

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

IMPACT DE L'INCERTITUDE SUR LA SENSIBILITÉ DU
MARCHÉ FINANCIER À UN CHOC DE POLITIQUE
MONÉTAIRE

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

ADAM ABDEL KADER TOURÉ

JUIN 2017

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

En tout premier lieu, je tiens à remercier mes directeurs de recherche. Monsieur Dalibor S., je vous remercie pour la liberté et la confiance que vous m'avez accordées durant ce travail, cela m'a permis d'apprendre beaucoup, de m'exprimer pleinement et de grandir en confiance. Monsieur A. Paquet, je vous remercie pour votre implication jusque dans la rédaction, pour votre rigueur et votre humanisme ont permis d'améliorer la qualité de cette recherche dans une ambiance filiale.

Merci au personnel administratif, particulièrement à Martine, Julie et Karine. Mesdames, vous contribuez à créer un environnement agréable et favorable à la réussite.

Un grand Merci à tous mes amis et collègues du département d'économie et de l'AéESG. Au plus proches d'entre vous, aux familles Kossonou et Cissé un sincère et profond Merci, votre présence, votre amitié, vos conseils ont contribué à rendre cette expérience riche et chaleureuse.

À la Grande Famille, Merci pour vos encouragements et vos soutiens. Merci, Père pour ta confiance et tes conseils. Maman, comme tu le sais bien, les mots ne sauraient suffire pour traduire ma reconnaissance et ma gratitude envers toi pour tout ce que tu fais. Maman, Merci infiniment !

À Toi qui est à la fois Mon PÈRE, Mon Grand FRÈRE et Mon AMI, Merci. Merci, pour ton Amour Bienveillant, ta Proximité et ta Fidèle Amitié. À Toi L'Unique, Tendre PÈRE, Merveilleux Grand FRÈRE et Excellent Conseiller, Bon Maître, Toute ma reconnaissance et Toute ma gratitude.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	ix
RÉSUMÉ	x
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LA LITTÉRATURE	6
1.1 L'incertitude	6
1.1.1 La notion d'incertitude	6
1.1.2 Comment l'incertitude affecte-t-elle l'économie ?	7
1.1.3 Les mesures d'incertitude	10
1.2 Politique monétaire et marché financier : les effets de l'incertitude . .	15
1.2.1 Relation entre la politique monétaire et le marché financier . .	15
1.2.2 Les effets de l'incertitude sur le marché financier	17
1.2.3 L'effet de l'incertitude sur l'efficacité de la politique monétaire	21
CHAPITRE II	
MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES	23
2.1 Approche économétrique	23
2.1.1 Modèle VAR (Vectoriel autorégressif)	23
2.1.2 Modèle VAR à seuil (TVAR)	28
2.1.3 Estimation	29
2.1.4 Outils d'analyse	31
2.2 Données et stationnarité	34
2.2.1 Données	34

2.2.2	Tests de stationnarité	37
CHAPITRE III		
	ANALYSE DES RÉSULTATS	39
3.1	Effet de la politique monétaire dans une spécification linéaire avec et sans incertitude	40
3.1.1	Modèle linéaire sans incertitude	40
3.1.2	Modèle linéaire avec incertitude	41
3.2	Spécification non linéaire : Distinction entre régime de faible incertitude macroéconomique et régime de forte incertitude macroéconomique	43
3.2.1	Seuil endogène	44
3.2.2	Seuil JLN	47
3.3	Spécification non linéaire : Distinction entre régimes de faible et de forte incertitude financière	52
3.3.1	Seuil endogène	52
3.3.2	Seuil JLN	54
3.4	Analyse avec les fonctions de réponses généralisées et probabilité de changement de régime	58
3.4.1	Analyse avec les fonctions de réponses généralisées	58
3.4.2	Comparaison des réponses et des probabilités de changement de régime selon l'intensité et le signe du choc	61
3.5	Analyse de robustesse	66
3.5.1	Comparaison des résultats selon les horizons de prévision	66
3.5.2	Analyse avec le niveau d'emploi comme variable du cycle au lieu de la production industrielle	67
3.5.3	Analyse avec une mesure de confiance ISM comme mesure de l'incertitude	68
	CONCLUSION	70
ANNEXE A		
	ALGORITHME DE CALCUL DE LA FONCTION DE RÉPONSE GÉNÉRALISÉE (GIRF)	73
ANNEXE B		

DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES	75
ANNEXE C	
ANALYSE DE SENSIBILITÉ	80
ANNEXE D	
FONCTIONS DE RÉPONSES GÉNÉRALISÉES	89
BIBLIOGRAPHIE	94

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
3.1	Modèle linéaire sans incertitude VAR(Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp) . . . 40
3.2	Modèle linéaire avec incertitude macroéconomique Mjlnh1, VAR(Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1) 42
3.3	Modèle linéaire avec incertitude financière Fjlnh1 VAR(Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Fjlnh1) 42
3.4	Modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique et seuil endogène TVAR(Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1) 45
3.5	Comparaison empirique du seuil endogène et du seuil JLN (Mjlnh1) 48
3.6	Modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique et seuil JLN, TVAR (Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1) 50
3.7	Modèle non linéaire avec incertitude financière et seuil endogène TVAR (Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Fjlnh1) 53
3.8	Comparaison empirique seuil endogène et seuil JLN (Fjlnh12) . . 55
3.9	Modèle non linéaire avec incertitude financière et seuil JLN TVAR (Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Fjlnh1) 56
3.10	Fonctions de réponses généralisées du modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique 59

