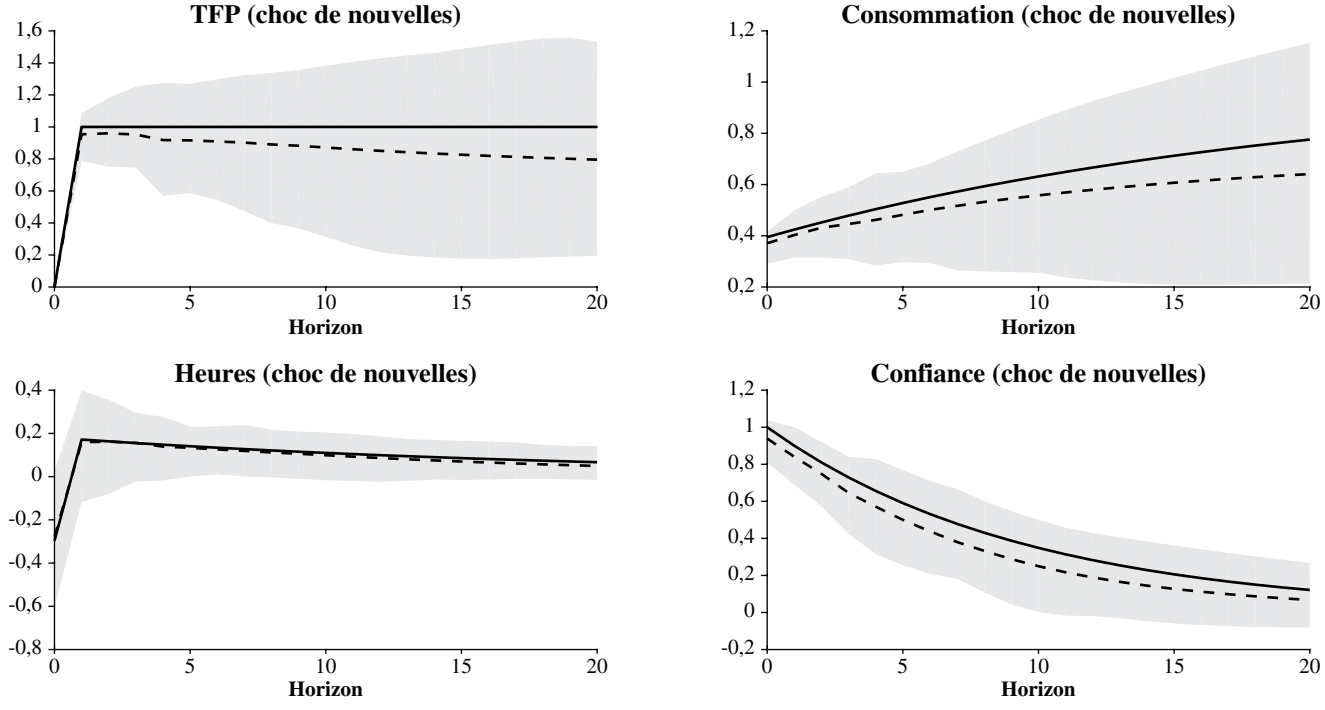
UN RETARD POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}0143$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 2

