UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ANALYSE DES CHOCS SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL AMÉRICAIN LORS DE LA GRANDE RÉCESSION

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

TESSA KINTOUMBA KIMBAZA

OCTOBRE 2018

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.07-2011). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

REMERCIEMENTS

J'aimerais adresser mes remerciements à Alain Guay, sans qui ce mémoire n'aurait pu être réalisable. Il s'est rendu disponible à chacune des étapes de ce mémoire durant lesquelles j'ai pu bénéficier d'une partie de son expérience. Sa direction a été une grande source d'apprentissage. Mes remerciements vont aussi à Étienne Lalé pour tout le partage dont il a fait part à mon égard. Merci également à Lorraine, Martine et Julie bons nombres d'interrogations ont trouvé leur réponses près d'elles tout au long de ma maîtrise à l'ESG.

Enfin, je ne peux adresser de remerciements sans faire mention de mes parents ainsi que toute ma famille, dont le soutien m'est toujours fortement précieux.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES TABLEAUX vii

LISTE DES ABRÉVIATIONS ix

RÉSUMÉ ix

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LITTÉRATURE 3

1.1 Le chômage et ses composantes. 3

1.1.1 Le taux d'entrée et le taux de sortie. 3

1.1.2 Les chocs sur les composantes du taux de chômage. 7

1.2 La crise financière. 9

1.3 Analyse multivariée du marché du travail. 12

CHAPITRE II
PRÉSENTATION DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DESCRIPTION DES DONNÉES 16

2.1 Présentation et faits du marché du travail. 16

2.2 Description des données. 17

2.2.1 Les données brutes du VAR. 18

2.2.2 Transformation des données. 20

CHAPITRE III
MODÈLE 22

3.1 La modélisation SVAR. 23

3.1.1 Présentation du modèle SVAR. 23

3.1.2 Restrictions de court terme. 25

3.1.3 Restrictions de long terme. 26

3.2 La projection linéaire. 27

3.2.1 Présentation de la méthode. 27

3.2.2 Les fonctions de réponse. 28

3.2.3 Intervalles de confiance. 30

3.3 Décomposition historique de la variance. 31

CHAPITRE IV
SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE 33

4.1 Test de racine unitaire. 33

4.2 Restrictions imposées au SVAR. 35

CHAPITRE V
RÉSULTATS 38

5.1 Les chocs structurels. 38

5.1.1 Sentiers de réponse de la modélisation SVAR. 38

5.1.2 La décomposition de la variance. 39

5.1.3 Évolution des chocs à travers le temps. 40

5.2 Comportement du marché du travail. 40

5.2.1 Sentiers de réponse de la projection linéaire. 40

5.2.2 Quels chocs ont frappé le marché du travail durant la Grande Récession ? 44

5.3 Le marché du travail face à la production et à l'inflation. 47

CONCLUSION 49

ANNEXE A
TABLEAUX 51

ANNEXE B
FIGURES 52

BIBLIOGRAPHIE 72

LISTE DES FIGURES

Figure Page

B.1 Graphiques des variables du marché du travail et de la production. États-Unis, 1960-2016 et 1976-2015. 53

B.2 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc non anticipé de la productivité totale des facteurs de production. 54

B.3 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc anticipé de la productivité totale des facteurs de production. 54

B.4 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc de demande. 55

B.5 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc financier. 55

B.6 Décomposition de la variance des variables Y_t. 56

B.7 Graphiques des séries des chocs η_t, estimés par SVAR entre 1961 et 2016. 57

B.8 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc non anticipé de la productivité totale des facteurs de production. 58

B.9 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc anticipé de la productivité totale des facteurs de production. 58

B.10 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc de demande. 59

B.11 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc financier. 59

B.12 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 60

B.13 Décomposition historique de la composante cyclique de l'indice des emplois vacants. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 61

B.14 Décomposition historique de la composition cyclique du taux d'emploi. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 62

B.15 Décomposition historique de la composante cyclique de la population active. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 63

B.16 Décomposition historique de la composante cyclique du taux d'entrée dans le chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015. 64

B.17 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de sortie du chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015. 65

B.18 Décomposition historique de la composante cyclique du taux d'entrée dans le chômage, H=20. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015. . . 66

B.19 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de sortie, H=20. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015. 67

B.20 Décomposition historique de la composante cyclique de l'écart de crédit. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 68

B.21 Décomposition historique de la composante cyclique de la productivité totale des facteurs de production en différence. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 69

B.22 Décomposition historique de la composition cyclique de la production. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 70

B.23 Décomposition historique de la composante cyclique de l'inflation. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016. 71

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

A.1 Test de racine unitaire des variables Y_t. États-Unis, 1960-2016. 51

A.2 Test de racine unitaire des variables du marché du travail, X_t. États-Unis, 1960-2016 et 1976-2015. 51

LISTE DES ABRÉVIATIONS

CPS	*Current Population Survey* (Enquête américaine sur la population active des États-Unis)
DSGE	*Dynamic Stochastitique Général Equilibrium* (Équilibre général dynamique stochastique)
FED	*Federal Reserve Bank* (Réserve fédérale des États-Unis)
JOLTS	*Job Openning and Labor Turnover Survey* (Enquête des emplois vacants et du roulement du travail)
MCG	Moindres carrés généralisés.
MCO	Moindres carrés ordinaire.
MEI	*Marginal Efficiency of Investment* (Efficience marginale de l'investissement)
NAIRU	*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment* (Taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation)
NBER	*National Bureau of Economic Research* (Bureau américain de la recherche en économie)
SVAR	*Structural vector autoregressif* (Vecteurs autorégréssifs strucutrels)
TFP	*Total Factor Productivity* (Productivité totale des facteurs de production)
VAR	*Vector autoregressif* (Vecteurs autorégréssifs)

RÉSUMÉ

Ce mémoire a pour objectif d'identifier les chocs à l'origine des variations sur le marché du travail américain lors de la Grande Récession. Au moyen d'un SVAR, les chocs de la productivité totale des facteurs de production, anticipé et non anticipé, un choc de demande ainsi qu'un choc financier sont estimés. Les décompositions historiques du marché du travail obtenues après la projection linéaire de ces variables sur les chocs structurels nous informent de l'importance du choc financier lors de la Grande Récession.

Mots-clés : Grande Récession, marché du travail, choc financier, SVAR, projection linéaire.

INTRODUCTION

En 2008, la plupart des pays industrialisés faisaient face à un ralentissement important de leur activité économique. Cette baisse est la plus forte qu'aient connue ces économies depuis le début de la période d'après-guerre. Les perturbations qui s'opèrent alors sont persistantes, par comparaison aux crises précédentes, et entrainent une modification du comportement des variables économiques sur plusieurs années. C'est pourquoi cette crise est appelée « Grande Récession ». La Grande Récession est marquée par une forte contraction de l'activité économique. L'effet de la Grande Récession sur le marché du travail est particulier dans le sens où le niveau d'emploi, le taux de chômage, la population active et le taux de nouvelle embauche ne sont pas parvenus à retrouver leur niveau d'avant récession aussi rapidement que les autres variables macroéconomiques, exception faite pour le niveau d'emplois vacants. Ainsi, selon le Bureau national de la recherche en économie (NBER), la Grande Récession s'est étendue du quatrième trimestre de 2007 au deuxième trimestre de 2009, cependant, il a fallu attendre environ 28 trimestres pour que l'emploi et le taux de chômage retrouvent leur niveau du premier trimestre de 2008. Quant à la population active, procyclique jusqu'en 2010, elle devient ensuite contracyclique et ne cesse de décroître jusqu'en 2016.

Au vu de ces évènements, de nombreuses études descriptives, empiriques ou théoriques, ont été portées vers la compréhensions des phénomènes et mécanismes qui ont conduit à des perturbations de l'ensemble de l'activité économique. C'est dans cette lignée que se fixe la problématique de ce mémoire. L'intérêt est, ici, porté vers l'ensemble du marché du travail en cherchant à comprendre quels chocs ont été présents lors de la Grande Récession.

Dans cet objectif, les chocs non anticipé et anticipé de la productivité totale des facteurs de production, un choc de demande et un choc financier seront premièrement identifiés au moyen de restrictions de court et de long terme imposées à une représentation vectorielle autorégressive structurelle (SVAR), ce qui constituera la première étape. Lors de la seconde étape, les variables retenues pour observer le marché du travail seront projetées sur les chocs structurels estimés. Les décompositions de variance obtenues montrent que la spécification utilisée lors de la première étape est satisfaisante pour l'identification des quatre chocs d'intérêt. Parmi ces chocs, l'observation des décompositions historiques désigne nettement le choc financier comme le choc d'importance durant la Grande Récession. Au-delà même de son rôle prépondérant lors de la crise, les résultats montrent que ses effets sont davantage marqués sur le marché du travail qu'ils ne le sont sur la production.

Le premier chapitre de ce mémoire s'intéressera à la littérature existante autour de la compréhension cyclique du marché du travail avant et pendant la Grande Récession. Le second chapitre présentera les principales caractéristiques du marché du travail aux États-Unis entre 1960 et 2016. Les troisième et quatrième chapitres feront, respectivement, la présentation des données et du modèle utilisés. Le cinquième chapitre traitera de la méthode d'estimation économétrique. Le sixième chapitre présentera les résultats. Enfin, le chapitre sept conclura.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Dans la première partie, la revue de littérature s'intéresse aux articles faisant la description des flux d'emploi, tels que le taux d'embauche ou le taux de sortie, qui composent le taux de chômage. Cette partie présente la vision provenant des modèles d'appariement, largement utilisés pour l'explication des fluctuations des variables du marché du travail. La deuxième partie, quant à elle, présente le rôle qu'a joué l'activité financière dans le niveau d'emploi des firmes. Enfin, les liens dynamiques entre plusieurs ensembles de variables et différents chocs d'offre et de demande sont développés par les articles de la troisième partie.

1.1 Le chômage et ses composantes.

1.1.1 Le taux d'entrée et le taux de sortie.

Bien avant la Grande Récession, plusieurs auteurs se sont intéressés aux mécanismes qui, au travers du marché du travail et plus précisément du taux de chômage, occasionnaient des fluctuations de l'économie. Des modèles d'appariement développés en partie par Mortensen et Pissarides (1994), en mettant le marché du travail au centre des échanges, permettent une analyse détaillée du marché du travail, de ses répercussions sur les autres variables macroéconomiques et donc des politiques budgétaires, fiscales et monétaires adéquates à entreprendre. Un vaste champ de la littérature qui

aborde le sujet des cycles sur le marché du travail consiste à étudier l'évolution du taux de chômage et les mouvements d'entrée et de sortie qui s'y rapportent.

Shimer (2012) apporte un résultat qui vient s'opposer aux résultats précédemment publiés. Dès les années quatre-vingt, Darby, Haltiwanger et Plant (1986) argumentaient que la variation du taux de chômage était majoritairement le résultat des variations du taux d'entrée dans le chômage, c'est-à-dire du nombre de personnes qui quittaient un emploi, plutôt que d'être menée par le taux de sortie du chômage. Shimer (2012) travaille avec un cadre théorique qui comprend deux fortes hypothèses. La première est la non-possibilité d'entrer ou de sortir de la population active. La deuxième est l'hypothèse d'homogénéité ; tous les agents font face aux mêmes probabilités de se séparer de leur emploi ou de trouver un emploi. Pour tester les implications de son modèle, il construit ses variables grâce aux données publiques de l'enquête de la population active des États-Unis (CPS). À partir des séries temporelles mensuelles sur le niveau d'emploi, du chômage et du chômage de court terme, inférieur à quatre semaines, il calcule les taux d'entrée et de sortie du chômage dont sont déduites les variables temporelles des probabilités respectives.[1] La probabilité de sortir du chômage s'élève aux alentours de 45 % pour la période de 1948 à 2010. Cette probabilité est cependant fortement variable au cours de la période. La probabilité d'entrer dans le chômage est plus stable autour d'une moyenne de 3, 4 %. En plus d'être élevée, la probabilité de sortir du chômage expliquerait également très fortement les fluctuations du chômage. Pour quantifier l'effet des variations des deux taux sur la variation du taux de chômage Shimer approxime le taux de chômage par :

$$\frac{u_t}{l_t} = \frac{x_t}{x_t + f_t} \tag{1.1}$$

1. Ces données sont publiées par le BLS, disponible sur le site web : http ://www.bls.gov/cps/.

où u_t est le nombre de personnes au chômage au temps t, x_t et f_t sont respectivement, le taux d'entrée dans le chômage et le taux de sortie du chômage et l_t est la taille de la population active au temps t.

En fixant x_t à sa valeur moyenne et en laissant u_t et f_t varier au cours de la période, on obtient la covariance entre le taux de chômage et le taux de sortie du chômage. Le même procédé est fait pour identifier les co-mouvements entre le taux d'entrée dans le chômage et le taux de chômage. Les résultats montrent que le taux de sortie du chômage f_t permet d'expliquer presque toutes les hausses du taux de chômage, tandis que le taux d'entrée dans le chômage peine à expliquer la moitié de ses fluctuations. La corrélation positive du taux de sortie du chômage et du taux de chômage a cependant augmenté avec le temps. Donc, selon Shimer (2012), pour comprendre les fluctuations du taux de chômage, il faut observer les flux de sortie du chômage. Les conclusions restent inchangées lorsque Shimer relâche les hypothèses de constance de la population active et d'homogénéité.

Fujita et Ramey (2009) parviennent à des résultats opposés. Ils utilisent la même base de données initiale provenant du CPS entre 1976 et 2005, mais procèdent différemment pour construire les séries temporelles de probabilités et calculer les co-mouvements entre les deux taux de flux et le taux de chômage. À l'inverse de Shimer (2012), Fujita et Ramey (2009) ne posent aucune hypothèse de non entrée et sortie de la population active, amenant à des définitions de flux d'entrée et de sortie du chômage différentes. Concernant la construction des séries temporelles, Fujita et Ramey (2009) relèvent une difficulté. La marge d'erreur des séries correspond à un résidu du nombre de travailleurs pour lesquels il est impossible de recouvrer les mouvements entre les différents statuts possibles durant la période d'analyse. En fait, les auteurs construisent les variables de taux de séparation et de taux d'embauche à l'aide d'échantillons de plusieurs périodes du CPS à partir desquels on parvient à identifier l'historique d'un

travailleur en croisant les échantillons. Cependant, pour certains individus absents lors d'une période, il est impossible de retrouver les mouvements de statut d'emploi ; c'est la marge d'erreur. Pour pallier ce problème, les auteurs utilisent la méthode « du manquant au hasard » pondérée par des informations sur le stock de travailleurs.[2] La méthode consiste à réduire l'écart entre le stock officiel de travailleurs provenant des données du BLS et le stock obtenu à partir des flux de travailleurs calculés par l'enquête.

Pour évaluer la contribution de chaque flux au taux de chômage, Fujita et Ramey (2009) prennent le logarithme de la déviation du taux de chômage par rapport à sa tendance, exprimée comme la somme des déviations des deux taux par rapport à leurs propres tendances :

$$ln(\frac{u_t^{ss}}{\bar{u}_t^{ss}}) = (1 - \bar{u}_t^{ss})ln(\frac{s_t}{\bar{s}_t}) - (1 - \bar{u}_t^{ss})ln(\frac{f_t}{\bar{f}_t}) + \varepsilon_t$$

où u_t^{ss} est l'approximation du taux de chômage tel que défini par l'équation (1.1), s_t est le taux de séparation et f_t, le taux d'embauche au temps t. Les variables marquées d'une barre sont leur tendance respective.

Cette équation peut aussi s'écrire :

$$du_t^{ss} = du_t^{sr} + du_t^{jfr} + \varepsilon_t.$$

Les résultats obtenus sont alors différents de ceux de Shimer (2012) et se rapprochent davantage de ceux généralement trouvés dans la littérature. De cette décomposition linéaire, ils parviennent à écrire la variation du taux de chômage en fonction des deux termes et donc à observer les covariances entre le taux de chômage et chacune

2. Voir Abowd et Zellner (1985).

de ses composantes. Le taux de sortie d'emploi explique alors 51 % des variations du taux de chômage pour la période complète et 46 % pour la sous-période de 1985 à 2005. Lorsque les auteurs appliquent leur méthode aux données de l'article de Shimer (2012) ils trouvent que le même taux explique 56 % et 42 % des fluctuations du taux de chômage pour la période complète et la sous-période, respectivement. Il semble donc que ce soit la différence d'évaluation des contributions des flux, qui mène à des résultats différents.

1.1.2 Les chocs sur les composantes du taux de chômage.

Après l'étude des différents flux qui composent le taux de chômage, la littérature s'est naturellement orientée vers l'étude des chocs sur ces flux. L'un des chocs principalement observés pour comprendre l'impact des mouvements du taux de sortie et d'entrée du chômage est le choc à l'efficience du marché du travail. Des auteurs tels que Barnichon et Figura (2015), Shimer (2005), ou Furlanetto et Groshenny (2016) ont travaillé à enrichir le champ économique sur ce sujet.

Partant du constat de la forte hausse du taux de chômage qu'a connu l'économie durant la crise de 2008 et des divers articles se référant au sujet, Furlanetto et Groshenny (2016) se sont penchés sur le rôle qu'a pu jouer le choc à l'efficience du marché du travail durant la Grande Récession. Leur analyse théorique est basée sur un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) contenant un certain nombre de frictions et de chocs parmi lesquels le choc à la technologie neutre, le choc à l'efficience marginale de l'investissement, le choc à la prime de risque et le choc à l'efficience du marché du travail. Dans leur modèle, les firmes font face à un coût d'embauche. Le coût d'embauche de chaque firme est composé de deux termes, un terme représentant les coûts supportés par la firme avant l'embauche et un terme représentant les coûts supportés par la firme après l'embauche. Ces deux termes peuvent subir des chocs qui se répercuteront sur le coût total d'embauche de la firme. Le coût qui précède l'embauche

représente tous les efforts déployés par la firme pour la recherche d'un travailleur et le coût après embauche représente l'ajustement qui est opéré sur le travailleur et sur la firme pour que l'appariement soit le meilleur possible, par exemple, les coûts en formation. Un choc sur l'une de ces composantes sera alors interprété comme un choc à l'efficience totale du marché du travail. Les résultats indiquent qu'entre 1957 :I et 2008 :II, le choc à l'efficience du marché était presque inexistant dans la décomposition de variance du PIB et n'expliquait que 6 % de la volatilité du chômage. Néanmoins, ce choc relève d'une plus grande importance si l'on considère la période de 2008 :IV à 2013 :II, puisqu'il entraine alors une hausse du taux de chômage de $1,3$ points. En l'absence de ce choc, l'article montre que le taux de chômage aurait atteint $5,5$ % en 2013 :II soit seulement 10 % plus élevé que sa valeur de 2008 :I, or il atteignait en réalité $7,5$ % soit 40 % de plus qu'en 2008 :I. En conclusion, l'article montre que le choc à l'efficience des marchés, bien que généralement peu important durant le cycle, se retrouve à expliquer une part non négligeable du comportement du chômage au cours des trimestres qui suivent la crise. Les chocs d'investissement, de prime de risque de productivité neutre, fiscal et le choc sur le pouvoir de négociation des salaires par les travailleurs sont ceux qui sont les plus importants pour le taux de chômage dès le début de la crise.