3.11 Fonctions de réponses généralisées du modèle non linéaire avec incertitude financière	60
3.12 Comparaison des probabilités de changement de régime d'incertitude macroéconomique selon la taille et le signe du choc	62
3.13 Fonctions de réponses généralisées avec Fjlnh1 et seuil JLN	65
3.14 Comparaison des probabilités de changement de régime d'incertitude financière selon la taille et le signe du choc	66
B.1 Mesures d'incertitude de Jurado <i>et al.</i> (2015)	77
B.2 Indice de confiance ISM	77
B.3 Taux d'intérêt nominal	77
B.4 Les indicateurs du marché financier	78
C.1 Comparaison des résultats obtenus avec l'incertitude financière selon les horizons (Fjlnh1, Fjlnh3, et Fjlnh12)	81
C.2 Comparaison des résultats obtenus avec l'incertitude macroéconomique selon les horizons (Mjlnh1, Mjlnh3, et Mjlnh12)	82
C.3 Modèle TVAR (Emploi, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1) avec incertitude macroéconomique et seuil JLN	83
C.4 Comparaison des résultats obtenus avec l'emploi selon les horizons d'incertitude macroéconomique (Mjlnh1, Mjlnh3, et Mjlnh12)	84
C.5 Comparaison des résultats obtenus avec l'emploi selon les horizons d'incertitude financière (Fjlnh1, Fjlnh3, et Fjlnh12)	85

C.6	Modèle TVAR (I_p , $Infl_c$, ff , Rsp , $RVsp$, ISM) avec ISM et seuil endogène	86
C.7	Comparaison des périodes de faible et forte confiances avec le seuil endogène et seuil JLN	87
C.8	Modèle TVAR (I_p , $Infl_c$, ff , Rsp , $RVsp$, ISM) avec ISM et seuil JLN	88
D.1	Comparaison des réponses avec incertitude marcoéconomique selon l'intensité de choc	90
D.2	Comparaison des réponses avec incertitude financière selon l'intensité de choc	91
D.3	Comparaison des réponses avec incertitude marcoéconomique selon le signe du choc	92
D.4	Comparaison des réponses avec incertitude financière selon le signe du choc	93

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Test de stationnarité	38
B.1 Liste des variables et leurs sources	76
B.2 Statistiques descriptives des mesures d'incertitude	78
B.3 Matrice de corrélations	79

RÉSUMÉ

Bloom (2009) avance que l'incertitude économique affecte l'efficacité de la politique économique. Sola *et al* (2013) montre que l'économie est moins sensible à une politique monétaire en période de forte incertitude. Ce travail se penche sur la sensibilité du marché financier à un choc de politique monétaire selon le niveau d'incertitude et remet en cause la linéarité de la relation documentée entre le marché financier et la politique monétaire. À l'aide d'un modèle VAR à seuil (TVAR), nous étudions les réactions du marché financier et du niveau d'activité économique à un choc monétaire, en distinguant deux régimes d'incertitude : le régime de faible incertitude et le régime de forte incertitude. Nous montrons qu'au-delà d'être moins sensible à un choc de politique monétaire en période de forte incertitude, la réaction du niveau d'activité économique et du marché financier à un choc monétaire diffère qualitativement et quantitativement d'un régime d'incertitude à l'autre. Par ailleurs, le calcul des probabilités de changements de régime révèle qu'il faut bien plus qu'un choc monétaire pour faire basculer l'économie ou le marché financier d'un régime d'incertitude à l'autre.

Mots clés : Incertitude, marché financier, politique monétaire, VAR à seuil (TVAR), régime de forte incertitude, régime de faible incertitude.

INTRODUCTION

Selon certains économistes, la période subséquente aux deux années de crise (2007-2009) aurait dû être une période de reprise rapide et vigoureuse, étant donné l'ampleur de la récession (Bloom *et al.* (2013), Wynne Mark(2011)). C'est ce que Milton Friedman (1993) appelait la théorie du pincement de la corde de guitare. Plus on pince la corde vers le bas, plus vite elle remonte. Pourtant, ce n'est pas ce qui a été observé. Bloom *et al.* (2013) avancent que la faiblesse de la reprise après la crise est imputable au niveau élevé d'incertitude qui prévalait dans l'économie. Dès lors, un défi auquel font face les économistes est de mesurer l'incertitude.

Beaucoup de travaux ont été menés dans la recherche d'une mesure de l'incertitude ou du moins une mesure substitutive. Plusieurs mesures de l'incertitude existent. Bloom (2009) propose le VIX, qui est une mesure de la volatilité implicite sur 30 jours de l'indice des options sur le Standard & Poor 500 (S&P 500). Arnold et Vurgst (2006) se basent sur la dispersion par rapport à la moyenne des prévisions de principales variables économiques pendant que Bloom *et al.* (2009) utilisent la dispersion par rapport à la moyenne des revenus des firmes, des revenus des industries et aussi la dispersion par rapport à la moyenne de la productivité totale des facteurs dans l'économie comme approximations de l'incertitude. Jurado *et al.* (2015) construisent un indicateur du niveau agrégé d'incertitude à partir d'un grand nombre de variables macroéconomiques et financières. Cet indicateur est la volatilité agrégée des erreurs de prévision sur une base mensuelle. Il capte en quelque sorte le niveau d'imprévisibilité de l'économie.