UN RETARD POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}0021$

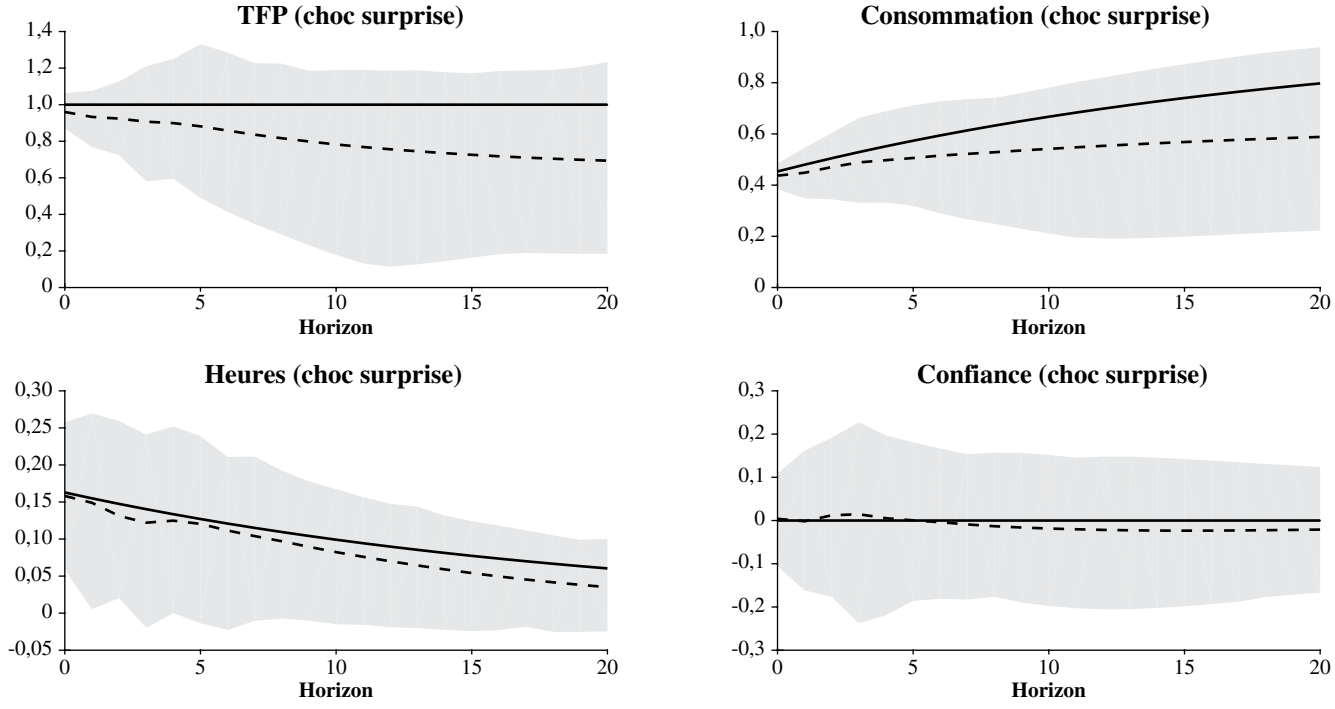


NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

Les résultats pour $q = 2$ sont qualitativement les mêmes. On note une légère augmentation du R^2 compatible avec les fonctions de réponses qui se comportent un peu moins bien que dans le cas où $q = 1$. Pour $q = 4$, le VAR contient maintenant 8 retards. Comme on peut s'y attendre, les intervalles de confiance sont maintenant plus larges. La sous-évaluation des réponses de la TFP et de la consommation au choc surprise est quelque peu accentuée, mais encore là, ces différences ne sont pas significatives. L'impact du choc de nouvelles sur les quatres variables demeure fidèle aux réponses théoriques et le délai de l'impact de ce choc sur la TFP et les heures travaillées est très bien estimé. Ces tendances sont les mêmes pour le cas avec $q = 8$. Il est intéressant de constater que même pour un délai de réalisation du choc de nouvelles de 8 périodes, les fonctions de réponses sont très proches des fonctions de réponses théoriques. Il faut noter qu'en augmentant ce délai, on accentue le problème de représentation non fondamentale. Le critère du R^2 est également en harmonie avec le comportement des fonctions de réponses provenant des VAR. En particulier, on remarque que le R^2 pour le choc de nouvelles est toujours plus faible que pour le choc de surprise et que les fonctions de réponses théoriques du choc de nouvelles sont mieux approximées par les VAR que celles du choc de surprise. En résumé, pour ce jeu de simulations à partir d'un modèle RBC canonique, les VAR structurels approximent adéquatement les fonctions de réponses des deux chocs même si on est en présence de représentations probablement non fondamentables. On remarque également que la qualité de l'approximation est directement proportionnelle au R^2.

GRAPHIQUE 3

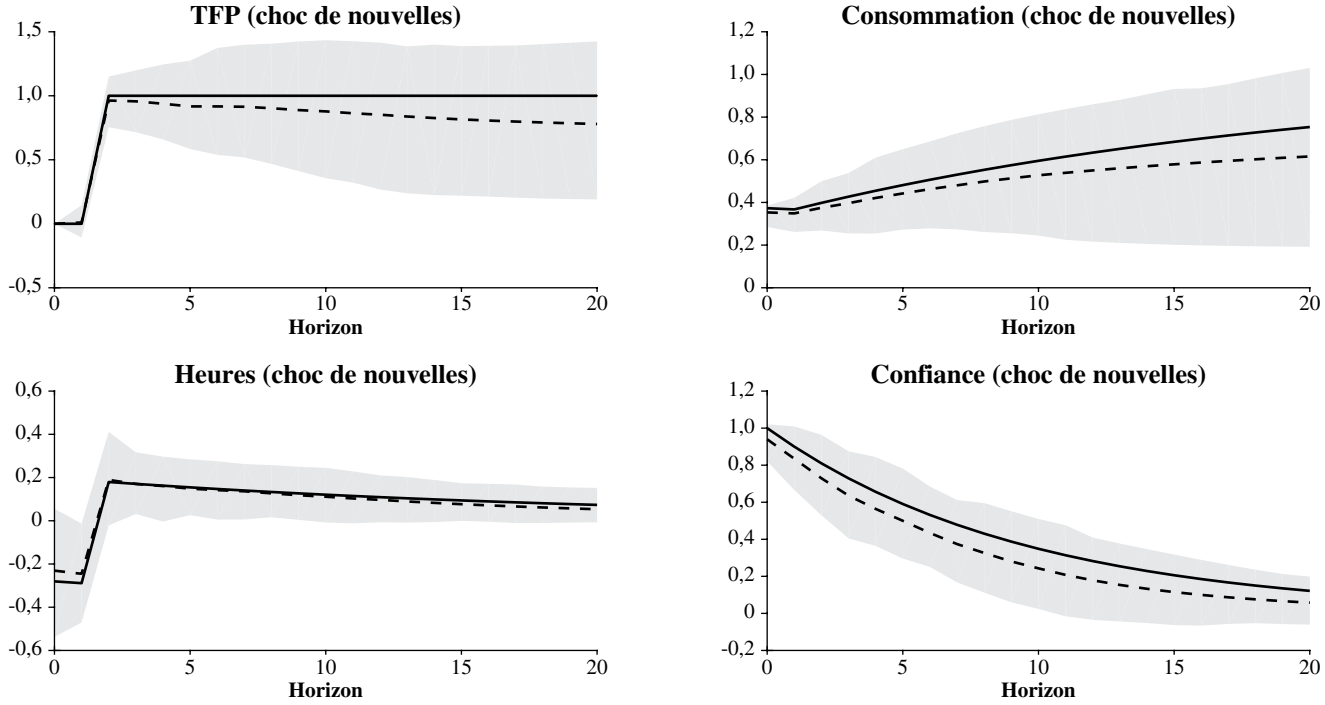
DEUX RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0,1143$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 4