La forte et longue hausse du taux de chômage durant la Grande Récession n'est pas le seul phénomène qui interpelle les économistes. En effet, on observe une modification de la relation qui lie le taux de chômage au nombre d'emplois vacants. L'équation d'efficience du marché du travail, faisant état de la relation entre le taux d'embauche et la quantité d'emplois vacants et de personnes au chômage, a subi un changement profond lors de la Grande Récession. C'est le constat qu'émettent Barnichon et Figura (2015). Ils proposent alors d'estimer une fonction d'efficience du marché différente de celle traditionnellement présente dans les modèles d'appariement. La fonction d'efficience généralisée qu'ils modélisent intègre une hétérogénéité tant du côté des travailleurs que

du côté du marché du travail. Avec cette nouvelle spécification de la fonction d'efficience, le modèle indique que la crise a entrainé un accroissement des hétérogénéités. Shimer (2005) soulevait l'incapacité des modèles d'appariement à expliquer le comportement cyclique du taux de chômage et des emplois vacants lorsque ceux-ci prenaient en compte une volatilité de la productivité du travail telle qu'observée sur données. Selon les résultats de Shimer (2005), prendre en considération une rigidité des salaires plus importante que celle provenant de négociations à la Nash serait une solution à ce problème. Pour Dickens et Triest (2012), un changement de la relation du taux de chômage et des emplois vacants est associé à un changement du taux de chômage qui n'accélère pas l'inflation, le NAIRU. Ainsi, la baisse de l'efficience du marché du travail aurait entrainé un dérèglement de la courbe de Beveridge, permettant au nombre d'emplois vacants de remonter rapidement sans que le taux de chômage baisse. Cependant, Furlanetto et Groshenny (2016) ainsi que Christiano, Eichenbaum et Trabandt (2015) montrent que ce changement de la courbe de Beveridge peut être reproduit par leur modèle sans pour autant faire intervenir de choc à l'efficience du marché du travail.

1.2 La crise financière.

Lorsque l'on observe la littérature sur l'étude de la Grande Récession, on ne peut passer à côté de la crise financière qui a touché l'économie en 2007. La sphère financière a depuis le début été pointée du doigt comme étant la responsable des dérèglements économiques de 2008. Selon la définition donnée par Reinhart et Rogoff (2009), une crise financière est caractérisée par au moins l'une des conditions suivantes : « Il y a une panique bancaire qui entraine la fermeture, la fusion ou la prise de contrôle par le secteur public d'au moins une institution financière. Il n'y a pas de panique bancaire, mais la fermeture, la fusion, la prise de contrôle ou l'assistance gouvernementale d'une importante institution financière qui marque le début d'une suite d'événements similaires

pour d'autres institutions financières ». [3] En 2008, une augmentation du nombre de crédits accordés par les sociétés financières aux ménages, pour financer leur consommation et notamment l'investissement immobilier, aurait débouché sur une dette des ménages devenus insolvables.

Plusieurs articles passent en revue les effets de l'effondrement financier sur la sphère réelle que ce soit théoriquement, empiriquement ou même de manière descriptive. Dès 1989, Bernanke et Gertler s'accordaient à dire que le niveau d'endettement des firmes avait une influence importante sur le niveau d'emploi d'une économie. Boeri, Garibaldi et Moen (2012) ou encore Giroud et Mueller (2017) reviennent sur cette théorie à la lumière de la crise du début du XXIe siècle. En 2012, Boeri, Garibaldi et Moen étudient les mécanismes de transmission entre des chocs financiers et le marché du travail. Tout comme Giroud et Mueller, un peu plus tard, leur principale préoccupation est de savoir comment un effondrement financier peut entrainer une hausse du niveau de chômage. L'étude de 2012 est faite selon une perspective théorique, laquelle est ensuite testée empiriquement. Giroud et Mueller (2017) se servent de régressions linéaires aux fins de leur étude. Ils réunissent des données sur le niveau d'emploi des établissements ou succursales provenant de la banque de données du bureau de recensement des États-Unis, sur le niveau d'endettement des firmes provenant de Compustat, et sur le niveau du prix de l'immobilier par code postal ou par états provenant de Zillow. [4] Les auteurs construisent ensuite une base de données en appariant toutes ces informations. Ils trouvent que toutes les firmes, selon leur lieu de localisation, font face à un même niveau de choc de demande, mais toutes ne sont pas affectées de la même manière au niveau de l'emploi. Ainsi, le niveau d'endettement financier des firmes a été déterminant

3. Traduction libre de la définition provenant de l'article de Boeri, Garibaldi et Moen (2012)

4. La banque de données du bureau de recensement fait référence au *U.S. Census Bureau's Longitudinal Business Database*. Compustat est un marché de données publiées par Standard et Poor's, détenant l'information financière et commerciale de plusieurs firmes dans le monde. Zillow est une agence immobilière basée à Seattle.

pour le niveau d'emploi d'un établissement suite au choc de demande qui a opéré pendant la Grande Récession. Dans cet article, le choc négatif de demande des ménages est une conséquence de la baisse du prix de l'immobilier survenue à la fin de l'année 2007. Le niveau d'endettement des firmes a donc été un propagateur du choc de demande venant des ménages. Les auteurs montrent que la corrélation entre le niveau d'endettement des firmes et le changement des prix de l'immobilier est presque nulle, admettant que ce n'est pas l'impact du choc qui est la cause de la forte réponse des établissements. L'étude menée à la marge extensive donne le même résultat. Les établissements les plus fortement endettés sont les plus susceptibles de fermer. Boeri, Garibaldi et Moen (2012) étendent leur analyse au-delà des frontières américaines en incluant des données provenant de plusieurs pays européens. Parmi les résultats de cet article, on note que les firmes qui ne sont pas parvenues à avoir un nouveau financement en 2007 ont subi une destruction d'emploi plus importante que celles qui parvenaient à obtenir un financement. Ils réunissent des données sur le niveau d'emploi et d'endettement selon six secteurs de 1985 à 2008. Au moyen de régressions linéaires où le niveau d'emploi est la variable dépendante et le niveau d'endettement en addition d'autres variables de contrôle est la variable explicative, ils parviennent à des conclusions similaires à celles à l'article de Giroud et Mueller.

Le rôle de la sphère financière pour le cycle économique a également été abordé d'un point de vue plus global. Fama (1981) s'intéressait au fait que les liens entre l'investissement et les cours boursiers aboutissaient sur une forte corrélation entre le rendement de ces actifs et le comportement futur de l'économie réelle. Après Fama (1981) bien d'autres recherches ont examiné ce lien tel que Guo (2002) ou Gilchrist, Yankov et Zakrajšek (2009). Ces derniers montrent que les chocs économiques estimés à l'aide de séries sur l'écart de crédit ont des effets plus importants que ceux estimés via des séries sur le rendement des actions. Ils documentent qu'une fragilisation des états financiers des entreprises ou de la qualité des intermédiaires financiers se répercute sur une baisse

de l'offre de crédit. Ce manque de crédit vient creuser le risque de défaut des firmes qui réagissent en améliorant le rendement de leurs obligations.

1.3 Analyse multivariée du marché du travail.

Les articles précédents portaient leur intérêt en particulier sur le comportement du taux de chômage et sur les chocs qui l'ont frappé à travers les cycles économiques. Or, le taux chômage n'a pas été la seule variable macroéconomique affectée par des changements lors de la Grande Récession. De plus, il existe d'autres variables capables de fournir des informations sur l'état du marché du travail. Cette troisième et dernière partie se charge donc de faire la présentation de ces articles.

Faire l'étude de la dynamique du marché du travail à travers les cycles est l'objectif que se sont donnés Ravn et Simonelli (2007). Ils étudient le marché du travail au travers d'un SVAR à douze variables. Parmi les variables étudiées, on retrouve le taux de chômage, le niveau d'emploi, les emplois vacants et les heures travaillées. La période étudiée s'étend de 1959 à 2003. Les auteurs articulent leur recherche autour de trois axes. Premièrement, ils cherchent à expliquer, l'effet dynamique des variables du marché du travail suite aux quatre chocs structurels que sont le choc à la productivité neutre (TFP), le choc à l'efficience marginale de l'investissement (MEI), le choc monétaire et le choc aux dépenses du gouvernement. Deuxièmement, ils évaluent l'importance de ces chocs sur la volatilité des variables. Troisièmement, ils analysent la relation, conditionnellement aux quatre chocs, entre les variables du marché du travail et d'autres variables macroéconomiques clés. Parmi les résultats énoncés par Ravn et Simonelli (2007), on retient qu'au cours des cycles économiques les deux chocs technologiques sont indispensables pour l'analyse de la volatilité du marché du travail.

Stock et Watson (2012) présentent une étude étendue à un large ensemble de variables macroéconomiques. La préoccupation de cet article est principalement d'iden-

tifier les chocs qui ont mené à la récession de 2007-2009. Stock et Watson (2012) et Christiano, Eichenbaum et Trabandt (2015) cherchent à mettre en relief la dynamique qui prend place au sein de l'activité économique et à distinguer quels sont les chocs responsables de ces variations. Les objectifs des deux articles sont les mêmes, mais la méthode diffère. Stock et Watson (2012) fournissent un travail empirique d'identification des chocs. À l'aide d'un modèle à facteurs, ils cherchent à quantifier la contribution des chocs aux baisses de niveau qu'ont subies les variables durant la crise. Le modèle contient 200 variables sur une période s'étendant de 1959 :I à 2011 :II, ces 200 séries temporelles sont résumées en six facteurs. Les auteurs se concentrent sur six chocs qui sont : le choc pétrolier, le choc à la politique monétaire, le choc à la productivité, le choc d'incertitude, le choc de liquidité et de risque ainsi que le choc de politique fiscale. La méthode d'identification des chocs utilisée par Stock et Watson (2012) est une méthode dite externe. Cette méthode repose sur le fait que le modèle se sert d'une variable comme instrument pour l'identification du choc sans inclure cette variable dans l'ensemble des variables servant à construire les facteurs. Ainsi, les chocs sont identifiés en utilisant de l'information extérieure à l'information présente dans les facteurs. Stock et Watson (2012) instrumentalisent chacun de ces chocs par trois séries. La méthode utilisée dans cet article cause plusieurs problèmes. Les résultats montrent que la qualité des instruments n'est pas toujours satisfaisante. En fonction de l'instrument utilisé, la contribution du choc à la baisse de l'activité économique est très variable. De plus, certains instruments utilisés pour identifier des chocs différents sont corrélés ce qui suggère qu'ils capturent les mêmes mouvements dans les données. Les auteurs identifient les chocs d'incertitude et le choc de liquidité et prime de risque comme étant les chocs ayant la contribution la plus élevée à la baisse du produit intérieur brut et la hausse du taux de chômage aux États-Unis entre 2007 et 2009.

Christiano, Eichenbaum et Trabandt (2015) proposent une explication de la Grande Récession au moyen d'un modèle DGSE. Ils reprennent le modèle bâti par Christiano,

Eichenbaum et Trabandt (2013) auquel ils ajoutent la population active afin d'inclure la possibilité pour un agent d'être inactif ou non. Le modèle contient plusieurs frictions réelles telles que des frictions sur la consommation, sur l'investissement et sur la capacité de production ainsi qu'une rigidité des prix. Dans ce modèle, les ménages tirent de l'utilité de la consommation de biens produits sur le marché du travail et des biens produits en dehors du marché. La plupart des paramètres sont estimés par méthode bayésienne. L'exercice entrepris par Christiano *et al.* (2015) est le suivant. La Grande Récession est modélisée au travers de quatre chocs qui, d'après les auteurs, sont responsables de la plupart des changements opérés durant cette période. Les chocs sont une perturbation financière, un dérèglement de consommation, le choc à la productivité neutre et le choc aux dépenses gouvernementales de consommation. Les auteurs interprètent le choc financier comme étant une baisse inobservée de la désirabilité des actifs financiers qu'émettent les firmes non financières pour financer leur acquisition en capital. Le choc de consommation est interprété comme un choc aux préférences des ménages, une augmentation de la désirabilité des actifs sans risque et liquides. La perturbation est ici introduite au niveau de la condition de premier ordre des ménages qui gouverne l'accumulation d'actifs. Christiano *et al.* (2015) définissent par Grande Récession la différence entre le comportement réel des variables et le comportement qu'elles auraient eu en l'absence de ces chocs. L'approximation, de l'économie en absence des chocs, est effectuée en fixant la valeur des chocs du modèle à zéro et en supposant que l'économie est à l'état stationnaire. Pour comparer la viabilité de leur modèle, les auteurs se servent de la même spécification de la Grande Récession sur données. Une tendance linéaire de chaque variable macroéconomique est calculée sur une période débutant entre le premier trimestre de 1985 et le premier trimestre de 2003 jusqu'au deuxième trimestre de 2008. Cette tendance est ensuite étendue, donnant une approximation de l'activité économique exemptée de crise économique. Les résultats montrent que le modèle construit par Christiano *et al.* (2015) permet une bonne lecture de l'économie américaine entre

1951 et 2013. Le modèle suggère que les perturbations financières et de consommation sont les chocs qui ont eu le plus grand impact sur les variables réelles. Quant au choc de productivité neutre et au choc de dépenses gouvernementales de consommation, ils sont d'une importance non négligeable pour expliquer le changement du comportement de l'inflation.

Stock et Watson (2012) et Christiano *et al.* (2015) sont les articles les plus pertinents à la problématique soulevée par ce mémoire. Comme précédemment expliqué, Christiano *et al.* (2015) procède à l'analyse de l'économie américaine au moyen d'un modèle théorique structurel. Un tel modèle implique des hypothèses qui nécessairement influent sur les résultats finaux. L'analyse par SVAR permettra d'examiner ce sujet avec un modèle imposant moins d'hypothèses structurelles et laissant ainsi une plus grande liberté de résultats aux données. Par ailleurs, la disponibilité d'observations temporelles supplémentaires par rapport à Stock et Watson (2012) et la différence de méthode entreprise pour l'identification des chocs sont des éléments qui amèneront aussi à des résultats autres. [5] Enfin, l'intérêt de ce mémoire à l'inverse de ces deux recherches est de comprendre spécifiquement le comportement exceptionnel du marché du travail. Par ces trois points, l'étude menée par ce mémoire se distingue de celles présentées, apportant une autre perspective au sujet.

5. On sait que les variables relatives au marché du travail étaient encore affectées par les chocs de la crise et ce bien après 2011, date à laquelle s'arrête l'échantillon de Stock et Watson (2012).

CHAPITRE II

PRÉSENTATION DU MARCHÉ DU TRAVAIL ET DESCRIPTION DES DONNÉES

2.1 Présentation et faits du marché du travail.

La crise qui a frappé l'économie américaine au dernier trimestre de 2007 a entrainé une contraction sans précédent des variables macroéconomiques. Selon le NBER, cette crise, appelée Grande Récession s'est étendue du quatrième trimestre de 2007 au deuxième trimestre de 2009. Les variables du marché du travail ont réagi plus fortement que le reste de l'activité économique durant la Grande Récession, occasionnant des modifications importantes de sa structure.

La figure B.1 montre le comportement de la production et de plusieurs variables relatives au marché du travail des États-Unis. Plusieurs faits marquants sont à relever sur le marché du travail.

En premier lieu, une nette différence entre la vitesse de reprise du marché du travail et celle de la production se fait remarquer. Dès 2009 :IV, soit deux ans après le début de la crise, le niveau de production s'est peu à peu mis à remonter parvenant à atteindre son niveau de 2008 en 2010 :II, soit six trimestres après le début de la crise. Pour le niveau d'emploi et le taux de chômage, le constat est autre. Il faudra attendre, respectivement, près de 27 et 32 trimestres après le début de la crise pour que ces deux

variables retrouvent leur niveau de 2008. En 2009 :IV, le taux de chômage atteignait son second plus haut niveau de la période d'après-guerre soit $9,9$ %. La moyenne du taux de chômage pour la période allant de 2008 :I à 2015 :IV était de $7,55$ % alors que celle pour l'échantillon complet, 1960 :I à 2016 :IV, était de $6,1$ %. De plus, la première forte hausse du taux de chômage, qui a eu lieu dans les années quatre-vingt, a été progressive tandis que celle de 2009 s'est faite sur une période de neuf trimestres.

Le deuxième constat est celui de la baisse de la population active. Alors que de 1965 à 2008, la population active était en constante hausse, elle se met progressivement à décroître après le début de la crise. De procyclique, elle devient en 2009 contracyclique et peine aujourd'hui encore à se stabiliser, se positionnant autour de 62 %, soit la valeur qu'elle atteignait au milieu des années soixante-dix.

Troisièmement, les comportements des variables d'entrée et de sortie du chômage sont eux aussi révélateurs. Le taux d'entrée dans le chômage suit une tendance à la baisse jusqu'au début des années quatre-vingt, il reste ensuite relativement stable jusqu'au deuxième trimestre de 2008 où l'on observe une brusque augmentation. Cette hausse ne dure néanmoins que quelques mois. Le taux de sortie se comporte autrement. Sur la période s'étalant de 1976 à 2015 ce taux est variable, relativement au taux d'entrée. Ce taux arrive à son niveau le plus bas de la période au troisième trimestre de 2010 soit $19,7$ %. La moyenne de l'ensemble de la période s'élève à $46,5$ %. L'observation de ces taux conjointe à l'observation du taux de chômage vient confirmer celle faite sur la baisse de la population active.

2.2 Description des données.

La première partie du modèle comprend l'utilisation de quatre variables que sont la productivité totale des facteurs de production, la production, l'inflation et l'écart de crédit. La deuxième partie se penche sur le taux de chômage, le taux d'emploi, les taux

d'entrée et de sortie du chômage, le taux de la population active et l'indice des emplois vacants.

2.2.1 Les données brutes du VAR.

Le taux de chômage (U_t) : Il s'agit du taux de chômage pris en pourcentage de la population active. Le taux de chômage est calculé pour les personnes âgées de seize ans et plus. Les données sont désaisonnalisées et mensuelles. Cette série provient du BLS. [6]

La probabilité de sortir du chômage (fp_t) : Il s'agit d'une variable qui mesure la probabilité de sortir du chômage avec une hypothèse de non entrée et sortie de la population active.

La probabilité d'entrer dans le chômage (sp_t) : Il s'agit d'une variable qui traduit le nombre de nouvelles personnes au chômage d'une période à une autre avec une hypothèse de non entrée et sortie de la population active. Ces séries de probabilités sont construites par Lalé, E. [7]

L'indice d'emplois vacants (V_t) : De 1951 à 2008 le comité de conférence des États-Unis (Conference Board) a publié une série représentant l'indice des annonces d'emplois parut dans cinquante-et-un principaux journaux des États-Unis. À partir de 2005, le comité change de mesure et construit le « Help wanted Online index advertising » un indice qui prend en considération, cette fois, les offres postées sur internet. L'indice construit par Barnichon, s'étend de janvier 1951 à décembre 2016 et combine les deux séries du Conference Board ainsi que celle construite par l'enquête américaine sur le recrutement et le roulement du travail (JOLTS). Cette série est en fréquence mensuelle. Elle est construite par Barnichon (2010). [8]

---

6. *Bureau of Statistics Labor*, https ://www.bls.gov/.

7. Etienne Lalé, http ://etiennelale.weebly.com/.

8. Série temporelle construite par Barnichon, voir *Building a composite Help-Wanted Index*

Le niveau d'emploi (En_t) : Il s'agit du nombre en milliers de personnes ayant un emploi civil aux États-Unis. Les données sont désaisonnalisées et mensuelles. La série débute au premier trimestre de 1948. Cette série provient du BLS.

Le taux de la population active $(POPA_t)$: Il s'agit du taux de la population civile active. La série est disponible en fréquence mensuelle et désaisonnalisée. Elle débute au premier trimestre de 1948. Cette série provient du BLS.

L'écart de crédit (CS_t) : Il s'agit d'une série de mesure du différentiel de rendement entre des actifs financiers d'une maturité de vingt ans et plus, évalués Baa par l'agence Moody's, et un actif basé sur le taux des fonds fédéraux américains. La série est disponible en fréquence mensuelle. Elle débute au troisième trimestre de 1954 et provient de la base de données de la FRED. [9]

La productivité neutre des facteurs de production ajustée par l'utilisation du capital $(ATFP_t)$: Il s'agit de la série construite par Fernald. La série est disponible en fréquence trimestrielle et débute au second trimestre de 1947. Cette série provient de la base de données de la banque fédérale de réserve de San Francisco. [10]

L'indice des prix à la consommation (I_t) : La série est mensuelle et désaisonnalisée. Elle débute au premier trimestre de 1947. Les années de base s'étendent de 1982 à 1984. Cette série provient du BLS.

La production (Pn_t) : Il s'agit du produit intérieur brut réel évalué en milliard de dollars. La série est disponible en fréquence trimestrielle et désaisonnalisée. Elle s'étend du premier trimestre de 1947 au quatrième trimestre de 2017. Cette série provient de la

---

Barnichon (2010).

9. *Federal Reserve Bank of St Louis*, https ://fred.stlouisfed.org/.