Toutes les mesures proposées pour l'économie américaine présentent un pic durant

la période de la dernière récession. Elles s'accordent ainsi sur le fait que le niveau d'incertitude au sein de l'économie était très élevé durant ladite période. Des études plus étendues montrent un fait stylisé ne caractérisant pas uniquement la dernière récession : l'incertitude est élevée durant les périodes de récession. Elle est par conséquent contracyclique.

L'incertitude peut avoir des effets considérables sur l'économie. Bloom (2009) étudie les effets sur certaines variables macroéconomiques suite à un choc sur le niveau d'incertitude portant sur les conditions d'affaires (choc d'incertitude). Il travaille avec des données s'étendant du début des années 60 à la dernière crise, et montre que durant les trois premiers mois après le choc, l'activité économique se contracte. Les parties cycliques de la production et du niveau d'emploi (calculées à partir du filtre d'Hodrick et Prescott) baissent de 1 %. Suite à ce choc, on constate une chute des investissements et des nouveaux emplois qui entraînent une baisse de la croissance de la productivité. Jurado *et al.* (2015), dans un exercice similaire avec leur mesure d'incertitude, trouvent des conséquences plus néfastes et plus persistantes d'un choc d'incertitude. Après le choc, l'emploi et la production industrielle baissent fortement, les fonctions de réponses n'affichent aucune reprise, même plus de vingt mois après le choc.

Les résultats obtenus avec la mesure de Jurado *et al.* (2015) aident en partie à comprendre pourquoi la reprise américaine après la crise a été (sinon est) nonchalante et a pris (sinon prend encore) beaucoup de temps. Il semble que l'incertitude qui a atteint un pic durant la crise ne s'est pas rapidement dissipée. Elle a même été entretenue au niveau international par les épisodes d'incertitude de politique économique en Europe relativement à la Grèce, et aux États-Unis, par l'incertitude portant sur la politique fiscale causée par les impasses au Congrès.

Une solution, en période de récession, souvent poursuivie par les gouvernements

est de stimuler l'économie à l'aide d'une politique monétaire ou budgétaire expansionniste, en espérant que les effets de telles politiques puissent redynamiser la croissance économique. Cependant, Bloom avance qu'en période de forte incertitude l'économie est très peu sensible à la politique économique. En réalité, on constate que durant la période de la crise, le taux d'intérêt de la Réserve fédérale américaine a baissé de plus de 5 % en moins de 3 ans pour atteindre un niveau sans précédent de moins de 1 %. Malgré cette politique expansionniste clairement affichée, les États-Unis ont connu une des plus sévères récessions de leur histoire. Cela a motivé certains économistes à mesurer l'effet de l'incertitude sur la sensibilité de l'économie à un choc de politiques économiques. Aastveit *et al.* (2013) étudient les effets d'un choc monétaire restrictif sur la production, le niveau des prix, la consommation et l'investissement lorsque le niveau d'incertitude est faible, puis élevé. Ils utilisent un modèle SVAR (VAR structurel), développé par Towbin et Weber (2013) et Sa *et al.* (2013), permettant de traiter l'incertitude comme une variable exogène. Considérant plusieurs mesures d'incertitude, ils trouvent, de façon générale, que les effets sur l'économie sont nettement plus prononcés lorsque le niveau d'incertitude est faible que lorsque le niveau d'incertitude est élevé.

La proposition selon laquelle l'économie est moins sensible à la politique économique durant les périodes d'incertitude semble robuste. Dans la même veine, nous pensons qu'il vaille la peine d'investiguer si le marché financier est plus ou moins sensible à un choc de politique monétaire durant les périodes de forte incertitude.

Plusieurs études montrent que les innovations dans les politiques monétaires ont un effet significatif sur le marché financier. La plupart des études portant sur les États-Unis soutiennent que les innovations dans la politique monétaire ont des effets négatifs sur la performance des marchés financiers (Chatziantoniou *et al.* 2013). Entre autres, Bernanke et Kuttner (2005) comme Bjornland et Leitemo (2009) pour le marché boursier, montrent qu'un changement positif non anticipé

du taux d'intérêt entraîne une baisse significative des rendements du marché. Chatziantoniou *et al.* (2013) font interagir la politique monétaire et la politique budgétaire dans un modèle VAR pour en étudier les conséquences sur le marché financier. Réalisant leurs travaux sur des données américaines, allemandes et britanniques, ils concluent que les impacts respectifs sur les marchés financiers d'une innovation de politiques monétaires ou budgétaires sont significatifs pour tous les pays, sauf pour l'Allemagne où la politique budgétaire n'a pas d'effet direct sur l'indice boursier allemand.

Toutes ces études ont été réalisées en ignorant l'impact que peut avoir l'incertitude au sein de l'économie sur les résultats, alors que plusieurs études documentent empiriquement que le marché est sensible à l'incertitude qui prévaut dans l'économie. Anderson *et al.* (2009) avancent qu'il existe une prime d'incertitude autant qu'il existe une prime de risque dans le marché. Ainsi, en périodes de forte incertitude les investisseurs exigent des rendements plus élevés. Ségal *et al.* (2014) documentent les effets de l'incertitude sur la prime de risque, le prix des actifs, la volatilité et le ratio prix/dividende. Leur mesure d'incertitude couvre deux aspects : l'incertitude positive et l'incertitude négative. L'incertitude positive (négative) se rapporte à l'imprécision associée à des prévisions économiques optimistes (respectivement pessimistes). Ils montrent que les conséquences sont positives lorsque l'incertitude est positive et négatives lorsque l'incertitude est négative. Il apparaît important, tant pour les investisseurs que pour les décideurs de politiques économiques, de savoir si l'incertitude affecte la réponse du marché à un choc de politique et, s'il y a lieu, dans quelle mesure.