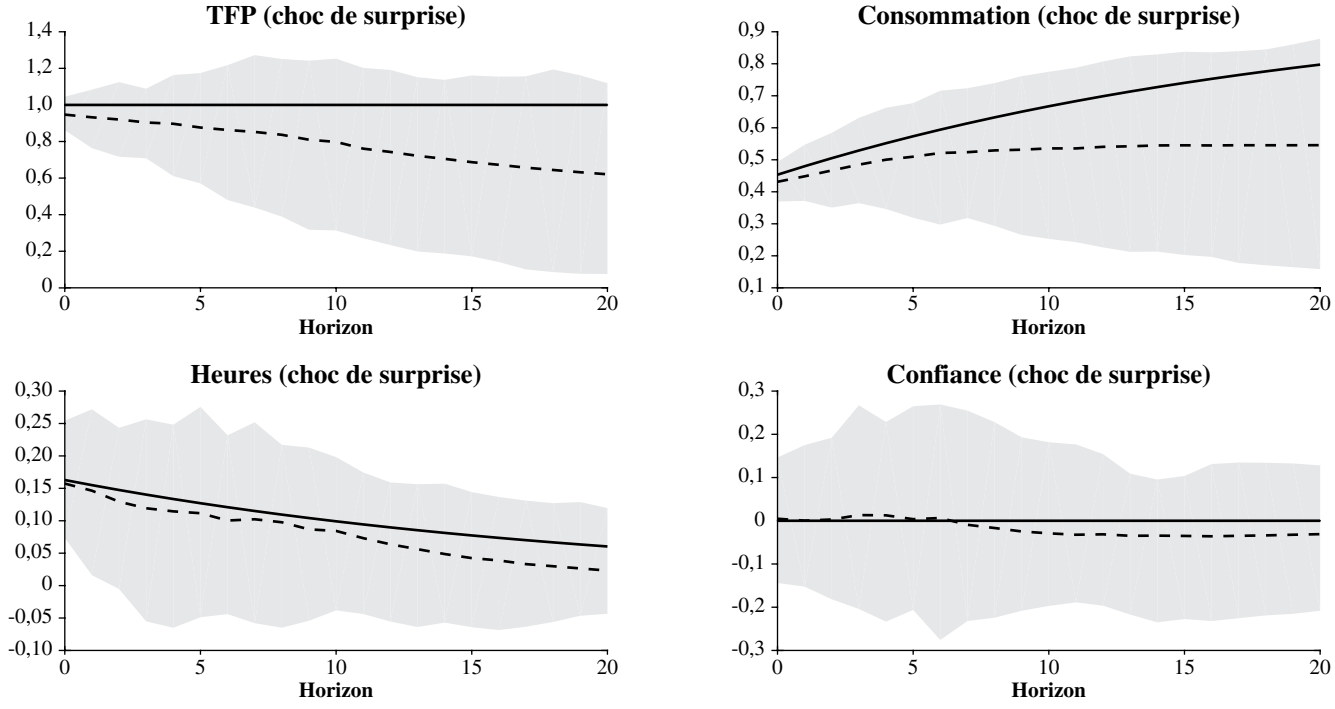
DEUX RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}0214$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 5

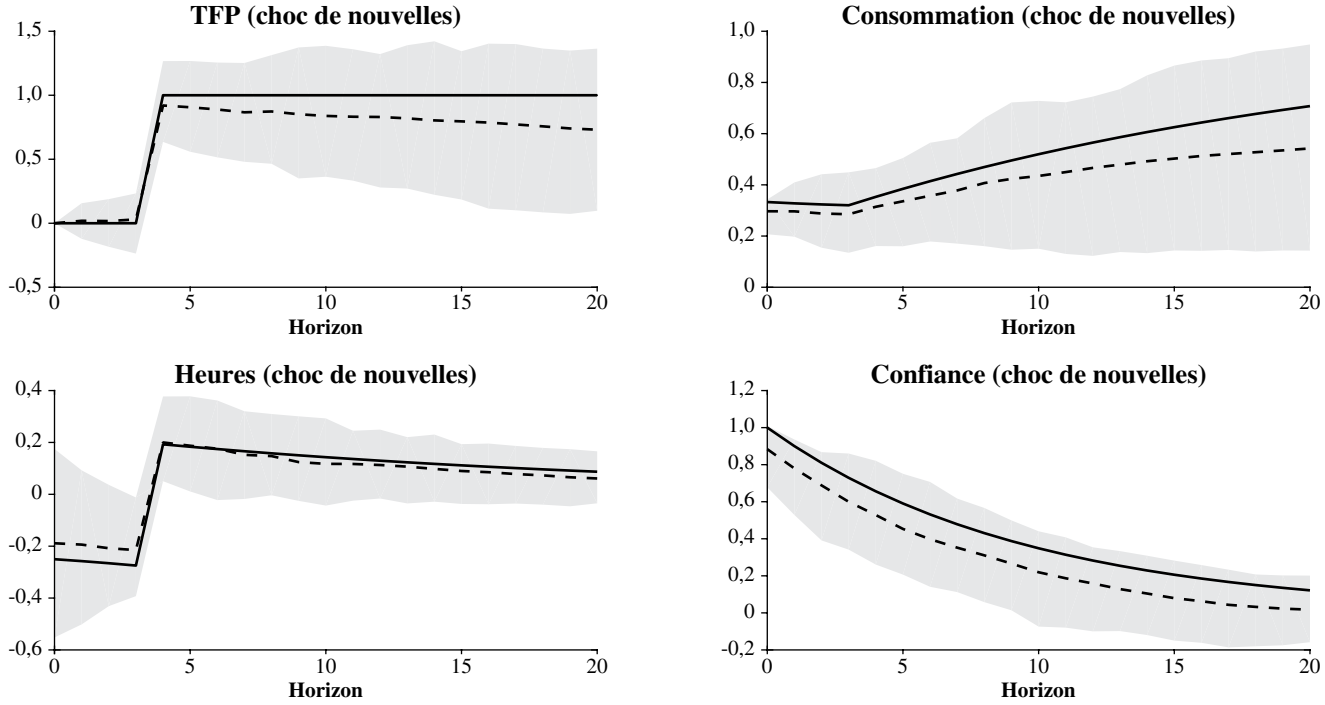
QUATRE RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}2734$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 6

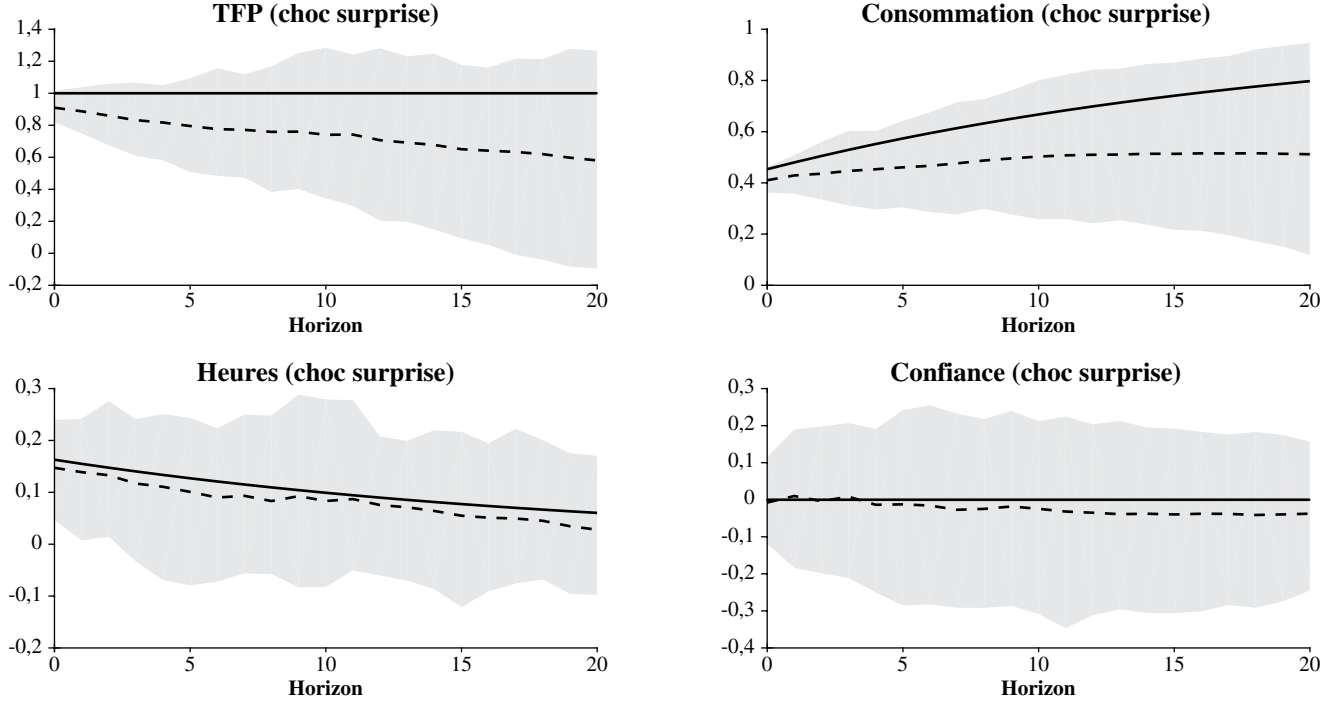
QUATRE RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}0586$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 7