10. *Federal Reserve Bank of San Fransisco*, http ://www.frbsf.org/.

base de données du site web du Bureau Américain de l'analyse économique. [11]

La part du revenu du capital $(alpha_t)$: Il s'agit de la part accordée au capital physique en tant qu'intrant dans la fonction de production agrégée. La série débute au second trimestre de 1947 et est disponible auprès de la base de données de la banque fédérale de réserve de San Francisco.

La population civile (POP_t) : Il s'agit des personnes âgées de seize ans et plus résidant dans l'un des cinquante états des États-Unis. La série est disponible en fréquence mensuelle. Elle débute au premier trimestre de 1948. Cette série provient du BLS.

2.2.2 Transformation des données.

Les séries temporelles à utiliser dans le modèle sont obtenues après quelques transformations opérées sur les données ci-dessus présentées.

Le taux d'emploi (E_t) est calculé comme la part des emplois *per capita*

$$E_t = \frac{En_t}{POP_t} * 100.$$

Pour obtenir le taux de sortie du chômage (f_t) on effectue une transformation de distribution de poisson de la série de probabilité (fp_t)

$$f_t = -log(1 - fp_t).$$

La même transformation est appliquée pour le taux d'entrée dans le chômage

$$s_t = -log(1 - sp_t).$$

11. *US Bureau of Economics Analysis*, https ://bea.gov/.

L'inflation (I_t) est obtenue en prenant le taux de croissance de l'indice des prix à la consommation.

La production (P_t) est mesurée comme le niveau de production *per capita*

$$P_t = \frac{Pn_t}{POP_t} * 10000.$$

On effectue une modification de l'échelle de la série de la productivité totale des facteurs de production

$$TFP_t = \frac{ATFP_t}{(1 - alpha_t) * 400}.$$

De plus, le dernier mois de chaque trimestre des séries mensuelles est retenu afin d'obtenir des séries trimestrielles.

CHAPITRE III

MODÈLE

Afin de répondre à l'objectif de ce mémoire, nous allons utiliser une méthode composée de deux étapes. La première étape consiste à identifier par modélisation vectorielle autorégressive structurelle (SVAR) les chocs structurels que sont le choc non anticipé et le choc anticipé de la productivité totale des facteurs de production, un choc de demande et le choc financier d'écart de crédit. Cette première étape nous permet d'estimer de manière fiable les différentes séries de ces chocs structurels à l'aide d'un ensemble de séries Y_t. Une fois estimés, ces chocs seront utilisés pour permettre l'analyse des sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t, ce qui constitue la seconde étape.

La période étudiée s'étend du premier trimestre de 1960 au quatrième trimestre de 2016. Les séries du taux d'entrée et de sortie du chômage sont plus courtes, elles couvrent une période allant du premier trimestre de 1976 au quatrième trimestre de 2015.

3.1 La modélisation SVAR.

3.1.1 Présentation du modèle SVAR.

La première étape est celle du SVAR. Dans le champ de l'analyse multivariée, le SVAR est une méthode économétrique permettant d'observer la dynamique d'un ensemble de variables Y_t.

On représente le VAR sous sa forme réduite, qui ne comprend que les variables retardées des variables endogènes comme variables explicatives.

De manière générale, on a la représentation suivante :

$$Y_t = \mu + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

où

$$Y_t = (Y_{1t}, Y_{2t}, ..., Y_{mt})',$$
$$\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}, ..., \varepsilon_{mt})'.$$

Une telle représentation est un système dont les équations comprennent les mêmes variables explicatives. On peut donc procéder à l'estimation des paramètres par moindres carrés ordinaires (MCO) qui sera alors équivalente à l'estimation par moindres carrés généralisés (MCG). En inversant cette écriture et en omettant la constante, on obtient la représentation moyenne mobile de la forme réduite :

$$\Theta_p(L)Y_t = \varepsilon_t,$$
$$Y_t = \Theta(L)^{-1}\varepsilon_t,$$
$$Y_t = C(L)\varepsilon_t$$

où

$$C(L) = \sum_{j=0}^{\infty} C_j L^j \text{ et } C_0 = I.$$

La représentation moyenne mobile permet d'observer l'effet des chocs, représentés par le vecteur de terme d'erreur ε_t, sur les variables Y_t. Vient ensuite l'étape de l'identification des chocs structurels. Le vecteur ε_t, de la forme réduite ainsi estimé, contient des chocs qui sont corrélés. À cause de la corrélation de ε_t, l'interprétation des chocs est donc difficile à établir puisque ces derniers interagissent entre eux. L'objectif des SVAR est d'ajouter au modèle VAR une structure afin d'obtenir des chocs orthogonaux, η_t.

$$Y_t = C(L)\varepsilon_t$$

où $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \sum$, est une matrice non diagonale.

$$Y_t = A(L)\eta_t \tag{3.1}$$

où $E(\eta_t \eta_t') = \Omega$, est une matrice diagonale.

La structure prend la forme de restrictions qu'on impose au modèle. Les liens entre la forme réduite et la forme structurelle sont établis par les équations suivantes :

$$C_0 \varepsilon_t = \varepsilon_t = A_0 \eta_t, \text{ car } C_0 = I.$$

Si l'on identifie A_0 on peut obtenir η_t, le vecteur de chocs structurels. La matrice de variance-covariance de court terme de la forme réduite prend la forme suivante :

$$\sum = A(0)\Omega A(0)' \tag{3.2}$$

où A(0)= A_0.

En normalisant l'équation (3.2) de telle sorte que $\Omega = I$, la matrice de variance-covariance peut également s'écrire :

$$\sum = A^*(0)A^*(0)'$$

où $A^*(0) = A(0)\Omega^{(1/2)} = A(0)$.

Face à une telle représentation, on se retrouve avec à un problème d'identification. La matrice $\sum$ est une matrice symétrique, elle contient donc $\frac{m*(m+1)}{2}$ éléments différents. Quant à la matrice $A(0)$, elle contient m^2 éléments différents.

3.1.2 Restrictions de court terme.

La solution proposée par Sims (1980) est de faire une décomposition de Choleski qui permet de décomposer une matrice F définit symétrique positive comme étant :

$$F = GG'$$

où G est une matrice triangulaire inférieure.

Appliquée à la matrice de variance-covariance de court terme de la forme réduite, on obtient une matrice $A(0)$ triangulaire inférieure telle que :

$$A(0) = \begin{pmatrix} a_{0,11} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ a_{0,21} & a_{0,22} & 0 & \cdots & 0 \\ a_{0,31} & a_{0,32} & a_{0,33} & \cdots & 0 \\ a_{0,41} & a_{0,42} & a_{0,43} & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & & \ddots & \vdots \\ a_{0,m1} & a_{0,m2} & a_{0,m3} & \cdots & a_{0,mm} \end{pmatrix}.$$

Cette représentation de $A(0)$ implique donc que l'ordre des variables du VAR est déterminant puisque replacé dans le cadre de l'équation (3.1), on comprend que seul le premier choc structurel a un impact à court terme sur la première variable, la deuxième variable est, elle, affectée par les deux premiers chocs structurels et il en va ainsi jusqu'à la dernière variable.

3.1.3 Restrictions de long terme.

Il est possible d'appliquer des restrictions de long terme pour l'identification des chocs structurels. On se sert de la représentation de Beveridge-Nelson pour décomposer les formes réduite et structurelle en composante transitoire et permanente :

$$\Delta Y_t = C(1)\varepsilon_t + [C(L) - C(1)]\varepsilon_t,$$

$$\Delta Y_t = A(1)\eta_t + [A(L) - A(1)]\eta_t.$$

Il en découle les relations suivantes :

$$C(1)\varepsilon_t = A(1)\eta_t.$$

Les égalités des matrices de variance-covariance de long terme des formes réduite et structurelle sont alors :

$$C(1)\sum C(1)' = A(1)A(1)',$$
$$C(1)A(0)A(0)C(1)' = A(1)A(1)' \text{ et}$$
$$C(1)A(0) = A(1).$$

De cette façon, il est possible d'imposer des restrictions sur la matrice A(1). Ce sont des restrictions qui vont concerner le comportement de long terme des variables Y_t.

3.2 La projection linéaire.

3.2.1 Présentation de la méthode.

La première étape a abouti à l'estimation des chocs structurels par le biais de la méthode SVAR. L'objectif est maintenant d'observer le comportement des variables du marché du travail suite à ces différents chocs.

L'ensemble des variables auquel nous nous intéressons lors de cette deuxième étape est défini par le vecteur X_t.

$$X_t = \begin{pmatrix} U_t, \\ E_t, \\ POPA_t, \\ V_t, \\ s_t, \\ f_t \end{pmatrix}.$$

La méthode ici considérée est celle de la régression linéaire. On cherche à savoir quel impact un choc survenu à la période t a sur une variable $x_t \in X_t$, à cette même période et jusqu'à un horizon k.

On commence par rechercher la représentation la plus fidèle pour chaque variable.

À cette fin, chaque variable du marché du travail est régressée sur un terme autorégressif et sur les chocs structurels des périodes t et précédentes.

$$x_t = c + \rho x_{t-1} + \sum_{h=0}^{H} \theta_{1,h}\hat{\eta}_{1t-h} + \sum_{h=0}^{H} \theta_{2,h}\hat{\eta}_{2t-h} + \sum_{h=0}^{H} \theta_{3,h}\hat{\eta}_{3t-h} + \cdots + \sum_{h=0}^{H} \theta_{m,h}\hat{\eta}_{mt-h} + \upsilon_t$$

où H, est choisi de manière arbitraire.

Cette écriture permet d'établir la représentation la plus adéquate de la variable x_t. Si $\hat{\rho} = 1$, on se trouve dans le cas d'une variable non stationnaire. À l'inverse lorsque $\hat{\rho}$ est inférieur à 1 on est dans le cas d'une variable stationnaire.

3.2.2 Les fonctions de réponse.

La projection de la variable x_t sur son terme autorégressif ainsi que sur les variables contemporaines et retardées d'un choc structurel $\hat{\eta}_{it} \in \hat{\eta}_t$, donne la réponse au cours du temps de la variable x_t suite au choc $\hat{\eta}_{it}$. Pour le premier choc structurel $\hat{\eta}_{1t}$, on a :

$$x_t = c + \rho x_{t-1} + \sum_{h=0}^{H} \theta_{1,h}\hat{\eta}_{1t-h} + \upsilon_t. \tag{3.3}$$

En inversant le terme autorégressif de cette équation, on obtient la représentation moyenne mobile de x_t.

$$(1-\hat{\rho}L)x_t = \hat{c} + \sum_{h=0}^{H} \hat{\theta}_{1,h}\hat{\eta}_{1t-h} + \hat{v}_t,$$

$$(1-\hat{\rho}L)x_t = \hat{c} + \hat{\theta}_{1,0}\hat{\eta}_{1t} + \hat{\theta}_{1,1}\hat{\eta}_{1t-1} + \hat{\theta}_{1,2}\hat{\eta}_{1t-2} + ... + \hat{\theta}_{1,H}\hat{\eta}_{1t-H} + \hat{v}_t.$$

Qui à son tour s'écrit :

$$x_t = \hat{c} + \sum_{i=0}^{\infty}(\hat{\rho}^i L^i)(\hat{\theta}_{1,0}\hat{\eta}_{1t} + \hat{\theta}_{1,1}\hat{\eta}_{1t-1} + \hat{\theta}_{1,2}\hat{\eta}_{1t-2} + ... + \hat{\theta}_{1,H}\hat{\eta}_{1t-H} + \hat{v}_t).$$

Ainsi, pour chaque horizon, k, on peut établir quel est l'effet du choc structurel sur la variable du marché du travail x_t.

Pour k =0,

$$\hat{\delta}_0 = \frac{\partial x_t}{\hat{\eta}_{1t}} = \hat{\theta}_{1,0}.$$

Pour k =1,

$$\hat{\delta}_1 = \frac{\partial x_{t+1}}{\hat{\eta}_{1t}} = \hat{\theta}_{1,1} + \hat{\rho}\hat{\theta}_{1,0}.$$

De façon générale, pour un horizon k on obtient la fonction de réponse :

$$\hat{\delta}_k = \frac{\partial x_{t+k}}{\hat{\eta}_{1t}} = \sum_{j=0}^{k} \hat{\rho}^j \hat{\theta}_{1,k-j}.$$

Puisque les chocs structurels estimés sont orthogonaux, on peut estimer l'équation (3.3) par moindres carrés ordinaires et appliquer la même procédure pour le reste des chocs structurels.

3.2.3 Intervalles de confiance.

Le calcul des intervalles de confiance suit lui aussi une procédure en deux parties. La première partie consiste à l'estimation des sentiers de réponse du SVAR en opérant un ré-échantillonnage des variables Y_t. On répète cette opération n fois. De ces n tirages, sont obtenues n distributions pour chaque choc structurel $\hat{\eta}_{it}$.

$$\eta_{it}^b = \eta_{it,1}^b, \eta_{it,2}^b, \eta_{it,3}^b, \cdots, \eta_{1t,n}^b.$$

La distribution η_{it}^b est ensuite utilisée pour calculer un intervalle de confiance des sentiers de réponses du SVAR en excluant un pourcentage des valeurs extrêmes.

Afin de calculer les intervalles de confiance des projections linéaires de la deuxième étape, on se sert des mêmes m distributions η_{it}^b. Une série fictive ré-échantillonnée de x_t est construite au moyen de la distribution η_{it}^b.

$$x_t^b = \hat{c} + \hat{\rho} x_{t-1} + \hat{\theta}_{i,h} \eta_{it}^b + \hat{v}_t.$$

Après l'estimation des n représentations de x_t^b et de chaque sentier de réponse qui en découle, conformément à la section 2.2 du présent chapitre, on calcule les intervalles de confiance des projections linéaires en excluant de nouveau un pourcentage des valeurs extrêmes. De cette manière, les intervalles de confiance des sentiers de réponse des variables du marché du travail x_t tiennent compte de l'incertitude de l'estimation du SVAR mais aussi de l'incertitude liée à la projection linéaire.

3.3 Décomposition historique de la variance.

Afin d'évaluer la contribution de chaque choc au fluctuations cycliques des séries du marché du travail, les décompositions historiques des séries sont étudiées. La décomposition historique mesure l'effet cumulatif d'un choc $\hat{\eta}_{it}$, sur une variable x_t, jusqu'à un horizon de temps k. On cherche donc à décomposer les fluctuations d'une série observée par le moyen de différents chocs. Pour l'obtenir, on se sert des chocs structurels, $\hat{\eta}_t$ et des réponses, $\hat{\delta}_k$, de la projection locale. On construit une série fictive $\hat{x}_{it}$ représentant les fluctuations de x_t dues au choc $\hat{\eta}_{it}$.

Si l'on prend l'exemple du premier choc structurel $\hat{\eta}_{1t}$, la série $\hat{x}_{1t}$ est :

$$\hat{x}_{1t}=\begin{pmatrix} \hat{x}_{1t}(k=1)=\hat{\delta}_0\hat{\eta}_{1t} \\ \hat{x}_{1t}(k=2)=\hat{\delta}_1\hat{\eta}_{1t+1}+\hat{\delta}_0\hat{\eta}_{1t} \\ \hat{x}_{1t}(k=3)=\hat{\delta}_2\hat{\eta}_{1t+2}+\hat{\delta}_1\hat{\eta}_{1t+1}+\hat{\delta}_0\hat{\eta}_{1t} \\ \vdots \\ \hat{x}_{1t}(k=T)=\hat{\delta}_{k-1}\hat{\eta}_{1t+(k-1)}+\hat{\delta}_{k-2}\hat{\eta}_{1t+(k-2)}+\ldots+\hat{\delta}_{k-k}\hat{\eta}_{1t+(k-k)} \end{pmatrix}.$$

$\hat{x}_{1t}$ représente alors les fluctuations, autour d'une moyenne nulle, de x_t associées uniquement au premier choc structurel.

Cette même procédure est appliquée afin d'obtenir les décompositions historiques de variance pour l'ensemble des chocs $\hat{\eta}_t$.

La somme des décompositions historiques est donnée par :

$$\hat{x}_t=\hat{x}_{1t}+\hat{x}_{2t}+\hat{x}_{3t}+\cdots+\hat{x}_{mt}.$$

Pour apprécier la performance des décompositions historiques à reproduire le cycle des séries X_t, on extrait de l'ensemble de ces séries la tendance afin d'obtenir

des composantes cycliques de moyenne nulle. [12] De cette manière, la comparaison entre la composante cyclique de la décomposition historique et celle de la série observée est possible.

Le rôle du choc $\hat{\eta}_{it}$, pour l'explication des fluctuations passées de la série observée x_t, est déterminé par la comparaison de la composante cyclique de x_t à celle de la somme des décompositions cycliques des chocs restants parmi $\hat{\eta}_t$, soit $\tilde{x}_{it}$.

$$\tilde{x}_{it} = \hat{x}_t - \hat{x}_{it}. \tag{3.4}$$

Plus la série $\tilde{x}_{it}$ est semblable à la composante cyclique de la série observée x_t, moins le choc $\hat{\eta}_{it}$ a d'importance pour l'explication de son comportement historique.

12. Un filtre passe-bande est appliqué pour obtenir la composante cyclique.

CHAPITRE IV

SPÉCIFICATION ÉCONOMÉTRIQUE DU MODÈLE

4.1 Test de racine unitaire.

L'analyse économétrique des données requiert, en premier lieu, de tester la stationnarité des variables. Un processus Y_t est stationnaire du second ordre si et seulement si :

1. $E(Y_t) = m, \ \forall t,$
2. $Var(Y_t) < \infty, \ \forall t$ et
3. $Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \Upsilon_k, \ \forall t.$

On teste de manière formelle la stationnarité d'une série en effectuant le test de racine unitaire. Le test de racine unitaire s'effectue à partir de l'équation de Dickey-Fuller augmentée :

$$\Delta Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \tag{4.1}$$

où $H_0 : \alpha = 0$, non stationnaire

$H_1 : \alpha \neq 0$, stationnaire

L'hypothèse nulle de ce test est la non-stationnarité de la série.

Le choix du nombre de retards p est fait selon la procédure de Campell et Perron qui consiste à estimer l'équation (4.1) avec un grand nombre de retards et à regarder si le dernier retard est significatif. S'il ne l'est pas, il est exclu de l'équation que l'on estime de nouveau jusqu'à trouver un coefficient significatif.

Les résultats sont présentés dans le tableau A.1. Les séries de la TFP et la production sont non stationnaires.

Lorsque deux séries, Y_{1t} et Y_{2t}, sont non stationnaires et intégrées d'ordre 1, il est possible que ces séries partagent une tendance commune entrainant la stationnarité du résidu de leur combinaison linéaire.

$$Y_{1t} \sim \mathrm{I}(1) \text{ et}$$
$$Y_{2t} \sim \mathrm{I}(1),$$

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{2t} + \text{res},$$
$$Y_{1t} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t} = \text{ res } \sim \mathrm{I}(0)\,.$$

Y_{1t} et Y_{2t} sont alors dites cointégrées.

Dans le souci d'éliminer du SVAR la cointégration entre les séries, on effectue un test de stationnarité sur le résidu de la combinaison linéaire de la production et de la TFP,

$$P_t - \beta TFP_t.$$

Le tableau A.1 montre que la série résultante est stationnaire lorsque l'on considère que le paramètre β est connu. La TFP est intégrée dans le SVAR en différence.

Au tableau A.2 sont donnés les résultats du test de racine unitaire pour X_t. Le taux de chômage, l'emploi, la population active et le taux d'entrée dans le chômage sont non stationnaires. Néanmoins, ces résultats ne sont pas contraignants en raison du paramètre $\hat{\rho}$ que comporte le modèle à la seconde étape.

4.2 Restrictions imposées au SVAR.

L'avantage de la méthode en deux étapes est que le vecteur de variable Y_t comprend des séries possédant un ensemble d'information sur les chocs structurels η_t, que l'on cherche à estimer.

L'ensemble des variables endogènes du SVAR est :

$$Y_t = \begin{pmatrix} \partial TFP_t, \\ P_t - \beta TFP_t, \\ I_t, \\ CS_t \end{pmatrix}.$$

Le choix des variables endogènes au SVAR n'est pas anodin. La spécification du modèle retenue implique plusieurs hypothèses dont on se sert pour imposer les restrictions.