L'objectif de ce travail est de remettre en question la linéarité de la relation existant entre la politique monétaire et le marché financier, et de mesurer l'impact de l'incertitude sur la sensibilité des marchés, notamment face à un choc de politique monétaire. Pour ce faire, à l'aide d'un modèle VAR non linéaire, le modèle VAR à

seuil ou TVAR (*Threshold VAR*), nous allons comparer les fonctions de réponses des principaux indicateurs du marché boursier lorsque l'incertitude n'est pas prise en compte et lorsque le niveau d'incertitude est élevé ou faible.

Toutes ces analyses seront exécutées en se basant sur les réalisations des variables économiques d'intérêt entre 1961 et 2010. Nous choisissons de terminer notre échantillon de travail en 2010 pour éviter la période de borne zéro du taux d'intérêt de court terme (*Zero Lower Bond - ZLB*). En effet, depuis 2010, le taux d'intérêt de court terme est resté très proche de zéro, a connu très peu de variations et, lorsqu'il y a eu des variations, elles ont été très faibles voire négligeables. Cela est drastiquement différent de ce que l'économie américaine a connue avant 2010 comme politique monétaire, en se référant aux variations du taux d'intérêt et peut constituer un bris relativement majeure dans la politique monétaire.

Ce faisant, ce travail va contribuer à enrichir la littérature quant aux effets de l'incertitude sur l'économie. De plus, en examinant les effets d'une hausse non anticipée du taux d'intérêt en fonction de l'ampleur de l'incertitude, cela pourrait être pertinent pour les décideurs politiques et les différents acteurs économiques.

Le chapitre 1 présente d'abord une revue de la littérature sur l'incertitude, la relation entre la politique monétaire et le marché financier et l'effet de l'incertitude sur ces deux éléments. Dans le deuxième chapitre, nous présentons le modèle TVAR, mais aussi les données utilisées avec ce modèle. Les estimations et les résultats obtenus sont analysés au chapitre 3.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

Dans les récents travaux de recherche en économie, un grand intérêt a été accordé à l'incertitude et ses effets sur l'économie. Dans la première partie de ce chapitre, nous nous pencherons sur la notion d'incertitude, pour exposer comment les auteurs la conçoivent et la mesurent, mais aussi comment elle affecte l'économie. Dans un deuxième temps, nous étudierons la relation entre la politique monétaire et le marché financier avant d'aborder les impacts de l'incertitude tant sur le marché financier que sur l'efficacité de la politique monétaire.

1.1 L'incertitude

1.1.1 La notion d'incertitude

De façon générale, l'incertitude renvoie à la situation où on ignore ce que son environnement sera dans un futur proche ou lointain. Knight (1921), à qui on attribue la définition en science économique de l'incertitude, fait une distinction entre incertitude et risque.

Le risque renvoie à la situation pour laquelle on peut disposer de la liste de toutes les éventualités et attribuer à chacune une probabilité de réalisation. Par exemple,

si on considère un jeu de lancer de dé non pipé à 6 faces, dont le but est de deviner sur quelle face tombera le dé. Dans le cadre de ce jeu, on sait à l'avance que le dé tombera sur chacune de ses faces avec une probabilité d'un sixième.

Dans une situation d'incertitude telle que définie par Knight on ne peut soit dresser la liste de toutes les éventualités ou attribuer une probabilité de réalisation à chacune. Cela renvoie à l'incapacité des agents économiques à prédire la vraisemblance des événements à venir. Par exemple lorsqu'on cherche à savoir que sera le Royaume-Uni après le Brexit, ou encore à quel type de choc son économie devra faire face dans le court ou le moyen terme. En effet, dans ces situations on ne peut donner ni une liste complète des possibilités ni leurs probabilités de réalisation.

On entend par incertitude macroéconomique, l'incertitude globale ou agrégée. C'est-à-dire l'incertitude commune, à laquelle font face les firmes, les consommateurs, les décideurs politiques et tous les agents que compte l'économie. Cela devient donc assez facilement une notion très large. De ce fait, elle apparaît dans la littérature sous diverses formes et parfois devient un mélange de l'incertitude et du risque. C'est le cas du VIX, utilisé par Bloom (2009) comme mesure d'incertitude.

1.1.2 Comment l'incertitude affecte-t-elle l'économie ?

L'incertitude, telle que définie par Knight, lorsqu'elle est macroéconomique affecte l'économie par plusieurs canaux. Les canaux sur lesquels nous nous pencherons sont : le canal de l'aversion pour le risque des agents économiques et le canal des options réelles particulièrement celui de l'option d'attente.

Effet de l'incertitude par le canal des options d'attente

On comprend aisément que dans une situation où on ne peut mettre une probabilité sur les événements à venir, où on ignore en partie ce qui pourrait advenir, il

est difficile de décider et d'effectuer aujourd'hui des choix concernant cet avenir. L'un des principaux canaux par lequel l'incertitude affecte l'économie est celui des options réelles (Bloom 2013). Une hausse de l'incertitude, en effet, engendre une hausse de la valeur de l'option d'attente (*delay option*) dans l'économie qui incite les agents économiques à différer leurs décisions en attendant de voir ce qui adviendra. C'est le cas d'une entreprise pétrolière qui veut exploiter un gisement nouvellement découvert. Les différentes actions qu'elle peut mener concernant ce projet sont à la base des options (réelles) dont elle dispose. Elle a le choix d'exploiter ce gisement aujourd'hui ou de reporter à plus tard son exploitation. Lorsqu'elle se trouve dans une situation d'incertitude accrue concernant l'évolution future du prix du pétrole sur le marché mondial, il y a de fortes chances que cette entreprise attende d'avoir un environnement plus prévisible et favorable avant de creuser les premiers puits de pétrole, étant donnés les coûts d'exploitation élevés et surtout partiellement irréversibles. La valeur de l'option d'attente est alors supérieure à la valeur de l'option d'exécuter le projet maintenant.