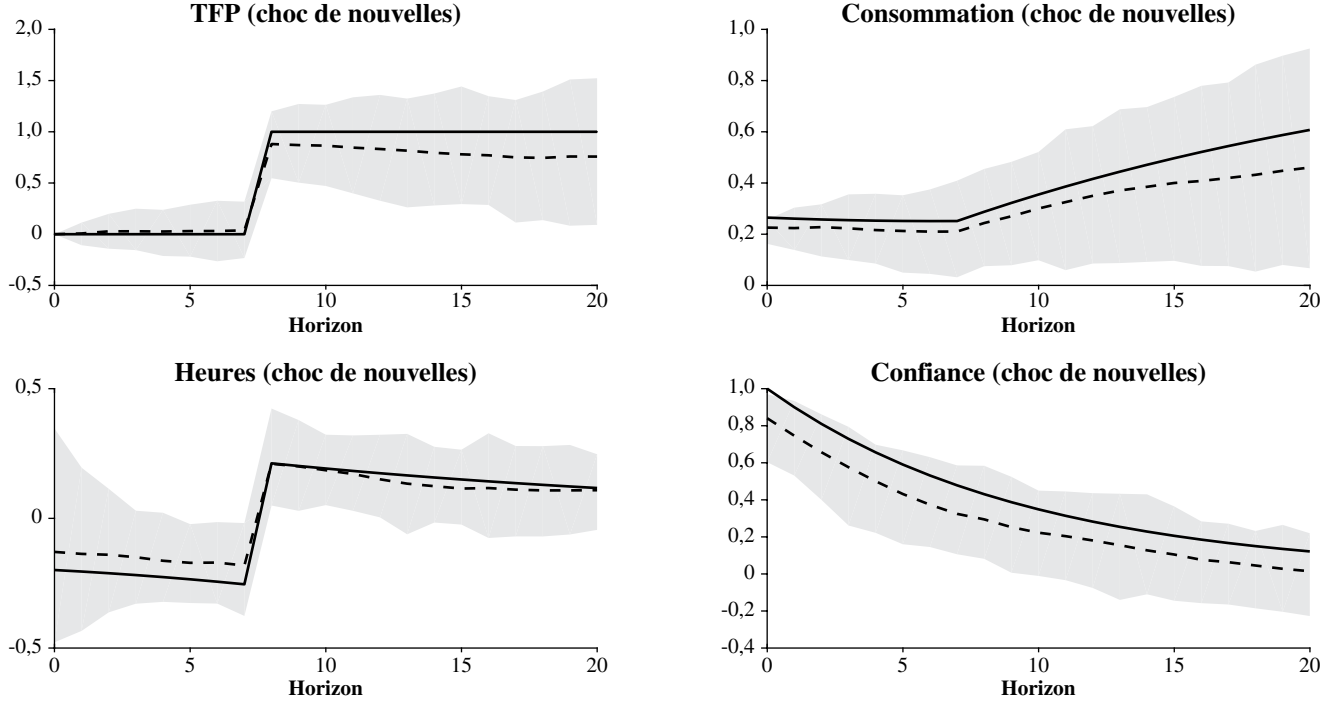
HUIT RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}4740$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 8

HUIT RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES : $R^2 = 0{,}1236$



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

On suppose maintenant que l'agent représentatif observe un signal bruité du choc de nouvelles. Ainsi,