Les chocs structurels sont estimés au moyen de six restrictions de court et de long terme.

Pour l'identification des chocs de la productivité totale des facteurs de production, on pose comme hypothèse que ce sont les seuls chocs qui peuvent affecter la série de la TFP sur le long terme. Pour discriminer entre choc anticipé et choc non anticipé, on se sert du fait que plusieurs séries réelles transmettent, au travers de leurs fluctuations, le message d'un changement futur de la productivité totale des facteurs de production.

Ces séries réagissent donc au choc anticipé de la productivité avant même sa réalisation sur la série de la TFP. Cela constitue donc une restriction de court terme. Ce type de restrictions, pour l'identification des chocs structurels technologiques, est aujourd'hui fortement considéré dans la littérature. Fischer (2006) impose de semblables restrictions de long terme pour estimer le choc de la productivité totale des facteurs de production et le choc spécifique à l'investissement. L'hypothèse du choc d'information sur la productivité est quant à elle motivée par Beaudry et Portier (2006) et est également répandue dans la littérature.

Enfin, l'avance des fluctuations du marché financier sur le cycle économique est un fait stylisé appuyé par de nombreuses recherches telles que Gilchrist, Yankov et Zakrajšek (2009) ou Guo (2002). De plus, Gilchrist, Schoenle, Sim et Zakrajšek (2017) renforcent cette hypothèse en montrant que la production, les heures travaillées ou encore l'inflation ne réagissent que très faiblement à l'impact d'un choc financier sous l'hypothèse que les décisions de consommation des agents ne sont pas soumises à de fortes habitudes. Ces postulats sont utilisés dans le SVAR pour estimer un choc financier.

Restriction 1 : Le choc anticipé de la productivité n'a pas d'effet à court terme sur la TFP, $a_{0,12} = 0$.

Restriction 2 : Le choc de demande n'a pas d'effet à court terme sur la TFP, $a_{0,13} = 0$.

Restriction 3 : Le choc financier n'a pas d'effet à court terme sur la TFP, $a_{0,14} = 0$.

Restriction 4 : Le choc financier n'a pas d'effet à court terme sur la l'inflation, $a_{0,34} = 0$.

Restriction 5 : Le choc de demande n'a pas d'effet à long terme sur la TFP, $a_{1,13} = 0$.

Restriction 6 : Le choc financier n'a pas d'effet à long terme sur la TFP, $a_{1,14} = 0$.

Si les restrictions 1, 5 et 6 semblent être fondées sur des hypothèses aisément soutenables, les restrictions 2 à 4 sont émises à partir d'hypothèses plus fortes.

Ainsi, on obtient les matrices de court terme et de long terme suivantes :

$$\hat{A}(0) = \begin{pmatrix} a_{0,11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{0,21} & a_{0,22} & a_{0,23} & a_{0,24} \\ a_{0,31} & a_{0,32} & a_{0,33} & 0 \\ a_{0,41} & a_{0,42} & a_{0,43} & a_{0,34} \end{pmatrix},$$

$$\hat{A}(1) = \begin{pmatrix} a_{1,11} & a_{1,12} & 0 & 0 \\ a_{1,11} & a_{1,22} & a_{1,23} & a_{1,24} \\ a_{1,31} & a_{1,32} & a_{1,33} & a_{1,34} \\ a_{1,41} & a_{1,42} & a_{1,43} & a_{1,44} \end{pmatrix}.$$

CHAPITRE V

RÉSULTATS

5.1 Les chocs structurels.

5.1.1 Sentiers de réponse de la modélisation SVAR.

Nous nous intéressons d'abord aux sentiers de réponse de l'ensemble des séries de la première étape Y_t, produits par les chocs structurels estimés par la méthode SVAR. Les figures B.2 à B.5 nous donnent la réponse des différentes variables que sont la TFP, la production, l'inflation et l'écart de crédit suite aux chocs $\hat{\eta}_t$.

Le choc non anticipé de la productivité totale des facteurs de production entraine une hausse de la série de la TFP et de la production comme le montre la figure B.2. La TFP atteint son maximum à l'impact contrairement à la production. La réponse de l'inflation suite à ce choc est positive. Ce résultat, bien que surprenant, est cohérent avec Sims (2011) lorsqu'il estime un choc technologique temporaire.

À la figure B.3 sont présentés les sentiers de réponse suite au choc anticipé de la productivité. En accord avec les restrictions imposées lors de l'estimation, le choc anticipé de la productivité n'a aucun effet à l'impact sur la TFP, qui ne réagit à la hausse qu'une période après le choc. Par contre, la réponse de la production est immédiate, et ce de manière positive. L'interprétation sous-jacente à ce comportement peut être donnée par un choix des firmes d'augmenter la quantité des facteurs de production utilisée

en vue de la future hausse permanente de la productivité de ces derniers. Suite à une amélioration anticipée de long terme de la productivité, le niveau de consommation sera augmenté. Il en résulte une hausse de long terme du niveau de production. À l'inverse du choc non anticipé de la figure B.2, l'inflation réagit négativement au choc anticipé rejoignant les résultats de Barsky et Sims (2009) ainsi que ceux de Sims (2011) . L'écart de crédit est, lui, positif à l'impact d'un choc de productivité qu'il soit anticipé ou non anticipé.

Les sentiers de réponse suite au choc de demande et au choc financier sont respectivement présentés à la figure B.4 et B.5. Le choc de demande estimé est conforme aux attentes puisqu'il entraine des réponses de même signe entre la production et l'inflation. La réponse de l'écart de crédit faiblement positive à l'impact, devient ensuite négative. Contrairement aux deux chocs précédemment présentés, le choc de demande n'a que des effets transitoires sur les quatre variables. Aux alentours de la dixième période, les effets s'estompent complètement.

La réponse de la production suite au choc financier est négative, elle atteint son niveau le plus bas la période suivant l'impact. La relation entre l'écart de crédit et la production est alors négative comme le montre Gilchrist et Zakrajšek (2012).

5.1.2 La décomposition de la variance.

On voit à la figure B.6 que le choc non anticipé de la productivité tient une part minime dans les fluctuations de la production alors que les trois autres chocs se partagent équitablement plus de quatre-vingt-dix pour cent de sa décomposition de variance durant les premières périodes après choc. Au cours des périodes, les effets du choc de demande et du choc financier se résorbent pour laisser place au choc anticipé de la productivité comme principal choc affectant la variance de la production. Les chocs technologiques mènent presque en totalité les mouvements dans la série de la TFP. Le

choc non anticipé compte pour la totalité de la décomposition de la variance de la série de la TFP lors des premières périodes. À partir de la onzième période, les effets du choc anticipé prennent place dans la décomposition de variance de la TFP. Pour la variance de l'inflation, ce sont le choc anticipé de la productivité ainsi que le choc de demande qui sont les plus importants. Quant aux fluctuations de l'écart de crédit, elles sont principalement dues au choc financier.

L'observation des sentiers de réponse obtenus après l'identification des chocs structurels ainsi que celle des décompositions de variance nous permettent de considérer les chocs structurels $\hat{\eta}_t$ estimés par la méthode SVAR valides.

5.1.3 Évolution des chocs à travers le temps.

La figure B.7 présente les séries chronologiques des chocs estimés par SVAR. Lors de la crise de 2007, le choc contractionniste de demande affiche une amplitude plus grande que le choc contractionniste financier. Contrairement aux graphiques (c) et (d), le graphique (b) montre que le choc anticipé de la productivité agit plutôt en force expansionniste sur l'économie américaine.

5.2 Comportement du marché du travail.

5.2.1 Sentiers de réponse de la projection linéaire.

Nous passons maintenant à l'observation des résultats de la projection linéaire des variables du marché du travail sur les chocs structurels. Les sentiers de réponses des variables du marché du travail sont présentés aux figures B.8 à B.11.

En premier lieu, on retrouve à la figure B.8 les réponses des variables suite au choc non anticipé de la productivité. On remarque un résultat discuté dans le champ de l'analyse des cycles économiques. L'emploi subit une très légère baisse à l'impact

du choc avant de répondre positivement. L'effet négatif qu'a le choc de productivité sur l'emploi est un sujet qui, depuis de nombreuses années, a été développé par la littérature se rapportant à l'analyse des cycles économiques. Galí (1999) rapportait que les heures travaillées étaient positivement affectées par un choc technologique. Ce phénomène est notamment revu par Christiano, Eichenbaum et Vigfusson (2003) ou encore Liu et Phaneuf (2011) pour lesquels, la réponse des heures travaillées ou de l'emploi varie alors en fonction de la spécification en niveau ou en différence du SVAR. Par contre la baisse des heures est, chez eux, assez persistante. En utilisant le nombre d'heures travaillées comme mesure de l'emploi, Fève et Guay (2010) obtiennent également une baisse de court terme de l'emploi suite à un choc technologique positif. De plus, l'emploi n'est pas la seule variable à réagir de cette manière au choc de productivité. La population active affiche le même comportement tout comme le chômage, dans un sens opposé. Après un choc positif non anticipé de la productivité des facteurs de production, le taux d'entrée dans le chômage connait une faible baisse avant de répondre positivement. Parmi les hypothèses du modèle d'appariement on retrouve que les firmes retirent un rendement positif lorsqu'elles concluent avec un travailleur un bon appariement. Ce rendement est lié positivement à la productivité associée à chaque emploi. Dès lors, la hausse des emplois vacants résultant de l'augmentation du rendement espéré pousse les travailleurs à rechercher un nouvel appariement de travail, ce qui augmente après l'impact du choc, le taux d'entrée dans le chômage. Cet effet peut dans ce sens être apparenté à de la restructuration du marché du travail. Néanmoins, la réponse de la variable du taux d'entrée dans le chômage est négligeable. Le taux de sortie du chômage réagit, lui aussi, à la hausse et cela plus fortement, expliquant ainsi la réaction du taux de chômage.

Lorsque l'emploi, l'indice des emplois vacants et la population active font face à un choc expansionniste anticipé de productivité, leur réponse est exclusivement positive comme le montre la figure B.9. De même, le chômage réagit négativement au choc anticipé. Toujours selon l'hypothèse du rendement des appariements, les taux de transitions

du chômage répondent positivement au choc anticipé de productivité. Dans ce cas de figure, l'anticipation du choc de productivité amène le taux d'entrée dans le chômage à ne pas être réduit à l'impact.

En ce qui concerne le choc de demande, les réponses des variables du marché du travail sont données à la figure B.10. Les réponses de l'emploi et de la population active sont conformes à ce que l'on pourrait attendre d'un choc expansionniste de demande. Ces variables augmentent après un tel choc. Le taux de chômage baisse après un choc expansionniste de demande. Si l'on s'intéresse au taux d'entrée et de sortie du chômage, on voit ici que le taux d'entrée dans le chômage décroit après un tel choc expansionniste, car la demande n'intervient pas dans l'espérance de rendement d'un bon appariement de travail. Autre fait, l'indice des emplois vacants réagit différemment des autres variables suite au choc de demande. Celui-ci devient négatif moins de dix périodes après le choc, alors que sa réponse initiale était une hausse.

Enfin, la figure B.11 donne les sentiers de réponses des mêmes variables X_t après un choc financier contractionniste. Celui-ci entraine une hausse du chômage, une baisse de l'emploi et de la population active. L'indice des emplois vacants est aussi réduit après un choc financier. Tout comme à la figure précédente, l'indice des emplois vacants réagit de manière singulière à un choc financier. Ce dernier après avoir été réduit de son niveau d'état stationnaire devient positif environ cinq périodes après le choc. Il en est de même pour le taux de chômage dont la réponse devient négative quelques périodes après le choc financier. La plupart des sentiers de réponse suite à ce choc sont particulièrement significatifs.

Fujita (2004) faisait état du comportement particulier des emplois vacants au regard du modèle d'appariement de Mortensen et Pissarides (1994). Le modèle présenté par Fujita (2004) suggère que les emplois vacants ne sont impactés que de manière transitoire par un choc négatif d'offre agrégé, et ce, même lorsque le choc est permanent. Ce

résultat théorique semble contredire les faits puisque les données empiriques s'orientent plutôt vers une réponse négative, en forme de cloche et persistante. Fujita (2004) attribue cette différence de persistance de la réponse des emplois vacants à l'hypothèse de libres entrées et sorties du marché du travail pour les firmes. La probabilité pour les firmes de trouver de la main-d'œuvre afin de combler leurs postes vacants étant plus importante en période de récession, période durant laquelle le chômage est élevé, les inciterait à afficher des offres d'emplois vacants. Ainsi, après avoir un temps réduit leur offre d'emplois à l'impact d'un choc négatif d'offre agrégé qui réduisait le rendement espéré d'un bon appariement, les firmes se voient incitées à se réengager sur le marché du travail sans être ralenties par quelconques coûts d'entrées. Dans la réalité, cette reprise rapide de la création d'emploi n'est pas observée puisqu'il existe des coûts à l'entrée du marché du travail expliquant la persistance dans le comportement des offres d'emplois.

Les figures B.8 et B.9 semblent corroborer les résultats empiriques de Fujita (2004), cependant l'indice des emplois vacants, aux figures B.10 et B.11, reproduit plutôt les résultats du modèle d'appariement suite à un choc d'offre. Le constat est plus frappant pour le choc financier à la figure B.11 puisque les réponses du taux d'entrée dans le chômage et du taux de chômage deviennent négatives moins de dix périodes après le choc rappelant l'effet incitatif d'une récession sur l'offre d'emplois vacants énoncé précédemment. Zhang (2011) étudie l'effet d'un choc financier sur le marché du travail également via un modèle théorique. L'auteur montre qu'une fragilisation des états financiers des firmes entraine ces dernières à réduire la demande de capital et donc de travail ce qui aboutit à une baisse des offres d'emplois. Cependant les résultats présentés par Fujita (2004) et Zhang (2011) font état d'une réponse exclusive en termes de signe de la part des emplois vacants. Ce qui n'est pas le cas des résultats des figures B.10 et B.11 qui montrent un effondrement et respectivement un redressement de cette variable environ quatre périodes après le choc. On sait que dès les premiers trimestres suivant le début de la crise, la FED a mené une politique monétaire non conventionnelle en injectant des li-

quidités dans l'économie, le "*Quantitative Easing*". Ces mesures jointes au mécanisme d'accélérateur financier présenté par Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999) pourraient vraisemblablement être utiles pour l'explication de la réponse des emplois vacants suite au choc financier et au choc de demande.

5.2.2 Quels chocs ont frappé le marché du travail durant la Grande Récession ?

Après l'observation des différents sentiers de réponse, cette section se tourne maintenant vers notre préoccupation initiale. Quel rôle ont joué chacun des chocs précédemment identifiés sur le marché du travail au cours de la crise de 2007-2009 ? Afin de répondre à cette question, les figures B.12 à B.19 présentent les décompositions historiques, issues de la spécification présentée à la section 3 du chapitre 3 , du marché du travail entre 1961 et 2016. Sur chacune des figures, les barres verticales des différents graphiques représentent les dates de récession selon le NBER.

La courbe pleine du graphique (a) de la figure B.12 montre la composante cyclique de la série observée du taux de chômage U_t. La courbe hachurée représente la série fictive, comportant tous les chocs $\hat{\eta}_t$, du taux de chômage $\hat{U}_t$. En observant ce premier graphique (a), on constate que les quatre chocs parviennent ensemble à reproduire, sans grande difficulté, les fluctuations de la composante cyclique du taux de chômage bien que des disparités paraissent. Ces chocs sont donc les principaux chocs à l'origine des variations cycliques de cette variable. Portons maintenant un regard plus attentif sur chacun des chocs. Les graphiques (b), (c), (d) et (e) de la figure B.12 présentent une nouvelle fois la série fictive $\hat{U}_t$, cette fois représentée par la courbe pleine, ainsi qu'une courbe hachurée traduisant cette même série de laquelle on retire l'effet d'un choc, $\tilde{U}_{it}$. La courbe hachurée s'interprète donc maintenant comme étant une série fictive traduisant le comportement cyclique du taux de chômage privé d'une source de variation. [13]

13. Le choc dont il s'agit est indiqué en légende de chaque graphique. Celui si peut être le choc anticipé de la productivité, le choc non anticipé de la productivité, le choc de demande ou le choc financier, se

Ainsi, plus la courbe hachurée est différente de la courbe pleine, plus le choc retiré a été un élément important durant la Grande Récession.

Le premier constat à poser ici est que tous les chocs ont été présents pour le taux de chômage durant la dernière crise puisque l'on ne constate aucune courbe hachurée très éloignée de la courbe pleine. Toutefois, l'effet du choc financier présenté par le dernier graphique se démarque. Ce choc a l'effet le plus important, car sans lui, la variation du taux de chômage aurait été bien moins forte durant la Grande Récession. Le pic de la courbe hachurée du graphique (e) est le pic le plus loin du pic de la courbe pleine sur l'ensemble de la figure B.12. Le choc anticipé de la productivité adopte l'effet inverse des autres chocs lors de la Grande Récession. En l'absence de ce choc, la hausse du taux de chômage aurait été plus importante, comme le montre le graphique (c). Ce fait est cohérent avec la réalisation positive obtenues au graphique (b) de la figure B.7, il informe donc d'un choc positif sur l'économie.

Le même principe concernant l'indice des emplois vacants est présenté à la figure B.13. Le graphique (a) nous montre que le comportement cyclique de l'indice des emplois vacants est fidèlement représenté par la spécification adoptée. Le choc financier est également le choc amenant la plus forte variation à la série durant la crise. Le choc anticipé de la productivité atténue encore positivement les variations de la série. Notons que le choc de demande n'a quasiment aucun effet sur les fluctuations de l'indice des emplois vacants que ce soit pendant la Grande Récession ou au cours des périodes antérieures.

On retrouve des constats similaires aux figures B.14 et B.15 pour le taux d'emploi et la population active. Cependant, contrairement au taux de chômage, à l'indice des emplois vacants et à l'emploi, les divergences entre la courbe pleine et la courbe hachurée du graphique (a) sont relativement bien marquées à la figure B.15. C'est la

---

référer à l'équation 3.4.

persistance dans la série de la population active qui rend sa représentation par des chocs moins exacte.

Enfin, les figures B.16 et B.17 présentent respectivement les décompositions de variance des taux d'entrée de sortie relatifs au chômage. Ici, les graphiques (a) montrent que les décompositions agrégées ne sont pas fidèles aux fluctuations des séries observées. Les résultats du taux de sortie sont néanmoins meilleurs que ceux du taux d'entrée. La littérature fait référence au choc à l'efficience du marché du travail pour expliquer le comportement des séries telles que le taux de sortie du chômage, Sahin, Song, Topa et Violante (2014). Si les résultats des figures B.16 et B.17 semblent indiquer d'autres sources de variations que celles présentes dans $\hat{\eta}_t$ pour reproduire le cycle des taux d'entrée et de sortie, l'observation des figures B.12 à B.15 permet de valider l'identification de $\hat{\eta}_t$ comme principale source de variation. Malgré ces manquements, la décomposition historique par le choc financier du taux de sortie du chômage est celle qui se rapproche le plus des fluctuations de la série observée lors de la dernière crise, ce qui permet de confirmer le rôle important de ce choc durant la Grande Récession.

Pour l'ensemble des figures précédemment présentées, le paramètre H était fixé à 10. Les graphiques (a) des figures B.16 et B.17 laissent penser que la spécification retenue peut être améliorée. Les figures B.18 et B.19 reprennent les décompositions historiques des taux d'entrée et de sortie du chômage lorsque H est fixé à 20. Seul le taux d'entrée dans le chômage fournit des résultats différents. Cette fois, la période de la Grande Récession est fidèlement reproduite par l'ensemble $\hat{\eta}_t$. Le graphique (e) de la figure B.18 contient une fois de plus la courbe hachurée la plus loin de la courbe pleine.