De façon générale, lorsque l'incertitude à propos des conditions d'affaires augmente, sur le coup, les entreprises sont réticentes à varier positivement ou négativement leur stock de capital ou de travail. Elles préfèrent retarder leurs investissements et la décision de varier ou non le nombre d'employés (le nombre d'heures travaillées). Elles s'engagent moins dans de nouvelles activités (Bloom 2009). Par conséquent, l'investissement baisse et la croissance de la production future est compromise.

Dans le secteur des ménages, cette hausse de la valeur de l'option d'attente se traduit par un report de la consommation, une diminution de la consommation présente et une augmentation de l'épargne par mesure de précaution (Caroll [1996] et Bansal et Yaron [2004]). La taille de l'effet sur la consommation présente peut varier selon le type de biens. Étant donné qu'il est difficile de changer les habitudes

de consommation, les biens ordinaires (usuels) surtout les moins coûteux ne seront pas aussi affectés que la consommation des biens durables et plus onéreux. Dans une situation où la source de revenu du ménage devient moins certaine, à cause d'une hausse de l'incertitude de l'économie et particulièrement celle de l'emploi, le ménage moyen ne va pas acheter la nouvelle voiture qu'il avait prévu acheter dans un mois, mais va plutôt attendre que la situation devienne plus prévisible. Dans ces circonstances, un tel comportement va affecter négativement la demande dans l'économie.

Effet de l'incertitude par le canal de l'aversion des agents économiques pour le risque

Un autre canal important par lequel l'incertitude affecte l'économie est celui de l'aversion des agents économiques au risque et son effet direct sur les primes de risque. La prime de risque représente ce qu'un individu averse au risque est prêt à payer pour éviter le risque. En finance, la prime de risque se définit comme le montant supplémentaire qu'un individu est prêt à recevoir pour faire face à un risque donné. Plus le risque auquel l'individu averse au risque fait face est grand plus la prime de risque exigée sera élevée. Ainsi le rendement espéré d'un actif risqué est toujours supérieur à celui d'un actif sans risque sinon il n'y a pas d'intérêt de détenir l'actif à risque.

Affectant toute l'économie, l'effet de l'incertitude par le canal de l'aversion des agents pour le risque se ressent plus dans les secteurs bancaires et financiers. Par exemple, une hausse de l'incertitude accroît la difficulté de se financer par emprunt. Les banques deviennent plus exigeantes et moins disposées à prêter aux entreprises et aux ménages à cause de l'incertitude (Gilchrist *et al.*, 2010).

De même, dans la mesure où les perspectives économiques deviennent plus in-

certaines, les investisseurs sont plus exigeants pour les primes de risque puisque le risque associé à leur actif devient plus incertain. Les prix des actifs baissent puisque la demande baisse. De plus, la volatilité des prix des actifs tend à être élevée durant ces périodes (Haddow *et al.*, 2010).

1.1.3 Les mesures d'incertitude

Le VIX, abréviation de CBOE *Volatility Index*, est une mesure de la volatilité implicite sur 30 jours de l'indice des options sur le Standard & Poor 500 (S&P500). Cet indicateur financier, largement utilisé sur les marchés américains, est publié quotidiennement par le CBOE (*Chicago Board Option Exchange*) et représente les anticipations du marché quant au niveau de volatilité sur les 30 prochains jours. Considéré par certains comme l'indice de la peur, d'où le nom « *Fear Index* », Bloom (2014) montre que cet indicateur est très contracyclique, augmentant même de 58 % durant les périodes de récession. Ainsi, il ferait une bonne mesure de l'incertitude puisque la théorie économique s'accorde à dire que l'incertitude augmente en temps de récession. Mais, Le VIX peut être décomposé en deux éléments : une composante purement liée à l'incertitude et une autre composante liée à l'aversion pour le risque des investisseurs. Bekaert *et al.* (2013) suggèrent que l'aversion pour le risque des investisseurs est le principal moteur de la variation du VIX, ce qui diminue en partie la capacité du VIX à rendre compte de l'incertitude commune à tous les agents économiques.

Restant dans les mesures de volatilité, une des premières utilisées comme approximation de l'incertitude macroéconomique est la volatilité macroéconomique. La volatilité macroéconomique mesure les fluctuations des agrégats macroéconomiques (habituellement la croissance économique) autour de leur tendance centrale. Elle renvoie à l'instabilité de l'économie qui, pour certains, permet de cap-

turer l'incertitude commune aux agents de l'économie. En effet, dans une période d'instabilité, il peut s'avérer difficile pour les agents économiques d'avoir une idée claire de la tendance que prend l'économie, ce qui peut pousser les investisseurs à reporter leurs investissements ou encore augmenter leurs aversions au risque. Dans cette littérature, Schwert (1989) est l'un des premiers à mettre de l'avant la volatilité macroéconomique comme mesure de l'incertitude en étudiant sa relation avec la volatilité financière.