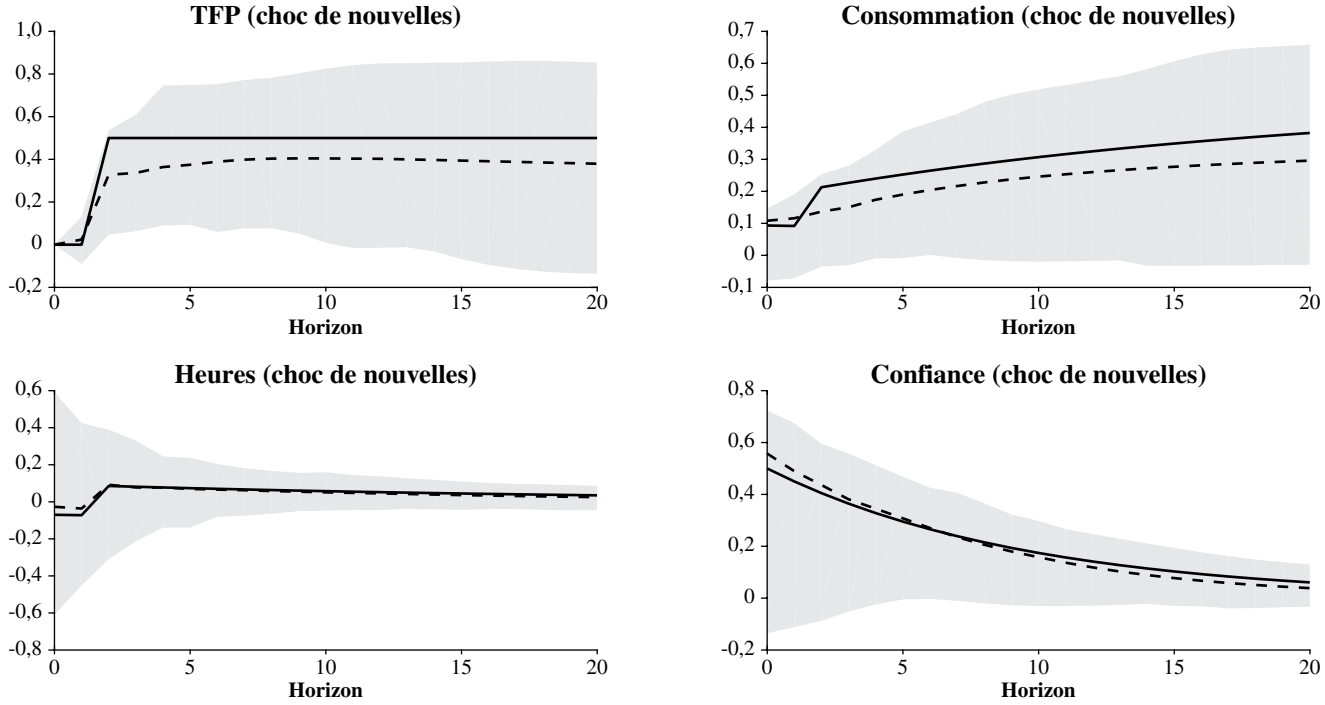
$$S_t = \varepsilon_t^{nouvelles} + \varepsilon_t^{bruit}.$$

C'est seulement à la réalisation du choc sur la TFP (donc en $t + q$) que l'agent connaît parfaitement l'ampleur du choc. On suppose que ε_t^{bruit} suit une normale $N(0, \sigma^2_{bruit})$. On fixe l'écart-type de ce choc à la même valeur que l'écart-type du choc de nouvelles. On considère également que les chocs de nouvelles et de bruit influencent la confiance. Pour ce cas, on considère que le choc de bruit est le choc de sentiments. On utilise comme hypothèse d'identification du choc de sentiments, donc de bruit, qu'il est celui qui explique la plus grande partie de la variance de la confiance jusqu'à un certain horizon conditionnellement à l'identification des chocs de surprise et de nouvelles. En pratique, on fixe cet horizon à 40 trimestres.

Les résultats des simulations apparaissent aux graphiques 9 à 14 pour $q = 2, 4, 8$. Examinons le cas où $q = 2$. Lorsque l'agent observe le signal en t, il attribue une partie de ce signal au choc qui va se matérialiser sur la TFP en $t + 2$ et l'autre partie à un choc de bruit selon la résolution du problème d'extraction de signal. On constate pour le modèle, à l'aide de la fonction de réponses théorique, que le choc de nouvelles entraîne une hausse de la consommation en t et $t + 1$ qui est moins marquée que sans le problème d'information (voir le graphique 4). À $t + 2$, l'agent observe la réalisation du choc, le problème d'information est alors résolu et il augmente sa consommation en conséquence. On constate la même chose pour les heures travaillées. L'impact négatif est plus faible que dans le cas sans problème d'information (voir graphique 4) et l'agent ajuste son comportement à la réalisation du choc en $t + 2$. Examinons maintenant l'impact du choc de sentiments, donc l'effet du choc de bruit du signal, sur les différentes variables. Suite à un choc positif, l'agent augmente sa consommation et diminue ses heures travaillées en t et en $t + 1$ puisqu'il ne peut distinguer ce choc d'un choc de nouvelles. Il réagit donc comme pour un choc de nouvelles. Lorsqu'en $t + 2$, il réalise que ce choc n'est pas un choc qui affecte la productivité, il ajuste sa consommation et ces heures travaillées aux quantités précédent le signal, donc les fonctions réponses retournent à zéro.

GRAPHIQUE 9

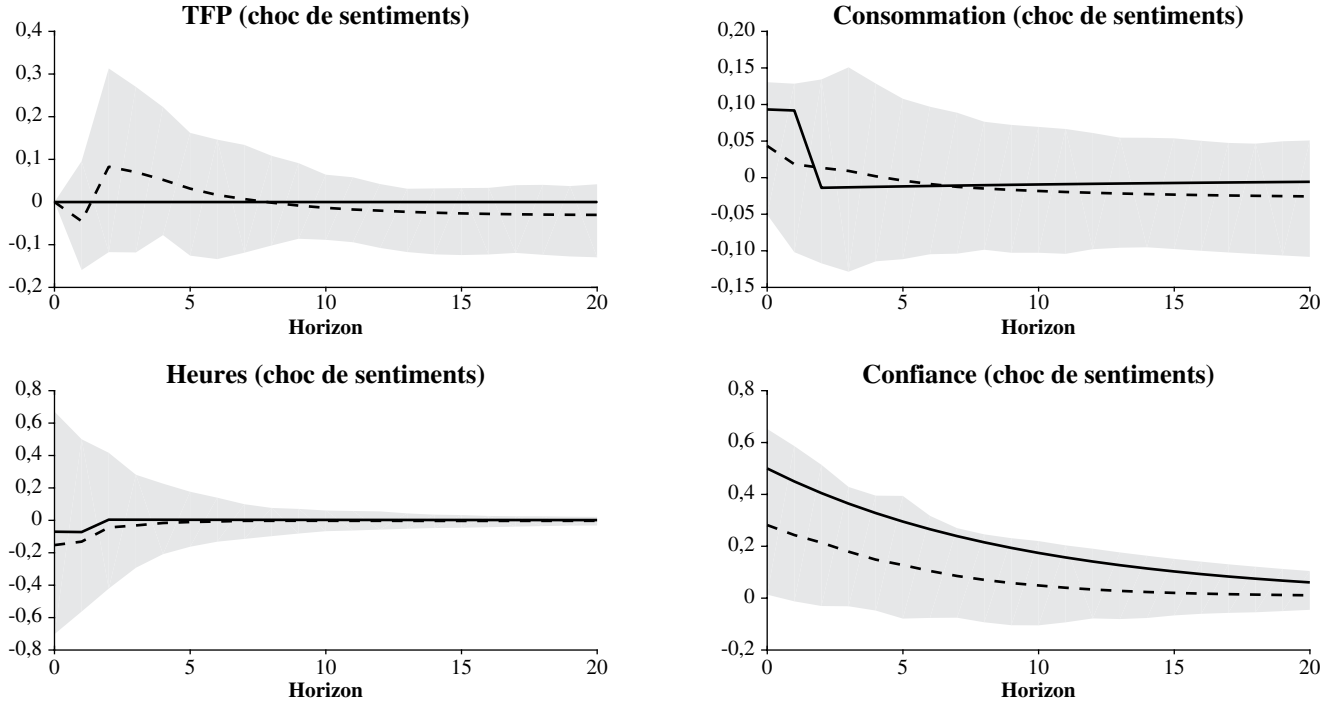
DEUX RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 10