Des études comme celles de Giroud et Mueller (2017) ou Boeri, Garibaldi et Moen (2012) mettent en lumière le lien entre les perturbations survenant au sein de la sphère financière et les décisions des entreprises afférentes à la main d'œuvre. Ils montrent que la plupart des économies, notamment les Etats-Unis, étaient largement soutenues par un

marché financier développé. Dès lors, les entreprises, dont l'état du bilan était sensible à la santé du marché financier, se sont vues dans l'incapacité de maintenir un niveau de main d'œuvre constant suite à la crise de 2007, opérant alors des destructions d'emploi. Si l'on s'intéresse à la dynamique de la création d'emploi, il est intéressant de regarder du coté des petites entreprises en croissance qui participent fortement à l'ouverture de nouveaux postes mais qui sont également les plus vulnérables à un renforcement des contraintes de crédit.

5.3 Le marché du travail face à la production et à l'inflation.

À ce stade, nous avons identifié le choc financier comme principal choc sur le marché du travail durant la Grande Récession. Il est alors intéressant de comparer les décompositions historiques du marché du travail à celles des séries de la première étape.

Commençons par une observation générale des décompositions historiques de chaque série de Y_t. Sans surprise c'est bien le choc financier, au graphique (e) de la figure B.20, qui est en grande partie responsable de l'ampleur des fluctuations cycliques de l'écart de crédit, et ce, sur l'ensemble de la période. Même si cela n'est que minime, les chocs de productivité ont également une part dans le cycle de la série financière, en particulier lors du premier choc pétrolier en 1973. Un fait étonnant est à relever à la figure B.21. À lui seul, le choc non anticipé de la productivité (b) parvient à reproduire presque toutes les fluctuations de la TFP, ne laissant aucune place aux effets du choc anticipé (c). Pour ce qui est de la production et de l'inflation présentées aux figures B.22 et B.23, on voit que les parts des chocs sont assez partagées. Comme on le retrouve dans les résultats de la littérature, le graphique (c) de la figure B.22 montre que le choc anticipé est important pour le cycle de la production. Ces résultats sont fidèles aux résultats des décompositions de variance.

Le choc financier est important aussi bien pour le marché du travail que pour les

séries réelles que sont la production et l'inflation lors de la Grande Récession. Par contre toujours durant cette même crise, les rôles du choc non anticipé et du choc de demande diffèrent selon qu'il s'agisse du marché du travail ou des séries réelles. Il s'avère que le choc non anticipé de la productivité, presque inexistant pour le cycle des séries réelles, arrive à expliquer une part substantielle des fluctuations du marché du travail pendant la Grande Récession. À l'inverse le choc de demande est plus important pour le comportement cyclique des séries réelles qu'il ne l'est pour celui du marché du travail. Plus encore, le choc de demande est légèrement plus prononcé sur la production et l'inflation que ne l'est le choc financier comme le montrent les graphiques (d) et (e) des figures B.22 et B.23. La figure B.7 nous informait de la prédominance de la force du choc de demande pendant la Grande Récession par rapport à celle des autres chocs estimés. L'analyse des décompositions historiques de variance de la production et de l'inflation tendent à confirmer ces résultats. Une fois encore, le mécanisme d'accélérateur financier permet d'expliquer la réaction des variables au choc financier. En accord avec l'étude de Boeri, Garibaldi et Moen (2012), il semble que l'économie américaine se soit, au cours des périodes, ancrée plus profondément au sein d'un système financier, au point où le marché du travail a été affecté par un choc financier a priori moins agressif que ceux survenus antérieurement à la crise de 2007. Ce même marché peut, d'autre part, partiellement parvenir à se protéger de la baisse de la demande faisant suite au choc de demande en mettant en réserve une partie du stock de travailleur, ce phénomène est communément appelé *labor hoarding*.

Enfin, en observant la période complète, on remarque que le choc financier compte davantage pour les fluctuations du taux de chômage de la période totale que pour celles de la production.

CONCLUSION

Dans l'objectif de comprendre la crise qui a frappé le marché du travail américain dès le quatrième trimestre de 2007, quatre chocs ont été identifiés au moyen d'une représentation vectorielle autorégressive structurelle. Plusieurs étapes telles que l'observation des sentiers de réponse du SVAR et de la projection linéaire ainsi que l'observation des décompositions historiques tendent à approuver la validité de ces chocs structurels pour l'explication de la crise. Les résultats de ce mémoire viennent appuyer ceux renseignant sur le rôle prédominant du choc financier lors de la Grande Récession. Le choc financier a occasionné les plus fortes variations du marché du travail au cours de la dernière crise. Les effets de ce choc sur la production et l'inflation sont également considérables. On distingue toutefois des divergences entre le marché du travail et les séries réelles. Bien que le choc financier soit important pour toutes ces séries, ses répercussions sont davantage marquées sur le marché du travail pendant la Grande Récession et antérieurement. De plus, le choc non anticipé de la productivité a affecté le marché du travail lors de la crise de 2007 sans que l'on distingue son rôle dans les baisses qu'ont connues la production et l'inflation. Le choc anticipé se démarque en atténuant les effets négatifs de la crise. Les décompositions historiques des taux d'entrée et de sortie du chômage révèlent cependant une lacune dans l'utilisation des chocs structurels estimés pour traduire entièrement le comportement du marché du travail.

On retrouve également parmi les résultats de ce mémoire deux autres faits déjà énoncés. L'analyse des décompositions historiques reprend l'importance du choc anticipé de la productivité des facteurs de production pour l'explication du cycle économique de la production. Enfin, les décompositions historiques du taux de chômage, des taux d'entrée et de sortie qui s'y rapportent ainsi que les sentiers de réponse de ces séries visent

le taux de sortie du chômage comme étant le taux responsable des variations du taux de chômage.

ANNEXE A

TABLEAUX

Tableau A.1 Test de racine unitaire des variables Y_t. États-Unis, 1960-2016.

	Statistique-t	Valeur critique à 5%	Décision
Productivité des facteurs	-2.351	-3.432	H_0
Production *	-2.414	-3.432	H_0
Inflation *	-3.3404	-1.9422	H_1
GZ spread	-3.129	-2,879	H_1
Résidu de la production	-2.263	-1,942	H_1

Notes : * Le test de racine unité est effectué sur les variables log-linéarisée

Tableau A.2 Test de racine unitaire des variables du marché du travail, X_t. États-Unis, 1960-2016 et 1976-2015.

	Statistique-t	Valeur critique à 5%	Décision
Taux de chômage	-2.721	-2,875	H_0
Emplois *	-0.513	-3.433	H_0
Population active	0.4112	-3.433	H_0
Emplois vacants	-3,411	-2,875	H_1
Taux de sortie **	-3.381	-2,881	H_1
Taux d'entrée **	-1.712	-3.442	H_0

Notes : * Le test de racine unité est effectué sur les variables log-linéarisée

** Les variables de taux d'entrée et de sortie relatifs au taux de chômage s'entendent de janvier 1976 à décembre 2015.

ANNEXE B

FIGURES

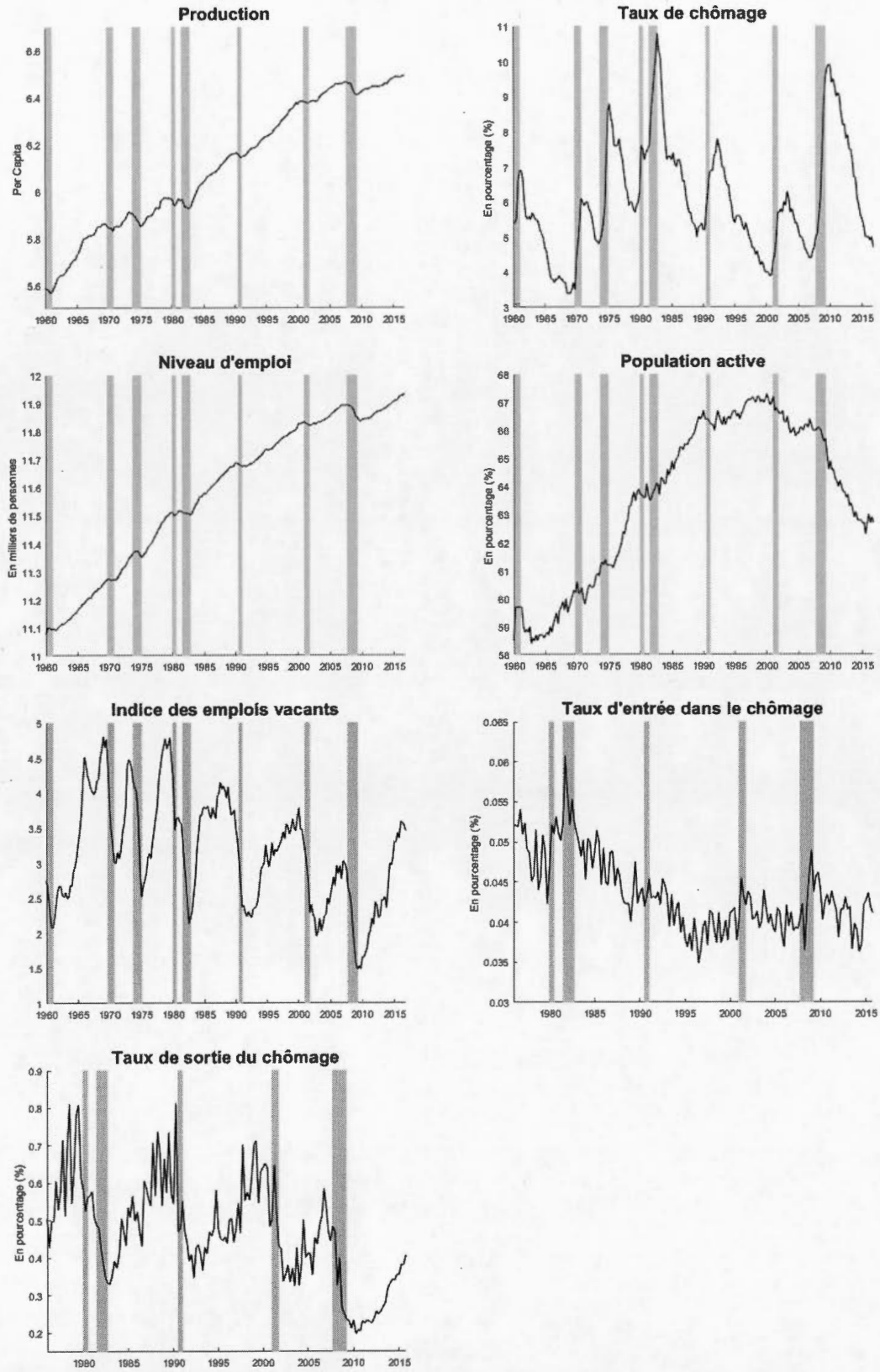

Figure B.1 Graphiques des variables du marché du travail et de la production. États-Unis, 1960-2016 et 1976-2015.

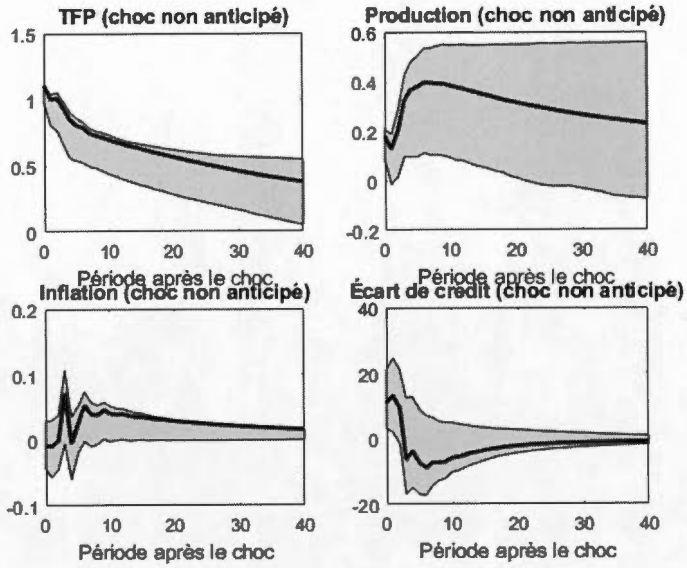

Figure B.2 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc non anticipé de la productivité totale des facteurs de production.

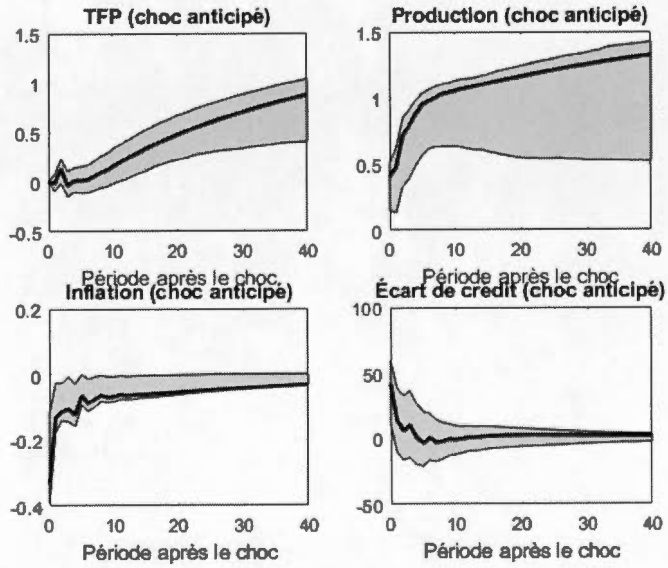

Figure B.3 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc anticipé de la productivité totale des facteurs de production.

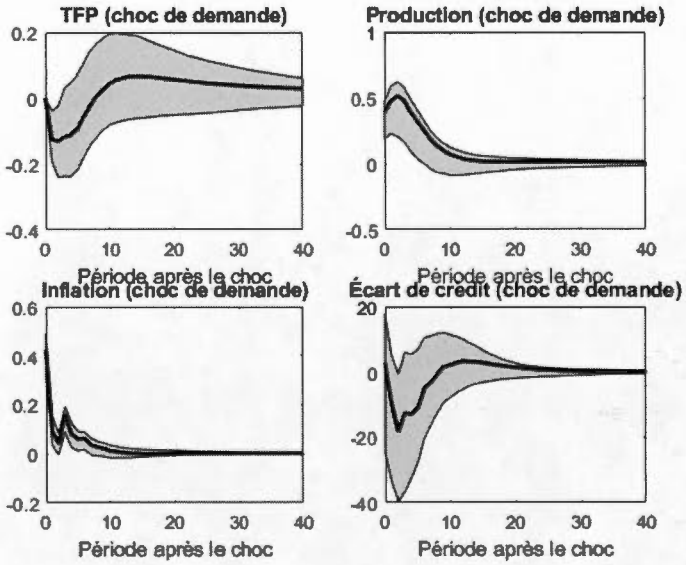

Figure B.4 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc de demande.

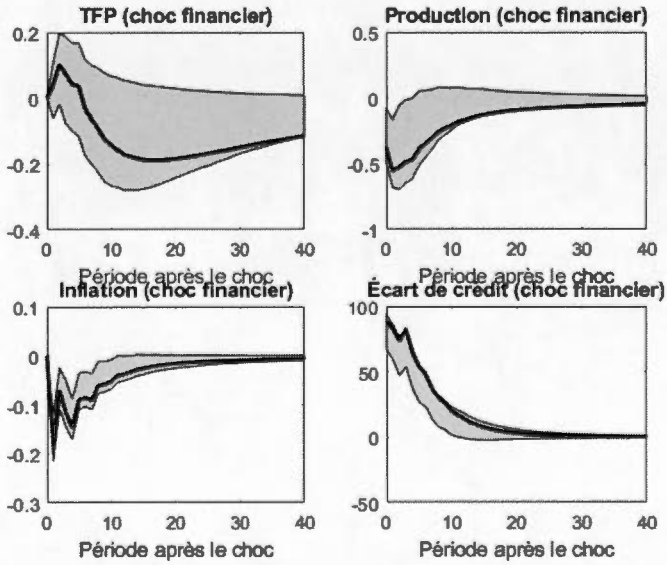

Figure B.5 Sentiers de réponse des variables Y_t suite au choc financier.

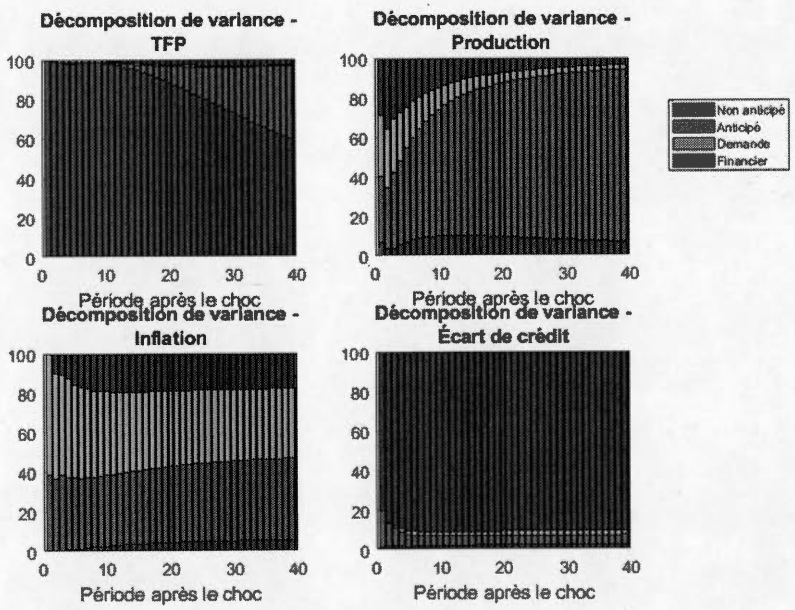

Figure B.6 Décomposition de la variance des variables Y_t.

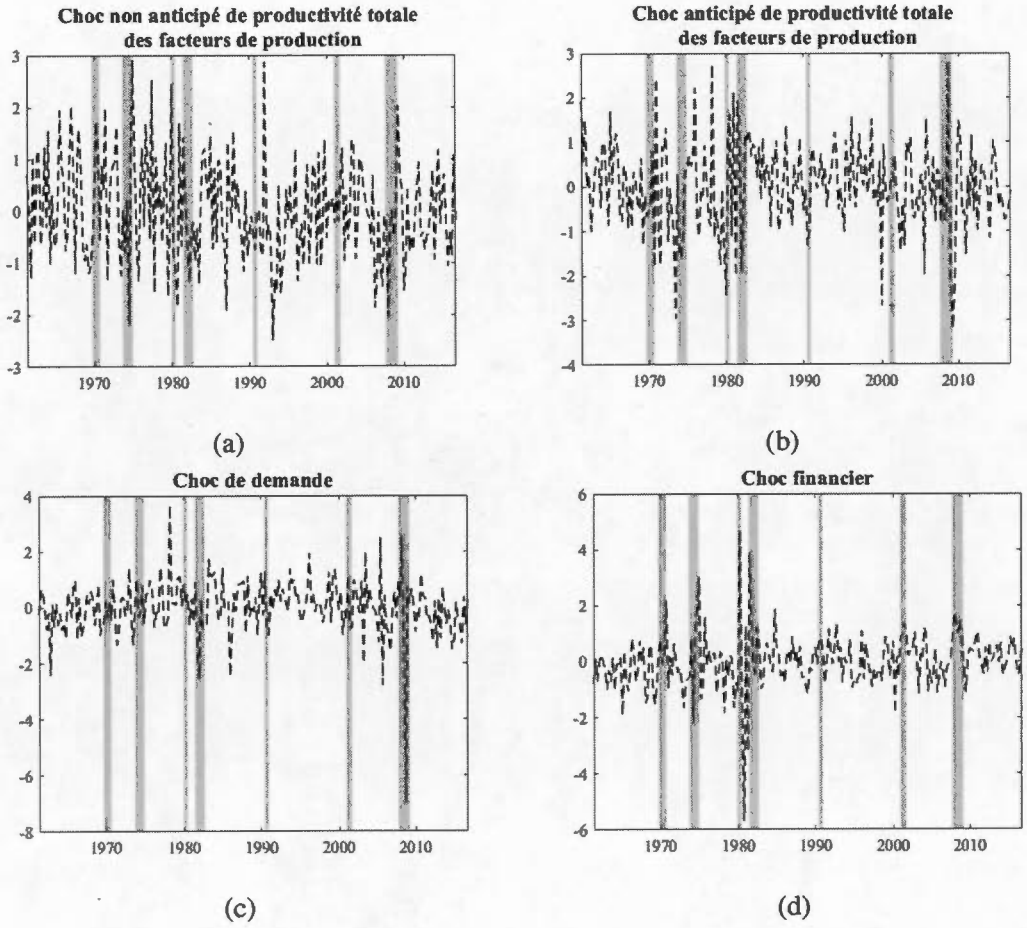

Figure B.7 Graphiques des séries des chocs η_t, estimés par SVAR entre 1961 et 2016.