D'autres auteurs, comme Arnold *et al.* (2006), Giordani *et al.* (2003) avancent que la volatilité ne peut traduire fidèlement la notion d'incertitude pour plusieurs raisons. Un reproche majeur est que la volatilité macroéconomique est rétrospective (*backward-looking*) alors que l'incertitude a un caractère prospectif (*forward-looking*). Ensuite, les mesures de série temporelles utilisées sont sujettes à des bris structurels. Enfin, une des limites les plus importantes est que cette volatilité ne capture que la partie réalisée ex post de tous les scénarios macroéconomiques ex ante possibles.

Plus récemment, Ségal *et al.* (2014) développent une mesure d'incertitude liée à la volatilité macroéconomique, captant deux aspects de l'incertitude : « *Good and Bad uncertainty* » qui peut être traduit par l'incertitude positive et l'incertitude négative. Par exemple, avec l'avènement du « *World-Wide-Web* » au milieu des années 90, un point de vue commun était que cette avancée technologique fournirait de nombreuses occasions d'affaires qui feraient croître l'économie, mais on ne savait de combien. Cela traduit l'incertitude positive. Par contre, au commencement de la crise financière de 2007-09, les nombreux cas de faillite d'entreprise pouvaient signaler une détérioration de l'état de l'économie, sans toutefois pouvoir dire précisément à quel point. Cela traduit une situation d'incertitude négative.

Dans la littérature, l'incertitude est aussi mesurée par la dispersion de la valeur

de certaines variables économiques à travers un panel. En se basant sur l'enquête auprès des professionnels prévisionnistes (*Survey of Professional Forecasters SPF*) publiée par la Réserve fédérale de Philadelphie, Arnold et Vrugt (2006) utilisent la dispersion de la croissance de principales variables macroéconomiques comme mesure d'incertitude. Ils avancent même que cette approximation relate mieux la notion d'incertitude que la volatilité macroéconomique mesurée à partir d'un modèle GARCH parce qu'elle est plus corrélée négativement avec les périodes de récession du NBER. De même, Bloom (2014) examinant les données provenant d'un panel de 50 professionnels de la prévision montre qu'entre 1968 et 2012 l'écart type des prévisions de la croissance de la production industrielle augmentait de 64 % lors des récessions.

Dans le même registre, Bloom *et al.* (2014) utilisent la dispersion des revenus des firmes, des revenus des industries, de la productivité totale des facteurs dans l'économie pour approximer l'incertitude. Ils trouvent que ces mesures ont un comportement cohérent avec la théorie économique. En effet, elles affichent un pic lors de différentes périodes de récession telles que décrétées par le NBER.

Plusieurs auteurs critiquent cette approche. Il est avancé que ce sont des prévisions subjectives sujettes donc à des biais individuels et à des biais de source d'information. En fait, les modèles tout comme les informations utilisés pour les prévisions peuvent différer d'un individu à l'autre. En plus, il n'est pas clair ni évident que les informations émanant de telles enquêtes révèlent les anticipations de l'économie tout entière. Diether *et al.* (2002), de même que Mankiw *et al.* (2004) soutiennent que c'est plus une différence d'opinions que de l'incertitude qui est mesurée par cette approche.

Jurado *et al.* (2015) mettent en avant le fait que ces mesures (c'est-à-dire la volatilité macroéconomique, le VIX, et les mesures de dispersion) sont en partie

prévisibles. Ainsi, pour cerner la vraie incertitude, il est nécessaire d'extraire la partie prévisible des séries à l'aide l'information disponible au moment de la prévision. Arguant que l'incertitude macroéconomique peut difficilement être mesurée à l'aide d'un petit nombre d'indicateurs économiques, ils proposent alors une mesure d'incertitude à partir de plus de cent séries macroéconomiques et financières. Cette mesure est l'agrégation de la volatilité inconditionnelle de l'erreur de prévision de chacune des séries macroéconomiques et financières ou encore la volatilité inconditionnelle agrégée des erreurs de prévisions de ces séries. Pour former cette mesure, les auteurs effectuent d'abord les prévisions de chacune des séries macroéconomiques à partir d'un modèle FAVAR. Les meilleurs facteurs parmi tous ceux extraits d'un panel de 132 séries macroéconomiques et de 147 séries financières sont retenus, ainsi que leurs carrés (pour prendre en compte la volatilité), pour la prévision de chaque série macroéconomique selon l'horizon de la mesure d'incertitude $h=1,3,12$ mois. Une fois les prévisions obtenues, ils calculent la variance des erreurs de prévision de chacune des séries macroéconomiques. La mesure d'incertitude est obtenue en faisant la moyenne arithmétique des racines carrés des variances des erreurs de prévisions. La mesure ainsi obtenue est très persistante comme le conçoit la théorie économique. En plus, sur une même période de temps, elle affiche moins d'épisodes de grande incertitude que la plupart de ses concurrentes. Mais ces épisodes d'incertitude correspondent aux crises les plus prononcées de l'économie américaine. Par exemple, en prenant comme seuil critique 1,65 d'écart type au-dessus de la moyenne, le VOX, très proche du VIX comme proxy de l'incertitude affiche 17 épisodes de grandes incertitudes entre 1960 et 2010 pendant que la mesure de Jurado *et al.* (JLN) n'en présente que trois, qui ont été des périodes de crise prononcée de l'économie américaine.