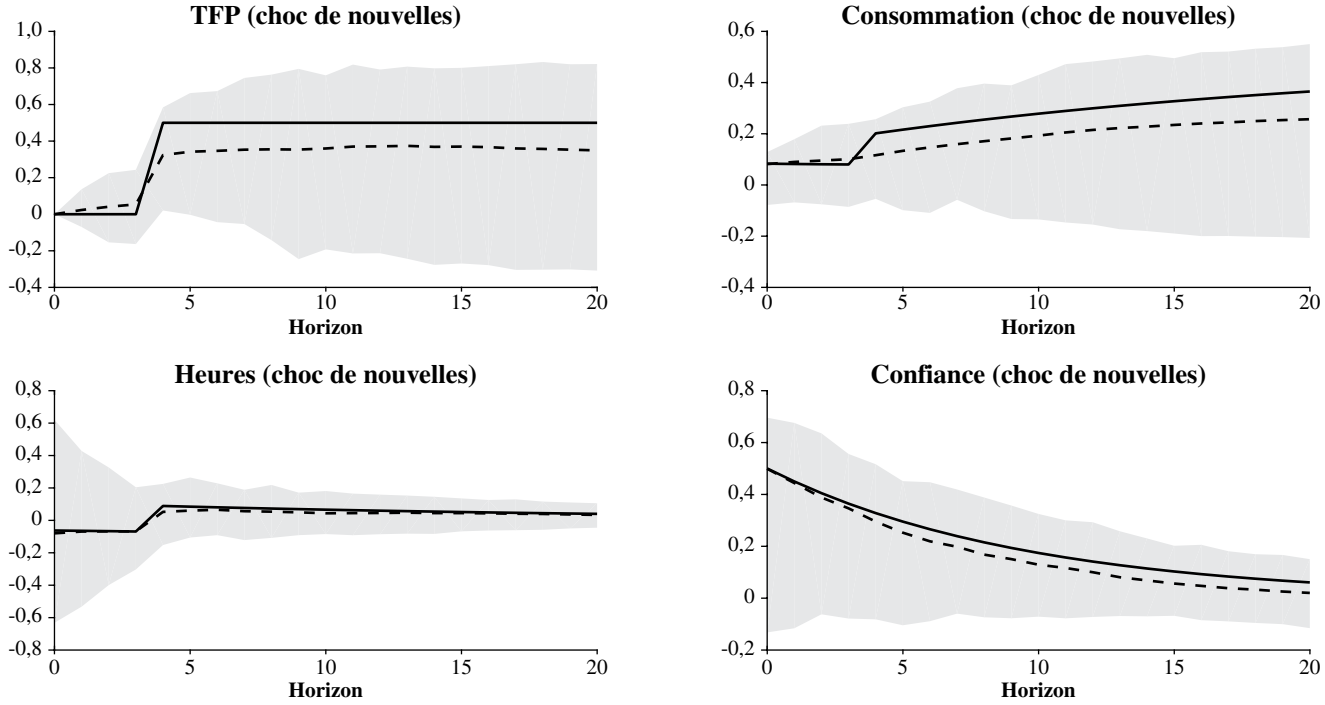
DEUX RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 11

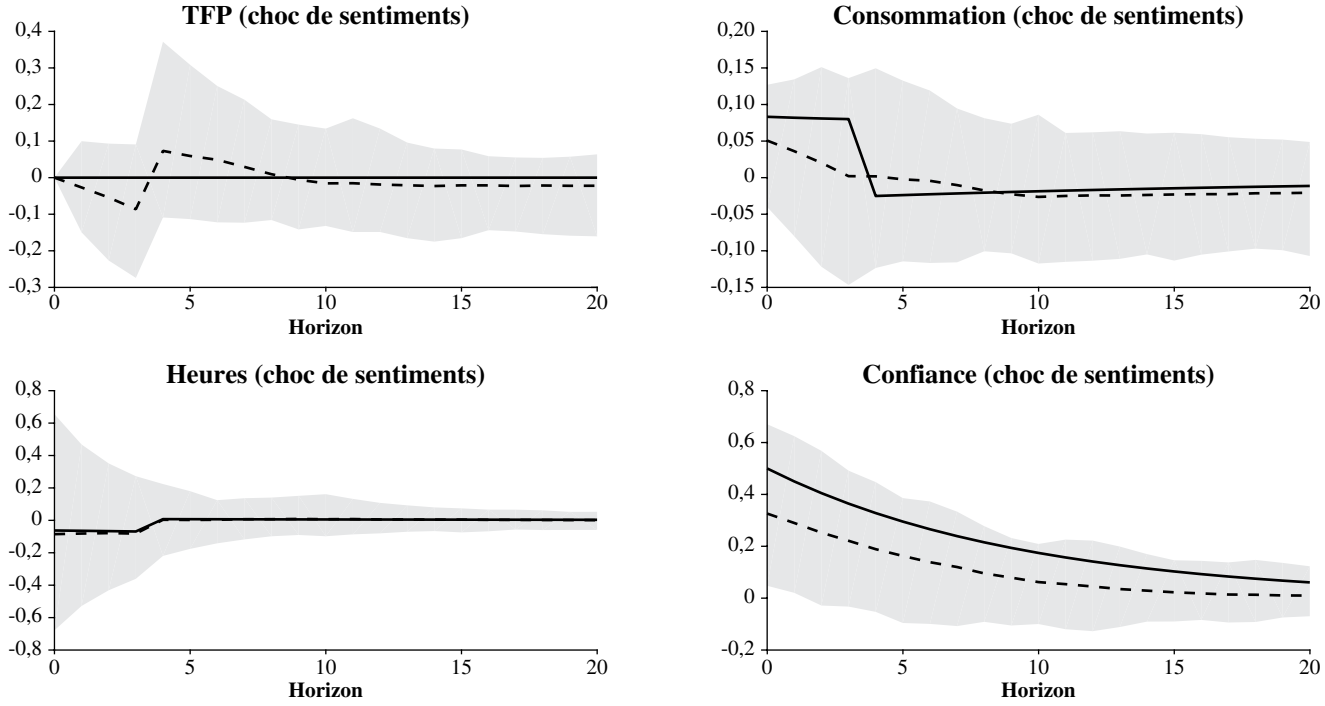
QUATRE RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 12