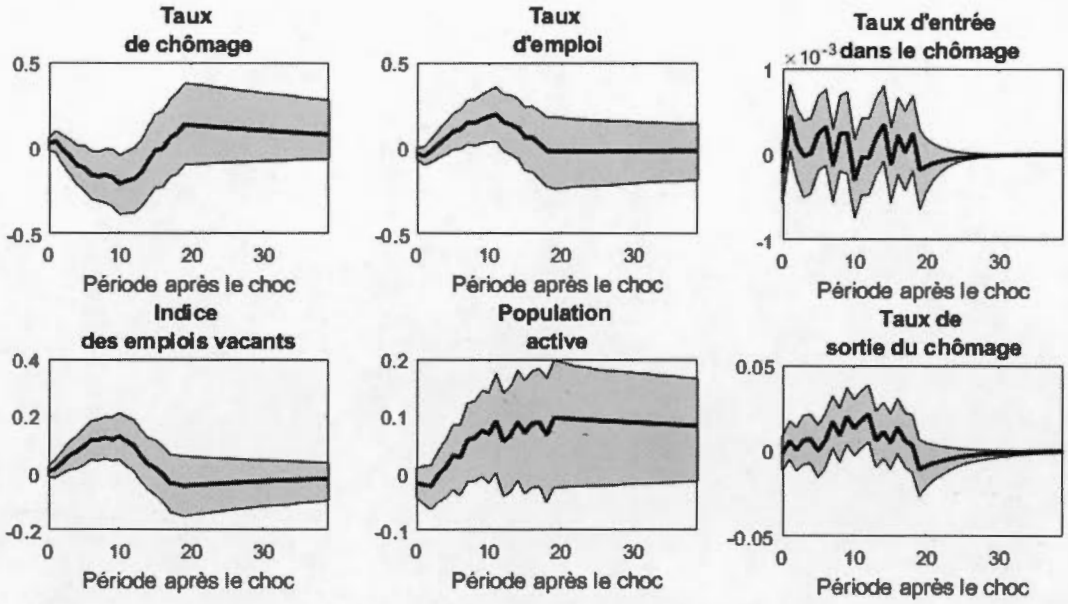

Figure B.8 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc non anticipé de la productivité totale des facteurs de production.

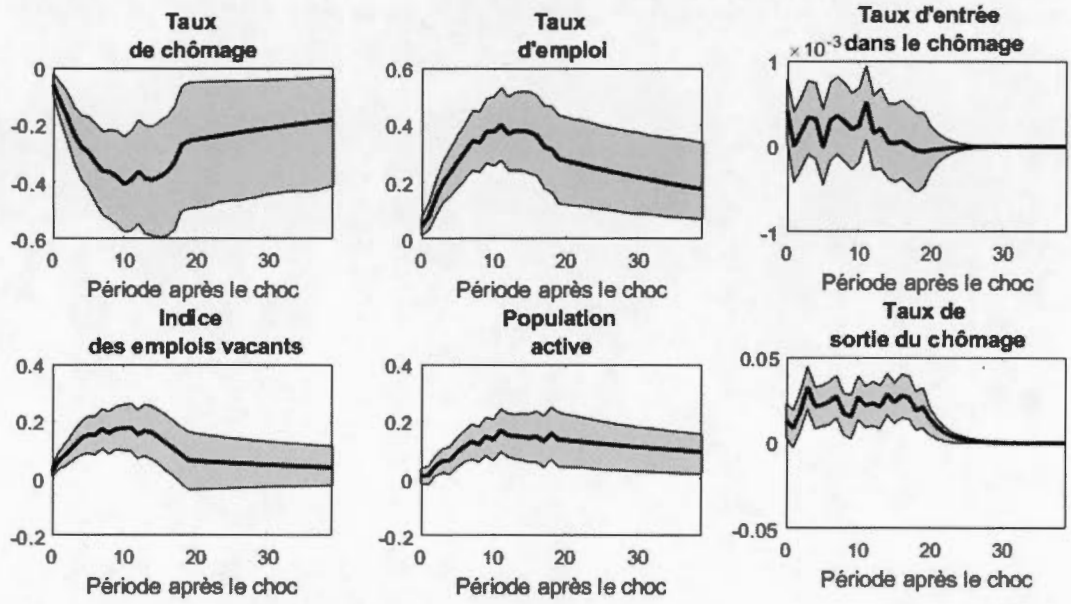

Figure B.9 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc anticipé de la productivité totale des facteurs de production.

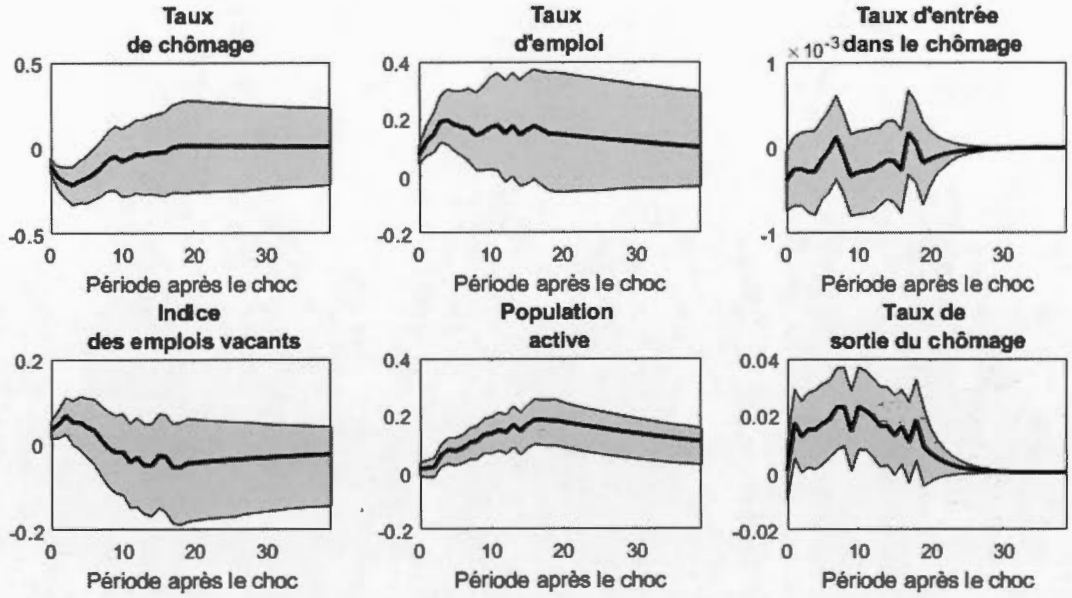

Figure B.10 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc de demande.

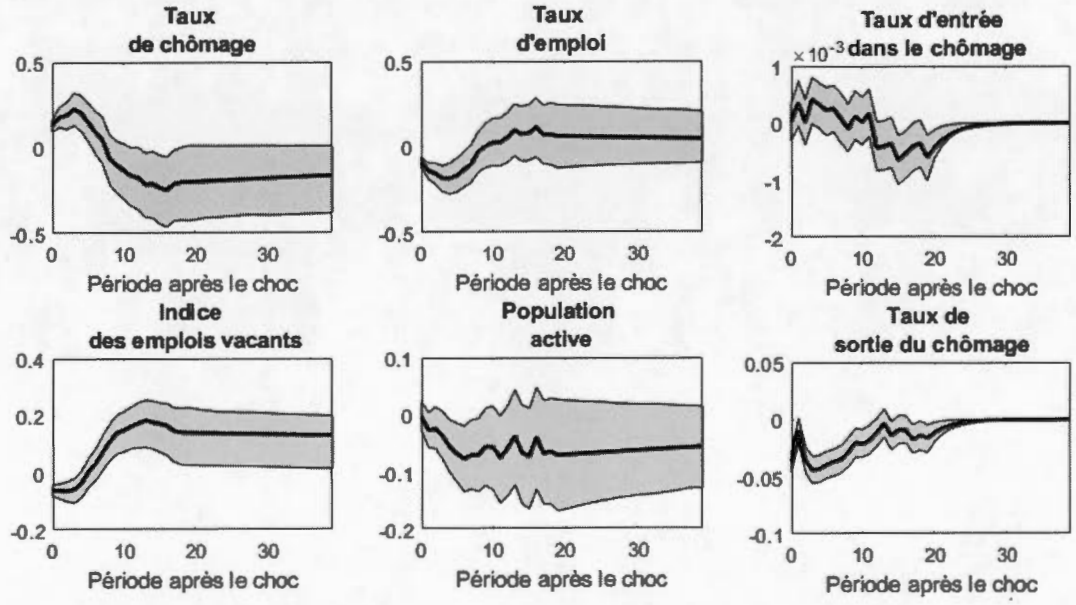

Figure B.11 Sentiers de réponse des variables du marché du travail X_t suite au choc financier.

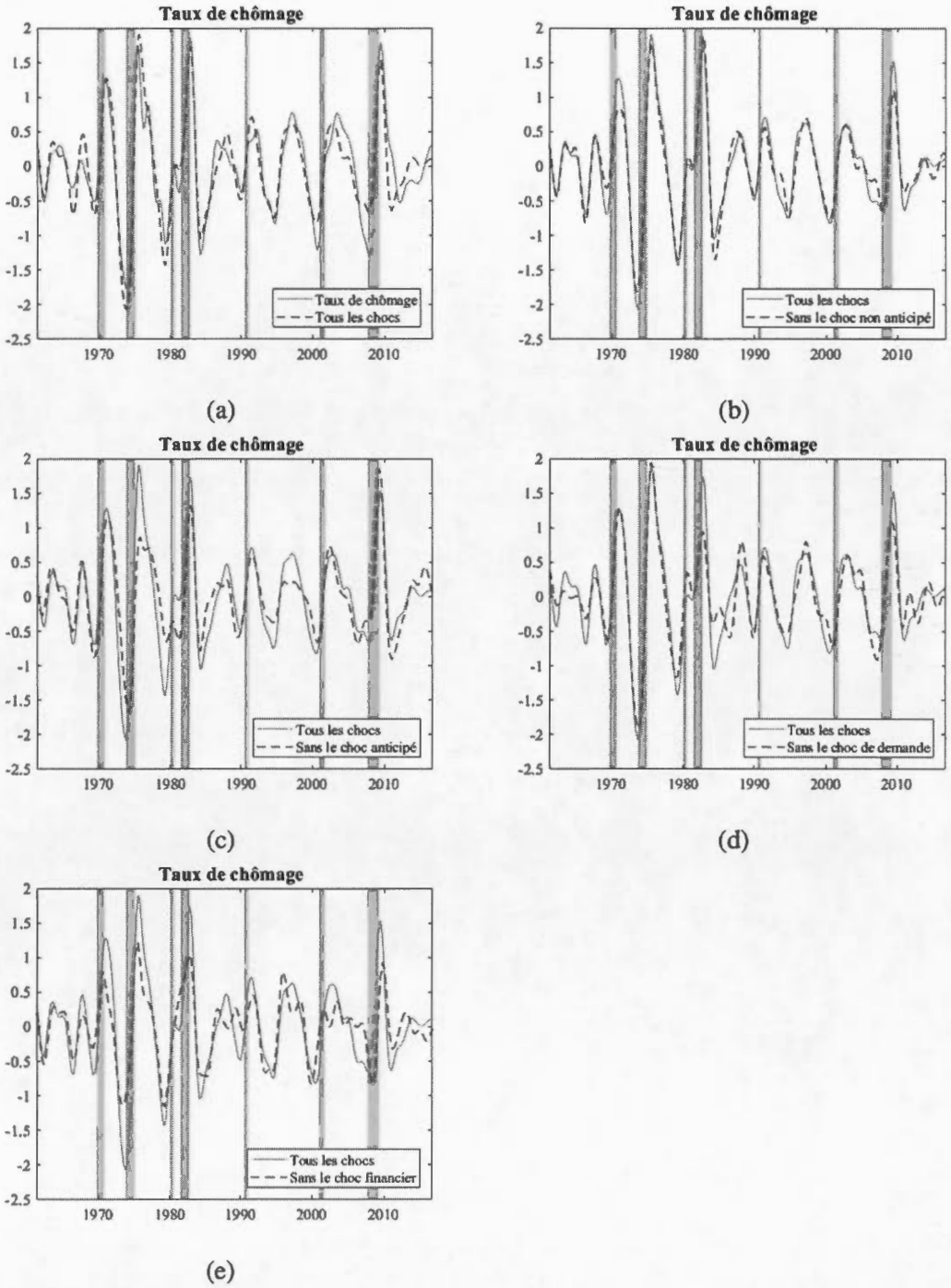

Figure B.12 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

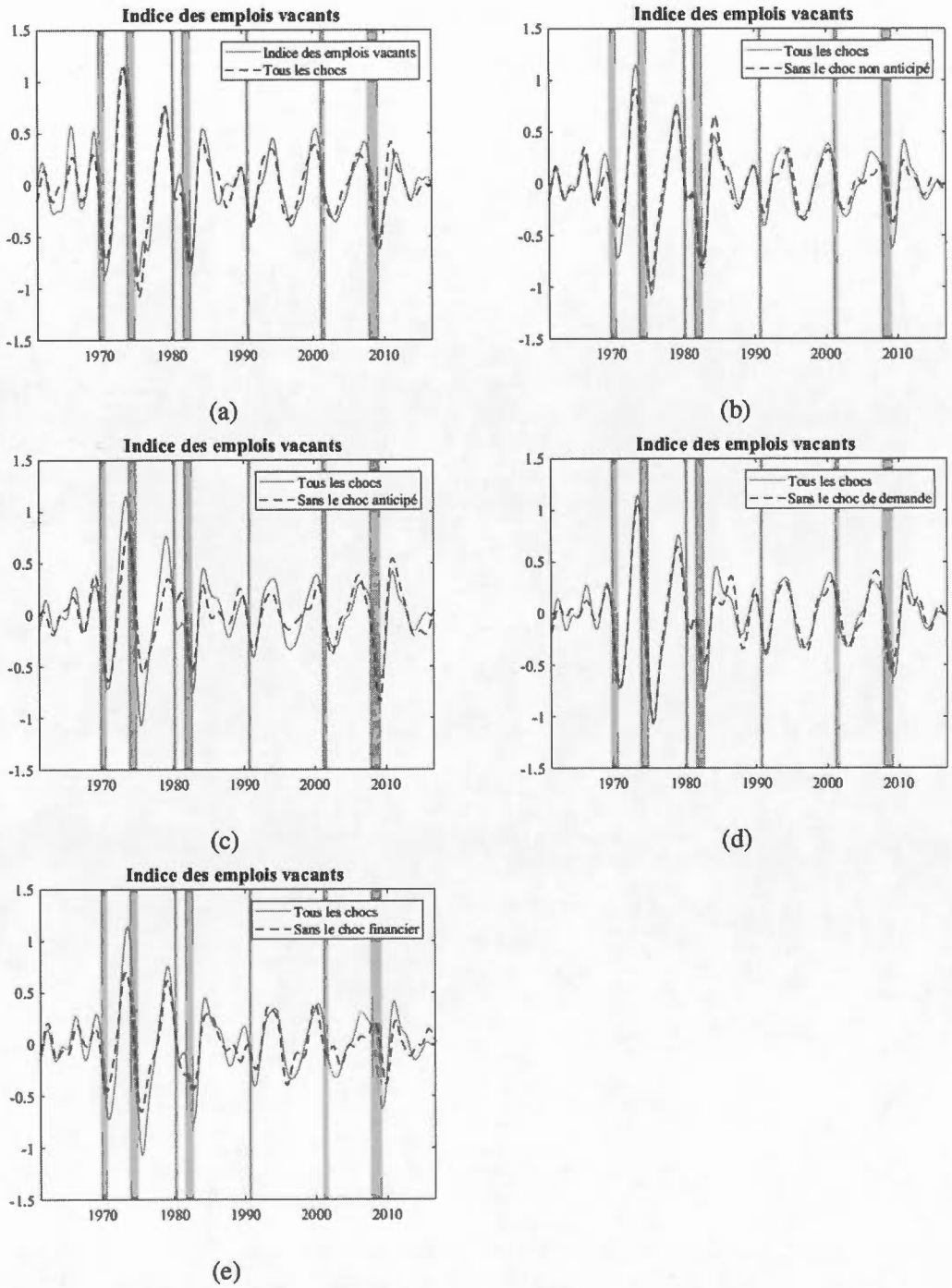

Figure B.13 Décomposition historique de la composante cyclique de l'indice des emplois vacants. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

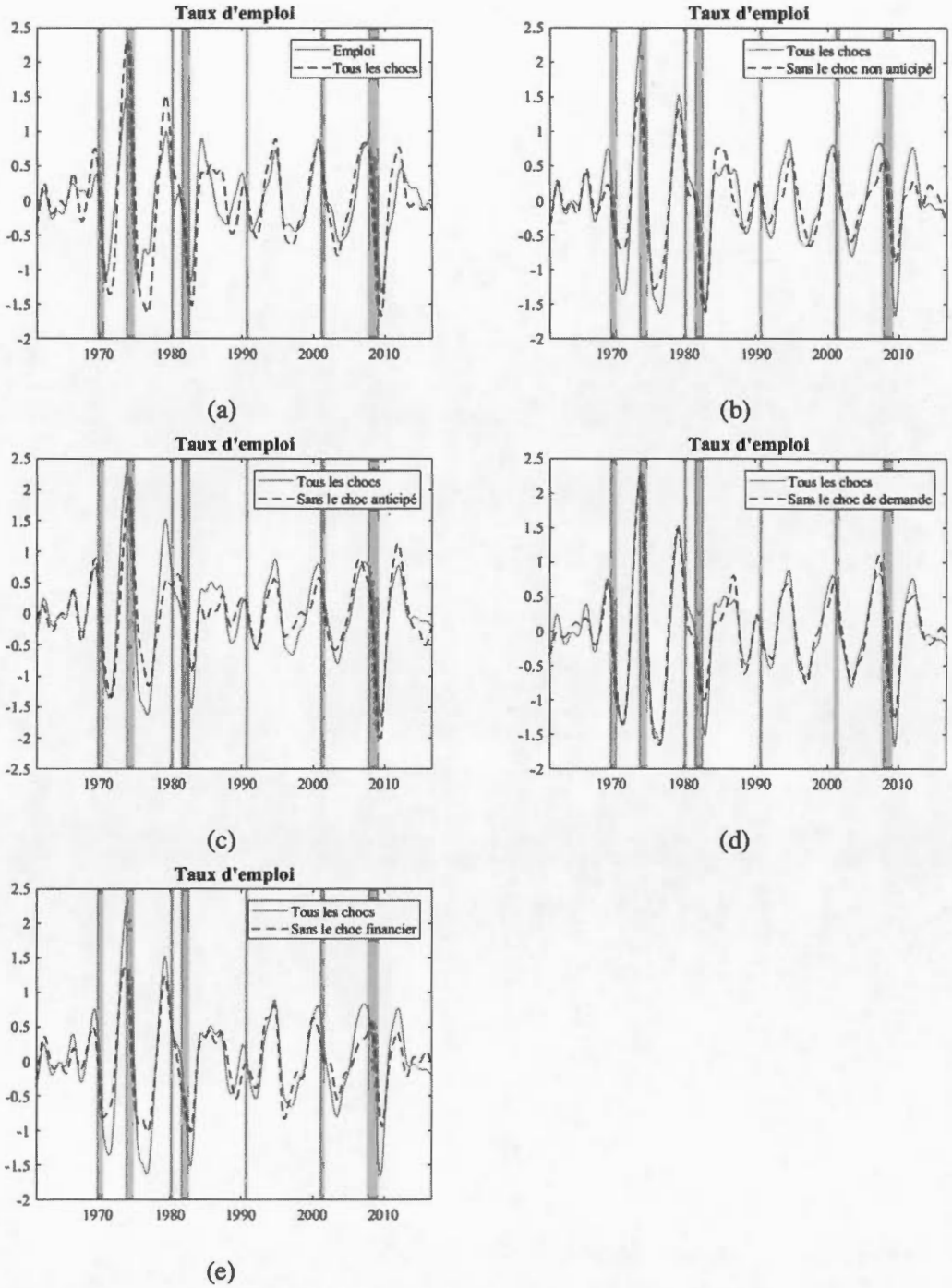

Figure B.14 Décomposition historique de la composition cyclique du taux d'emploi. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