Des études en économie comportementale ou comportementale montrent que les agents économiques répondent à un accroissement de l'incertitude en intensifiant la re-

cherche d'information (Liemieux et Peterson, 2011). C'est ainsi que Dzielinski (2012) développe une mesure de l'incertitude économique basée sur le comportement de recherche d'information des agents économiques. Il avance que la fréquence de recherche sur internet donnée par Google Trends peut être utilisée pour capturer l'incertitude des investisseurs sur l'état de l'économie. Particulièrement, la fréquence de recherche du mot «*economy*». Cet objet de recherche est, en effet, assez général et relativement invariant dans le temps pour prendre en compte toutes les sources d'incertitudes économiques contrairement à des mots spécifiques comme dépression, choc pétrolier... La série obtenue à partir du nombre de recherche dans une semaine du mot «*economy*» est caractérisée par la présence de saisonnalité. Afin de désaisonnaliser la série, il divise le nombre de fois que le mot «*economy*» a fait l'objet de recherche dans d'une semaine donnée par sa valeur correspondante de l'année précédente. La mesure d'incertitude ainsi obtenue affiche un pic correspondant à la période de faillite de Lehman Brother et reste élevée durant toute la période de la récente crise. Puis, elle retrouve son niveau d'avant crise avant d'augmenter lors de la période de la crise de la dette. Par ailleurs, elle est fortement corrélée avec le VIX et le «*Baron's confidence index*», un indicateur de la confiance sur le marché financier. Elle affiche donc quelques caractéristiques de l'incertitude macroéconomique. D'autres mesures d'incertitude sont obtenues, avec des méthodes analogues, en calculant la fréquence à laquelle l'incertitude économique est traitée dans les journaux. Baker *et al.* (2012) utilisent le nombre de fois que les mots «*economy or economics*» et «*uncertainty or uncertain*» sont utilisés conjointement dans les articles des dix plus grands quotidiens aux États-Unis. Alexopoulos et Cohen (2009), eux se restreignent aux nombres de fois que le mot «*uncertainty*» est cité dans le New York Times. Ces deux mesures sont contracycliques. La première augmente de 51 % par rapport à sa moyenne durant les périodes récessions.

1.2 Politique monétaire et marché financier : les effets de l'incertitude

1.2.1 Relation entre la politique monétaire et le marché financier

La politique monétaire désigne « l'ensemble des moyens mis en œuvre par un État ou les autorités monétaires pour agir sur l'activité économique par la régulation de sa monnaie » (Banque de France). Par des interventions qui influencent le taux d'intérêt de court terme, la banque centrale vise à contrôler le taux d'inflation tendancielle et influence temporairement l'évolution de la production agrégée. Par exemple, selon la règle de Taylor, les autorités monétaires répondent aux déviations positives de l'inflation ou de la production par rapport à leur cible respective en augmentant le taux d'intérêt nominal sous leur contrôle. Ils souhaitent ainsi que les effets de cette variation du taux d'intérêt nominal ramènent l'inflation et la production vers leur cible respective. Les effets de telles actions de la part de la banque centrale ne se limitent pas seulement à affecter l'inflation et la production, car elles ont aussi des effets non négligeables notamment sur le marché financier.

D'une part, une variation du taux d'intérêt affecte le coût du capital des entreprises, et ainsi la valeur actualisée des flux financiers futurs, puis sur le cours boursier (Chatziantoniou *et al.* 2013). Ainsi, une hausse des taux d'intérêt ferait baisser le prix des actions des entreprises et par conséquent l'indice du marché sur lequel elles sont cotées.

De plus, l'influence de la politique monétaire sur le marché financier se fait aussi par le canal du crédit. Une politique monétaire expansionniste (baisse du taux d'intérêt nominale) réduit les coûts liés au financement par crédit. Ces conditions favorables d'accès au crédit vont accroître les investissements des entreprises. Ce qui va augmenter la valeur actualisée des dividendes futurs attendus et donc la

valeur actualisée des actions. De façon symétrique, on s'attend à ce qu'une politique contractionniste (hausse du taux d'intérêt) entraîne une baisse des indices boursiers.

Un autre canal par lequel transite l'influence de la politique monétaire sur la performance du marché boursier est celui du taux de change. Toute chose égale par ailleurs, une hausse du taux d'intérêt domestique entraîne une appréciation du taux de change domestique, ce qui entraîne temporairement une augmentation des importations et une réduction des exportations, s'il y a des rigidités nominales à court terme. La production des entreprises baisse et entraîne avec elle la valeur espérée des *cash-flows* futurs que généreront leurs titres. De même que dans les cas précédents, le résultat d'une hausse du taux d'intérêt se traduit par la baisse de la valeur boursière des entreprises.

Il est important de noter qu'une variation du taux d'intérêt aura des effets significatifs tant sur la production (variables réelles) que sur les variables financières, seulement si cette variation n'a pas été anticipée par les agents (Robert Lucas, 1972, Kuttner, 2001) ou qu'il existe des rigidités de prix/salaires. Étant donné que les agents économiques forment des anticipations rationnelles, une variation anticipée du taux d'intérêt n'aura que peu d'effets sur les variables financières puisque ces variations seront déjà incluses dans le prix des actifs (Tang *et al.*, 2011). C'est plutôt les variations non anticipées du taux d'intérêt qui ont des effets significatifs sur le marché. Ce sont ces variations non anticipées que l'on appelle chocs de politiques monétaires ou innovations de politiques monétaires.