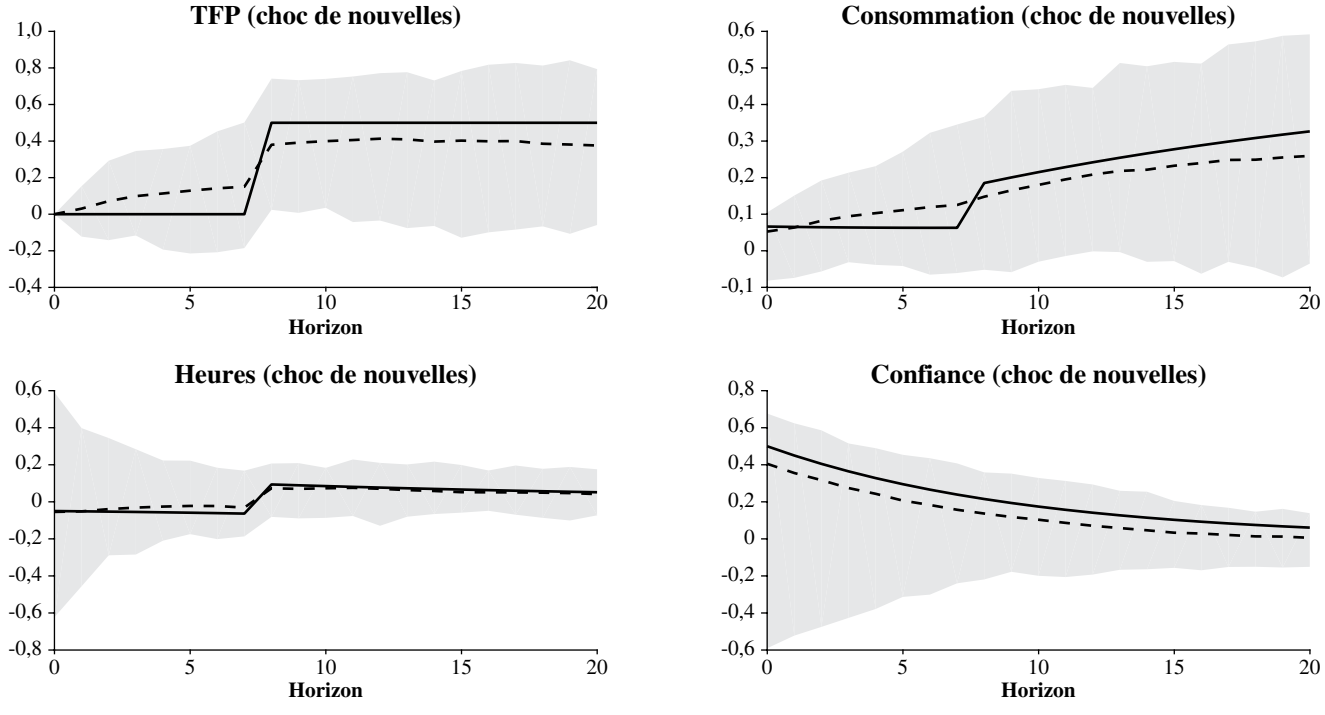
QUATRE RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 13

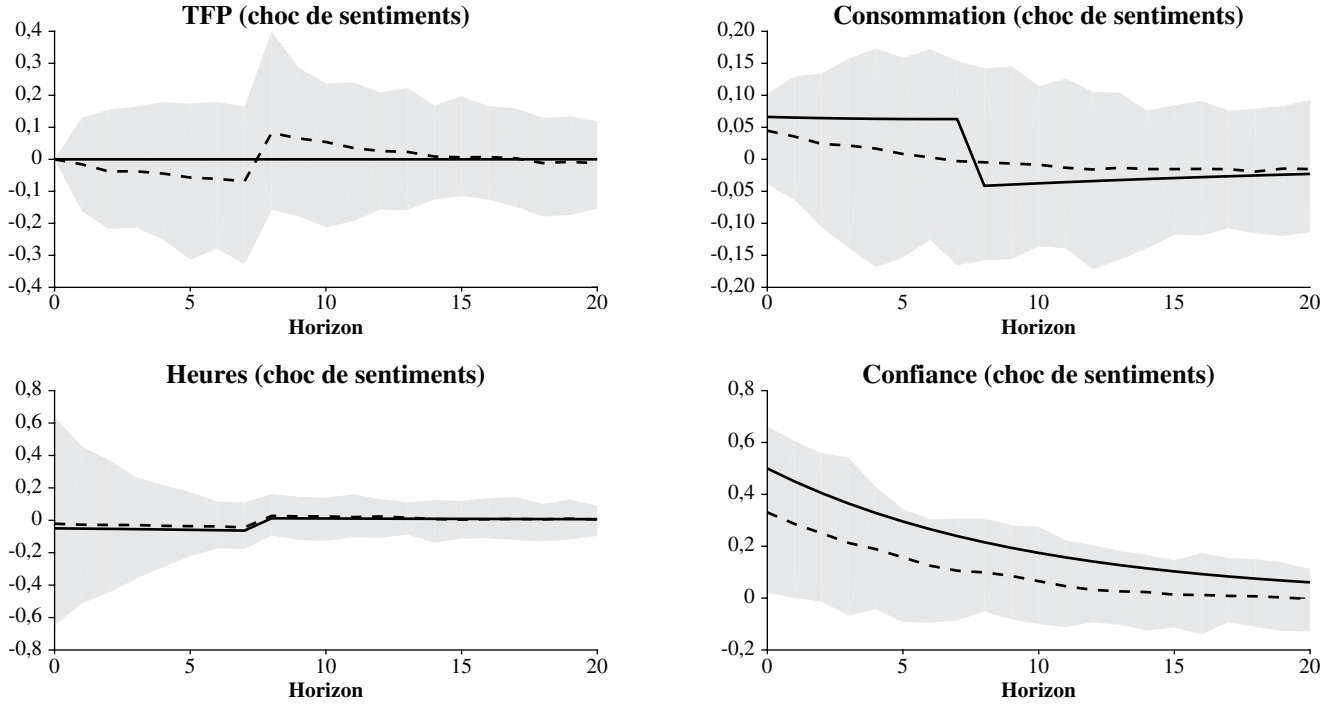
HUIT RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