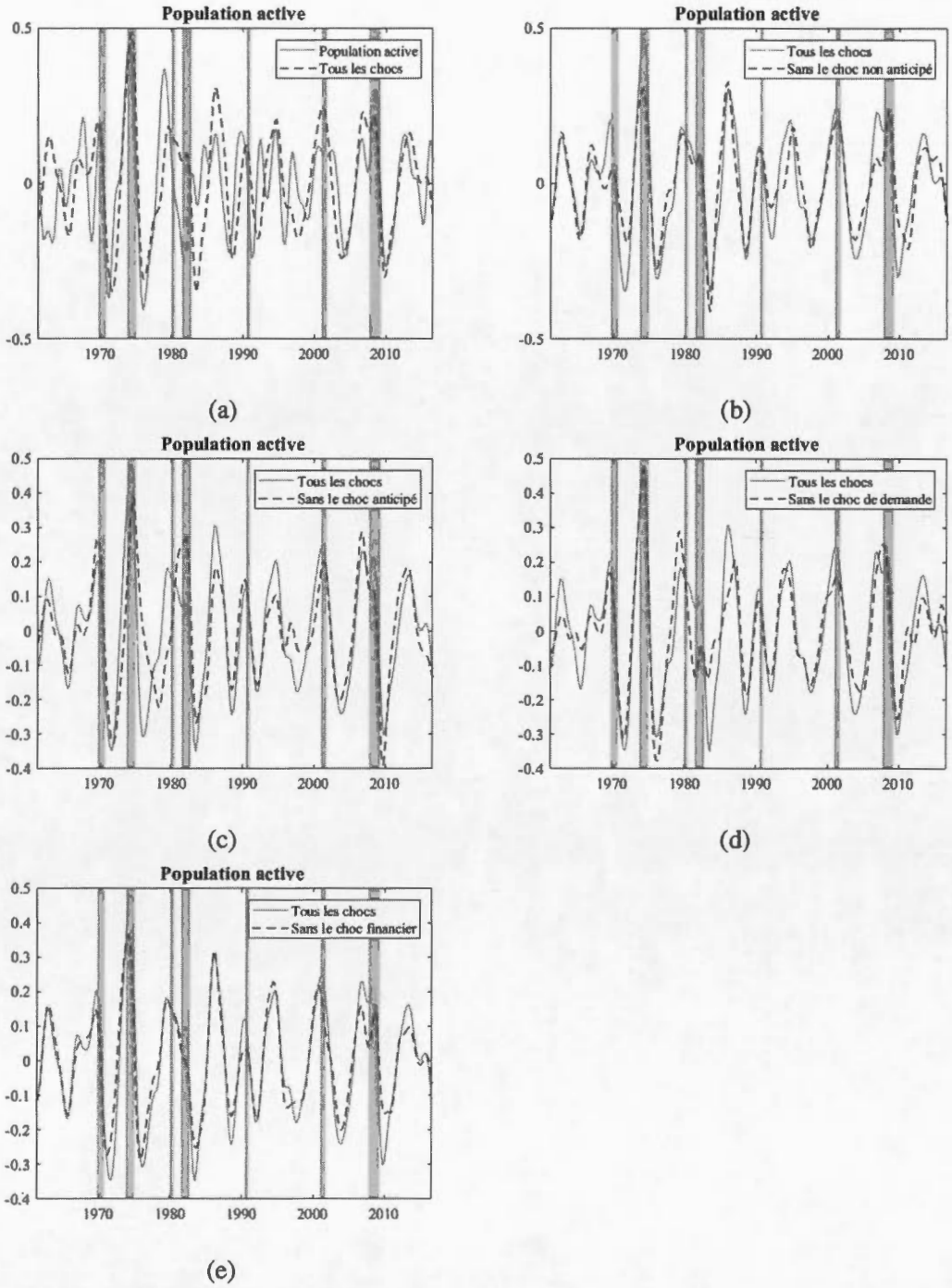

Figure B.15 Décomposition historique de la composante cyclique de la population active. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

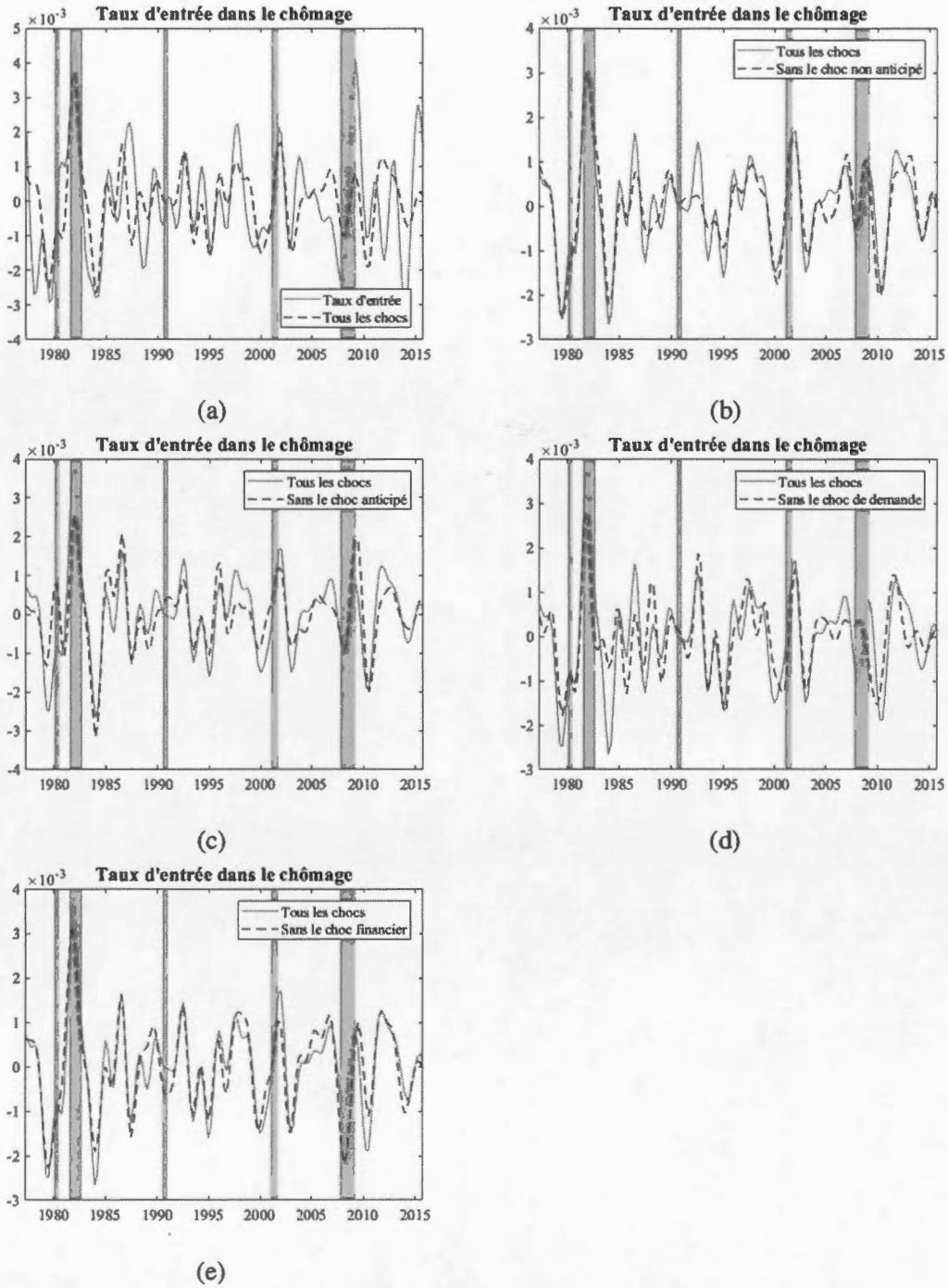

Figure B.16 Décomposition historique de la composante cyclique du taux d'entrée dans le chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015.

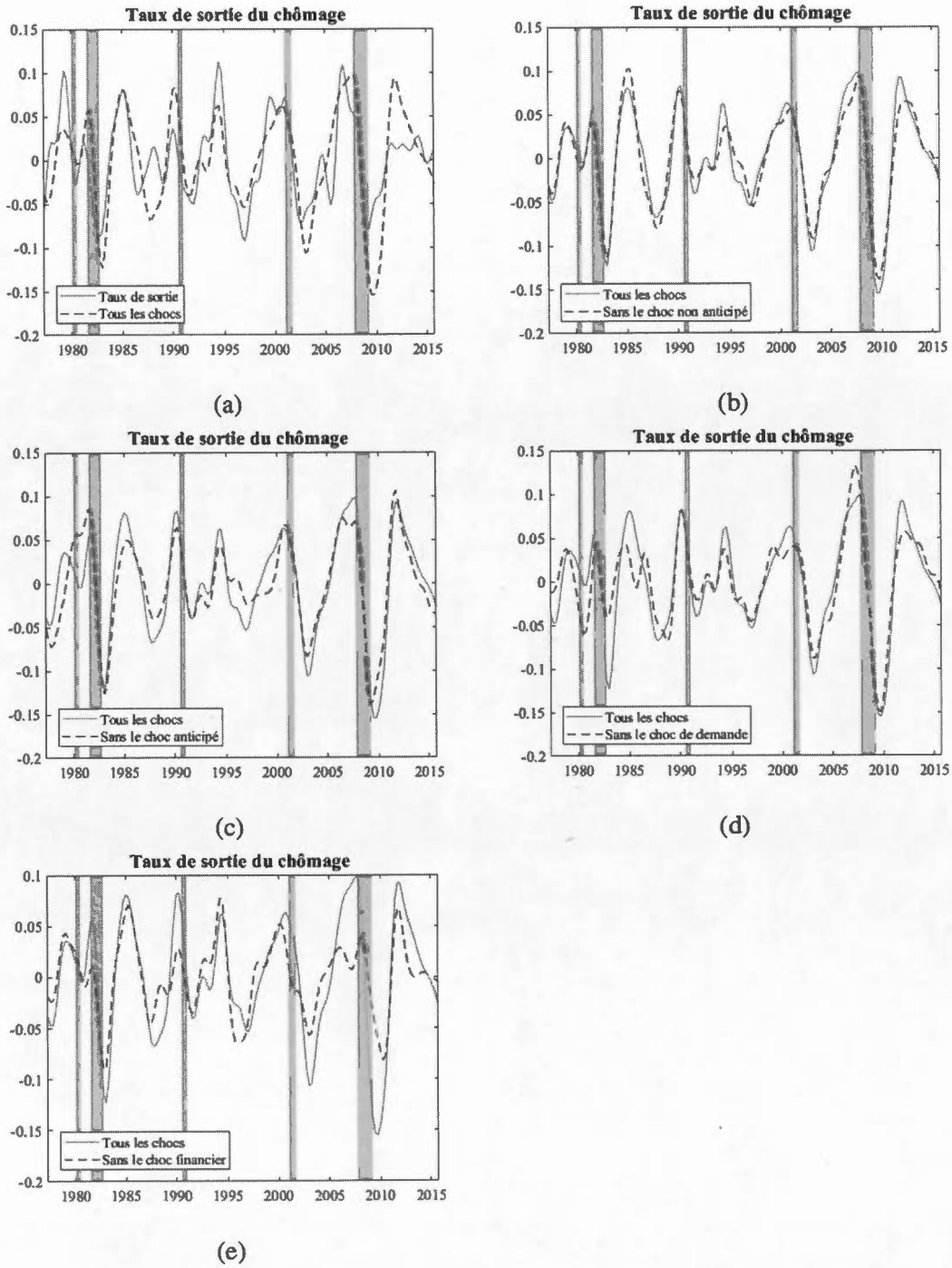

Figure B.17 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de sortie du chômage. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015.

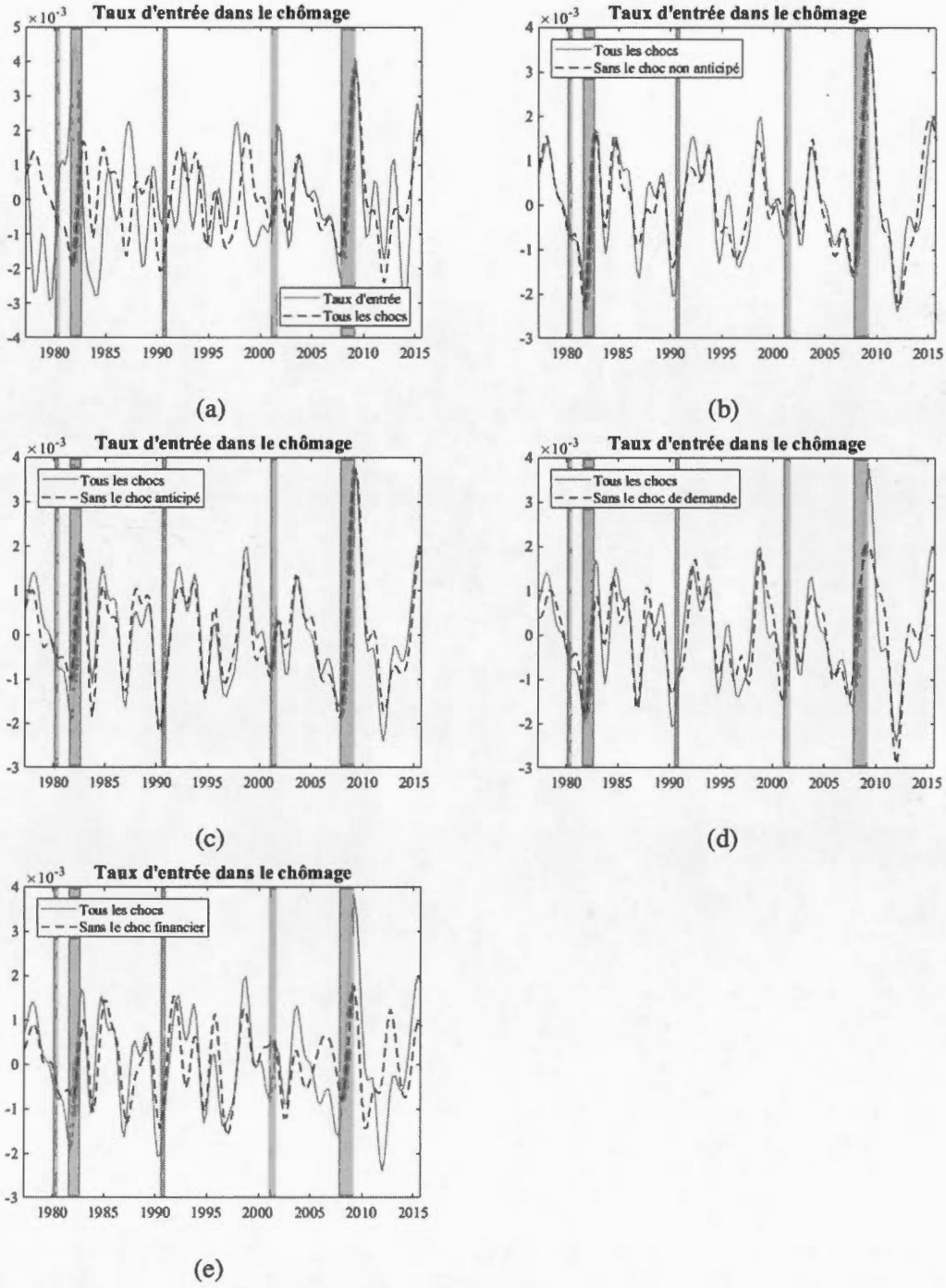

Figure B.18 Décomposition historique de la composante cyclique du taux d'entrée dans le chômage, H=20. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015.

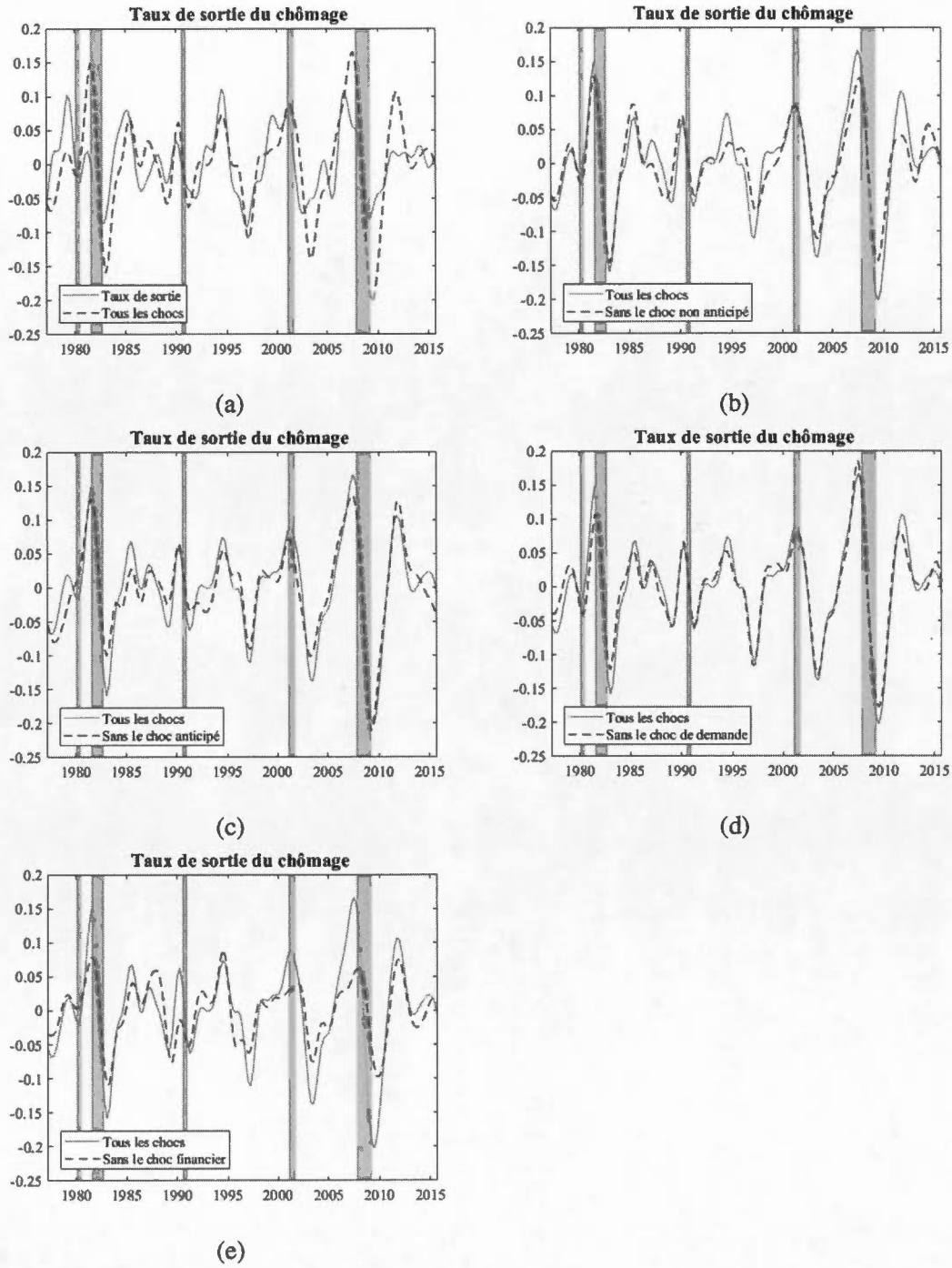

Figure B.19 Décomposition historique de la composante cyclique du taux de sortie, H=20. Filtre passe-bande. États-Unis, 1977-2015.