GRAPHIQUE 14

HUIT RETARDS POUR LE CHOC DE NOUVELLES AVEC DU BRUIT



NOTE : Le trait plein représente la fonction de réponses théorique, la ligne pointillée représente la fonction de réponses empirique et la zone ombragée, l'intervalle de confiance à 90 %.

Examinons maintenant les fonctions de réponses empiriques pour $q = 2$. La fonction de réponses de la TFP évalue adéquatement le délai de deux périodes pour la réalisation du choc de nouvelles mais sous-évalue son impact mais pas de façon significative. La réponse de la consommation à l'impact et à la période suivante est très bien captée mais elle est par la suite légèrement sous-évaluée. On constate que la fonction de réponses empirique est lisse et qu'elle ne capte pas le fait que l'agent observe le choc de nouvelles en $t + 2$. Cependant, ces différences ne sont pas significatives. En contrepartie, la réponse des heures travaillées colle presque parfaitement à la réponse théorique. Enfin, l'impact du choc de nouvelles sur la confiance est bien mesuré. Pour le choc de sentiments, donc le bruit dans le signal, la fonction de réponses de la consommation est sous-évaluée à l'impact et au trimestre suivant et elle retourne graduellement à son niveau d'équilibre. La réponse empirique négative des heures est un peu plus forte à l'impact et au trimestre suivant pour revenir rapidement à zéro. On remarque que les fonctions de réponses de la consommation et des heures sont plus lisses que les fonctions de réponses théoriques. Cependant, ces différences sont loin d'être significatives. Finalement, la réponse de la confiance au choc de sentiments est sous-évaluée, mais encore ici, cette différence n'est pas significative. Pour $q = 4$ et $q = 8$, on observe le même type de comportement que pour $q = 2$. On peut noter que la réponse des heures travaillées suite au choc de nouvelles est très bien reproduite tandis que la réponse de la consommation est beaucoup plus lisse. En résumé, même avec un agent faisant face à un problème d'extraction de signal, les réponses du VAR structurel ne sont pas significativement différentes des réponses théoriques, et dans certains cas, elles sont fidèlement reproduites (pour les heures travaillées).

Conclusion

Il s'avère important de mesurer la contribution des changements d'anticipations pour l'explication du cycle économique. Cependant, cet exercice soulève des difficultés qui peuvent être importantes. L'évaluation de la pertinence empirique des changements dans les anticipations à l'aide de VAR structurels soulève le problème de représentations non fondamentales. On a maintenant certains outils pour mesurer l'importance du problème dans le cas d'un choc de nouvelles mais ce n'est pas le cas quand celui-ci est jumelé à un problème d'extraction de signal. On doit donc développer des mesures empiriques pour évaluer l'importance que pose le problème d'extraction de signal dans l'identification des chocs d'anticipations.

BIBLIOGRAPHIE

ANGELETOS, M. et J. LA'O (2013), « Sentiments », *Econometrica*, 81(2) : 739-779.

BARSKY, R. et E. SIMS (2011), « News Shocks and Business Cycles », *Journal of Monetary Economics*, 58(3) : 273-289.

BARSKY, R. et E. SIMS (2012), « Information, Animal Spirits, and the Meaning of Innovations in Consumer Confidence », *American Economic Review*, 102(4) : 1343-1377.

BEAUDRY, P. et F. PORTIER (2006), « Stock Prices, News, and Economic Fluctuations », *American Economic Review*, 96(4) : 1293-1307.

BEAUDRY, P. et F. PORTIER (2014),« News Driven Business Cycles: Insights and Challenges », *Journal of Economic Literature*, 52(4) : 993-1074.

BEAUDRY P., P. FÈVE, A. GUAY et F. PORTIER (2015), « When is Nonfundamentalness in VARs a Real Problem? An Application to News Shocks », NBER Working Papers 21466, National Bureau of Economic Research.

BENHABIB, J., P. WANG et Y. WEN (2015), « Sentiments and Aggregate Demand Fluctuations », *Econometrica*, 83(2) : 549-585.

BLANCHARD, O. J., J.-P. L'HUILLIEr et G. LORENZONI (2013), « News, Noise, and Fluctuations: An Empirical Exploration », *American Economic Review*, 103(7) : 3045-3070.

FERNANDEZ-VILLERDE, J, J. RUBIO-RAMIREZ, T. SARGENT et M. WATSON (2007), « ABCs (and Ds) of Understaning VARs », *American Economic Review,* 97(3) : 1021-1026.

FORNI, M. et L. GAMBETTI (2014), « Sufficient Information in Structural VARs », *Journal of Monetary Economics*, 66 : 124-136.

FORNI, M., L. GAMBETTI, M. LIPPI et L. SALA (2013), « Noisy News in Business Cycles », mimeo, Università di Modena e Reggio Emilia, Universitat Autonoma de Barcelona, Università di Roma La Sapienza and Università Bocconi.

GOURIÉROUX, C. et A. MONFORT (1995), « Séries temporelles et modèles dynamiques », Collection Économie et statistiques avancées, Economica, Paris.

KEYNES, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*, London: Macmillan.

LEEPER, E., T. WALKER et S. YANG (2013), « Fiscal Foresight and Information Flows », *Econometrica*, 81(3) : 1115-1145.

LUCAS, R. E. (1978), « Asset Prices in an Exchange Economy », *Econometrica*, 46(6) : 1429-1445.

PIGOU, A. (1926), *Industrial Fluctuations*, Macmillan, London.

SCHMITT-GROHÉ, S. et M. URIBE (2012), « What's News in Business Cycles », *Econometrica*, 80(6) : 2733-2764.