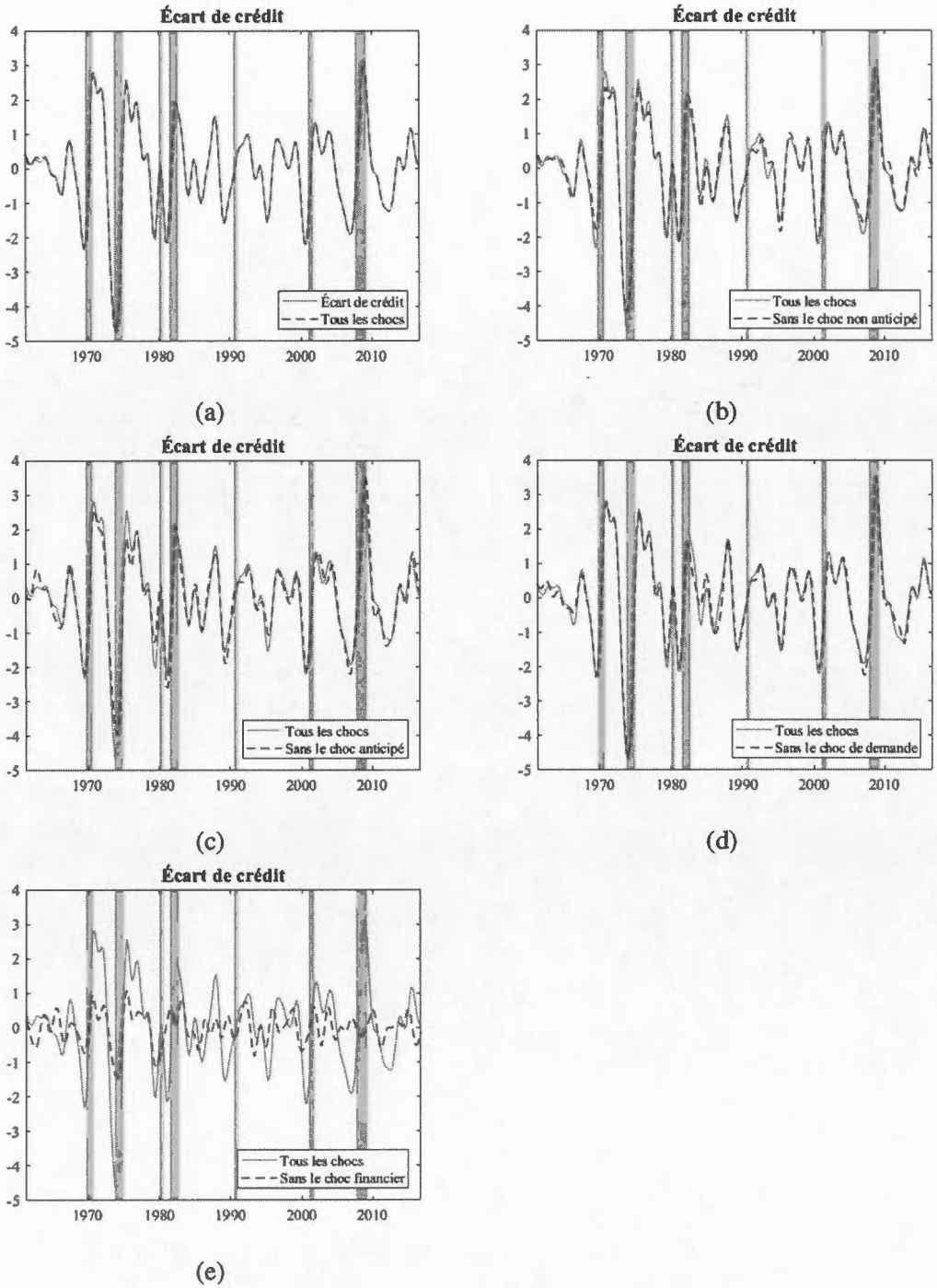

Figure B.20 Décomposition historique de la composante cyclique de l'écart de crédit. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

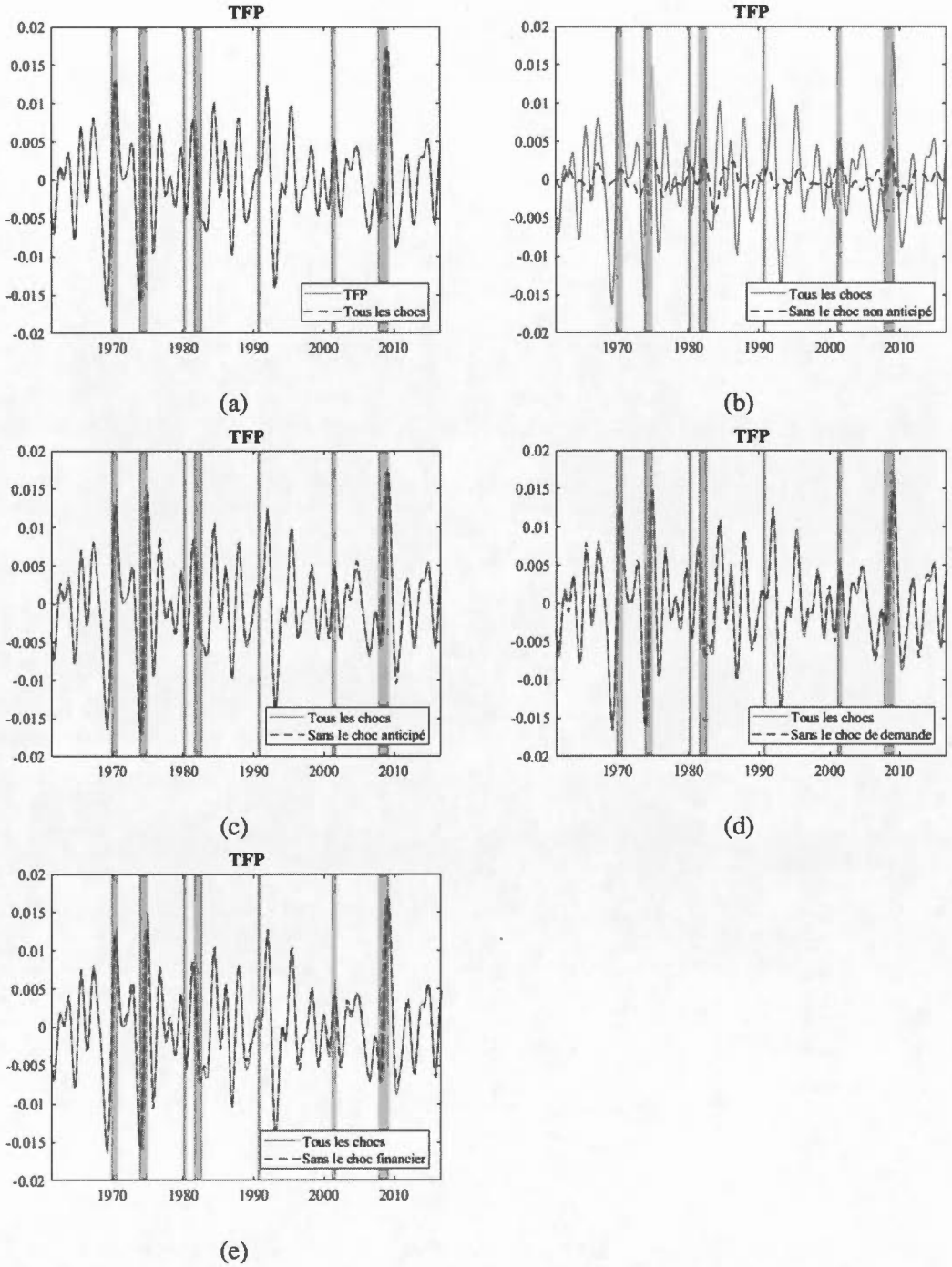

Figure B.21 Décomposition historique de la composante cyclique de la productivité totale des facteurs de production en différence. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

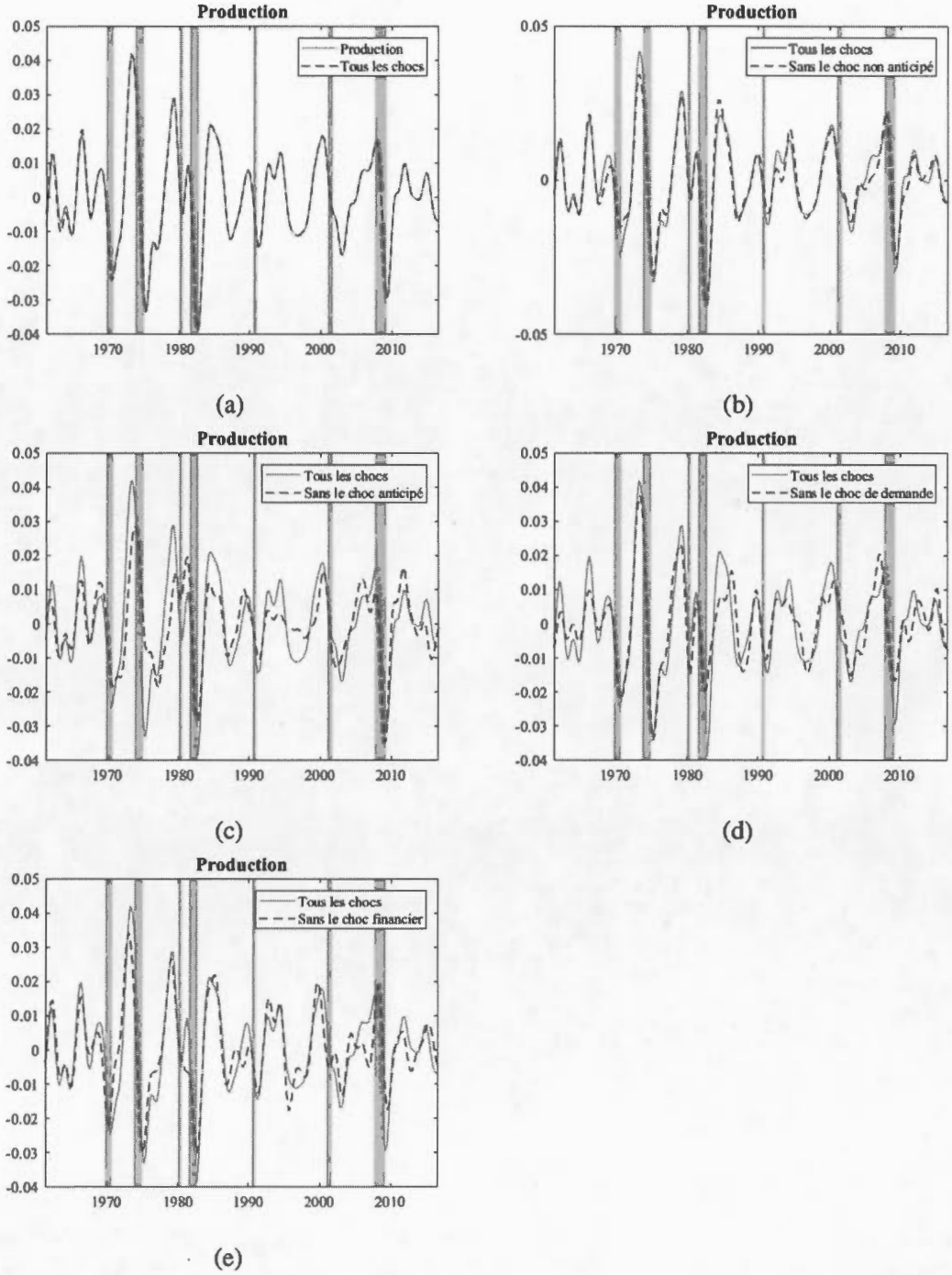

Figure B.22 Décomposition historique de la composition cyclique de la production. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

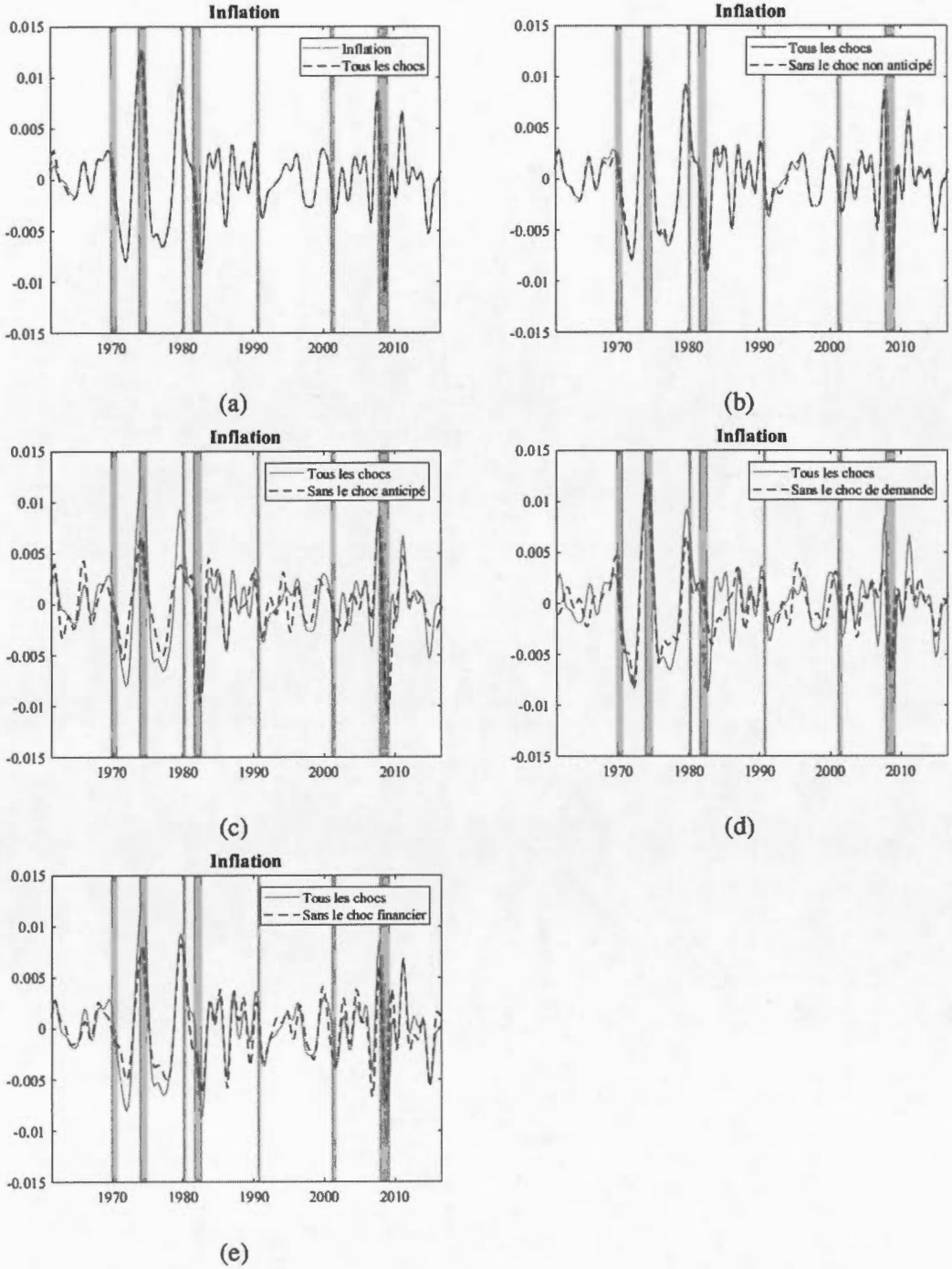

Figure B.23 Décomposition historique de la composante cyclique de l'inflation. Filtre passe-bande. États-Unis, 1961-2016.

BIBLIOGRAPHIE

Abowd, J. M. et Zellner, A. (1985). Estimating gross labor-force flows. *Journal of Business & Economic Statistics*, *3*(3), 254–283.

Barnichon, R. (2010). Building a composite help-wanted index. *Economics Letters*, *109*(3), 175–178.

Barnichon, R. et Figura, A. (2015). Labor market heterogeneity and the aggregate matching function. *American Economic Journal : Macroeconomics*, *7*(4), 222–49.

Barsky, R. B. et Sims, E. R. (2009). *News shocks*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

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

Bernanke, B. et Gertler, M. (1989). Agency costs, net worth, and business fluctuation. *American Economic Review*, *79*(1), 14–31.

Bernanke, B. S., Gertler, M. et Gilchrist, S. (1999). The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. *Handbook of macroeconomics*, *1*, 1341–1393.

Boeri, T., Garibaldi, P. et Moen, E. (2012). *The Labor Market Consequences of Adverse Financial Shocks*. Rapport technique, Institute for the Study of Labor (IZA).

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Vigfusson, R. (2003). *What happens after a technology shock ?* Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S. et Trabandt, M. (2013). *Unemployment and Business Cycles*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. S. et Trabandt, M. (2015). Understanding the great recession. *American Economic Journal : Macroeconomics*, *7*(1), 110–167.

Darby, M. R., Haltiwanger, J. C. et Plant, M. W. (1986). The ins and outs of unemployment : The ins win.

Dickens, W. T. et Triest, R. K. (2012). *Potential effects of the Great Recession on the US labor market*. Rapport technique, Working Papers, Federal Reserve Bank of Boston.

Fama, E. F. (1981). Stock returns, real activity, inflation, and money. *The American economic review*, *71*(4), 545–565.

Fève, P. et Guay, A. (2010). Identification of technology shocks in structural vars. *The Economic Journal*, *120*(549), 1284–1318.

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

Fujita, S. (2004). *Vacancy persistence.* Rapport technique, Federal Reserve Bank of Philadelphia.

Fujita, S. et Ramey, G. (2009). The cyclicality of separation and job finding rates. *International Economic Review*, *50*(2), 415–430.

Furlanetto, F. et Groshenny, N. (2016). Mismatch shocks and unemployment during the great recession. *Journal of Applied Econometrics*, *31*(7), 1197–1214.

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

Gilchrist, S., Schoenle, R., Sim, J. et Zakrajšek, E. (2017). Inflation dynamics during the financial crisis. *American Economic Review*, *107*(3), 785–823.

Gilchrist, S., Yankov, V. et Zakrajšek, E. (2009). Credit market shocks and economic fluctuations : Evidence from corporate bond and stock markets. *Journal of monetary Economics*, *56*(4), 471–493.

Gilchrist, S. et Zakrajšek, E. (2012). Credit spreads and business cycle fluctuations. *American Economic Review*, *102*(4), 1692–1720.

Giroud, X. et Mueller, H. M. (2017). Firm leverage, consumer demand, and employment losses during the great recession. *The Quarterly Journal of Economics*, *132*(1), 271–316.

Guo, H. *et al.* (2002). Stock market returns, volatility, and future output. *Review-Federal Reserve Bank of Saint Louis*, *84*(5), 75–84.

Liu, Z. et Phaneuf, L. (2011). *The Adjustments of Hours and Real Wages to Technology Shocks : Assessing the Role of Nominal Rigidities.* Rapport technique, Federal Reserve Bank of San Francisco.

Mortensen, D. T. et Pissarides, C. A. (1994). Job creation and job destruction in the theory of unemployment. *The Review of Economic Studies*, *61*(3), 397–415.

Ravn, M. O. et Simonelli, S. (2007). Labor market dynamics and the business cycle :

Structural evidence for the united states. *The Scandinavian Journal of Economics, 109*(4), 743–777.

Reinhart, C. M. et Rogoff, K. S. (2009). The aftermath of financial crises. *American Economic Review, 99*(2), 466–72.

Şahin, A., Song, J., Topa, G. et Violante, G. L. (2014). Mismatch unemployment. *American Economic Review, 104*(11), 3529–64.

Shimer, R. (2005). The cyclical behavior of equilibrium unemployment and vacancies. *American economic review*, 25–49.

Shimer, R. (2012). Reassessing the ins and outs of unemployment. *Review of Economic Dynamics, 15*(2), 127–148.

Sims, E. (2011). Permanent and transitory technology shocks and the behavior of hours : A challenge for DSGE models. Unpublished manuscript. *University of Notre Dame, Notre Dame, IN.*

Stock, J. H. et Watson, M. W. (2012). *Disentangling the Channels of the 2007-2009 Recession*. Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Zhang, Y. (2011). *Financial frictions, financial shocks and labour market fluctuations in Canada*. Rapport technique, Bank of Canada Discussion Paper.