Empiriquement Thorbecke (1997) et Conover *et al.* (1999) trouvent qu'une innovation expansionniste sur la politique monétaire affecte positivement le rendement du marché boursier. Ehrmann et Fratzscher (2004), Rigobon et Sack (2003), et plus récemment Sousa (2010) documentent des effets négatifs d'un choc contrac-

tionniste sur la performance du marché boursier.

Selon Bernanke et Kuttner (2005), une augmentation non anticipée du taux d'intérêt peut causer la baisse du prix des actifs non seulement par son effet négatif sur les dividendes futurs espérés, mais aussi en accroissant le futur taux d'intérêt réel ou en faisant augmenter la prime requise par les investisseurs pour garder les actions (c'est-à-dire le rendement excédentaire par rapport au taux d'intérêt sans risque qui est aussi appelé prime de risque). Cependant, il semble que la majeure partie des effets d'un choc de politique monétaire sur le prix des actifs soit due aux effets sur les dividendes futurs espérés (Bernanke et Kuttner, 2005).

Outre le prix des actifs, la politique monétaire influence aussi bien d'autres variables importantes sur le marché financier. Bekaert *et al.* (2010) montre qu'une politique monétaire expansionniste fait baisser le niveau d'incertitude et d'aversion aux risques sur le marché. Bernanke et Kuttner (2005) montrent avec un VAR qu'un choc négatif de politique monétaire affecte le *credit-spread*, un indicateur important pour les décisions d'investissements.

La relation entre la politique monétaire et le marché financier n'est pas une relation dans un seul sens, mais c'est une relation bilatérale. En effet comme nous l'avons vu plusieurs études montrent une relation négative entre une innovation dans la politique monétaire et la performance du marché financier. D'autres auteurs, comme Bjornland et Leitemo (2009) le confirment. Ils ajoutent que la banque centrale répond positivement elle aussi à une innovation positive dans le rendement du marché financier.

1.2.2 Les effets de l'incertitude sur le marché financier

La relation entre le marché financier et l'incertitude dépend des différentes mesures d'incertitude utilisées.

Schwert (1989) a étudié la relation entre la volatilité macroéconomique et la volatilité financière. Il trouve peu d'évidence que la volatilité macroéconomique aide à prédire la volatilité des rendements des bons du Trésor et la volatilité du prix des actions. Alors qu'on pourrait s'attendre à ce que le marché financier soit plus sensible à une hausse d'incertitude, il met en évidence que la volatilité des marchés financiers n'est pas plus sensible aux périodes de crise (sous-entendu d'incertitude) que les autres mesures de volatilité. Pour illustrer son propos, il prend l'exemple de la volatilité de l'inflation, celles du taux de croissance de la monnaie et de la production industrielle qui sont aussi très élevés lors des périodes de crises, de guerres, et de récession.

Cependant, la dépression de 1929 est un cas particulier. Durant cette période, la volatilité financière a atteint un niveau sans précédent qu'il est difficile d'expliquer. Pour y donner une explication, Merton avance qu'il y avait une forte et légitime incertitude durant cette période par rapport à la survie du système économique qui prévalait (voir Schwert (1989) et Arnold et al. (2006)). Cela suggère un impact de l'incertitude sur les marchés financiers, mais remet fortement en cause la fiabilité de la volatilité macroéconomique comme mesure d'incertitude.

Plus tard, Veronesi (1999) développe un modèle théorique pour étudier le rôle de l'incertitude et du degré d'aversion au risque des investisseurs dans l'explication de la régularité des rendements d'actifs, de la volatilité et de la variation de la prime de risque à travers le temps. Il trouve que les rendements espérés, de même que la volatilité des rendements, changent avec le niveau d'incertitude des investisseurs. La réaction des prix des actifs, de même que celle de la volatilité, aux nouvelles tend à être élevée dans les mauvaises périodes et faible en bonnes périodes. La volatilité est maximisée durant les périodes de plus hautes incertitudes parce que les investisseurs anticipent que leurs espérances des dividendes futurs tendent à réagir plus fortement aux nouvelles (David [1997]).

Arnold *et al.* (2006) réalisent une étude empirique de la relation entre l'incertitude et la volatilité macroéconomique. Ils comparent la significativité de la volatilité macroéconomique mesurée à partir d'un GARCH et de la dispersion des prévisions de principales variables macroéconomiques provenant des professionnels de la prévision (SPF) comme mesure de l'incertitude et la significativité respective de leurs impacts sur la volatilité trimestrielle du S&P500 après 1969. Ils trouvent que, sur presque toute la période d'étude, la mesure de dispersion est plus reliée à la volatilité financière que la volatilité macroéconomique, qui apparaît comme une moins bonne mesure de l'incertitude. Les mesures de dispersions sont reliées positivement à la volatilité financière. Elles ont une capacité de prévision significative de la volatilité du S&P500. Cette capacité prédictive reste significative même lorsque les valeurs passées de la volatilité financière sont ajoutées comme variables explicatives. Cependant, les mesures de volatilité macroéconomique ne sont pas significatives.

Anderson *et al.* (2009) étudient l'impact de l'incertitude et du risque sur les rendements des actifs en utilisant comme mesure d'incertitude la dispersion des prévisions du rendement moyen du marché construites à partir des prévisions du profit agrégé des firmes. Dans cette étude, ils mettent en évidence l'existence d'un arbitrage entre le rendement et l'incertitude qu'ils comparent à l'arbitrage, existant entre le rendement et le risque mesuré par la volatilité. Ils trouvent que l'incertitude est un déterminant plus important de l'espérance de rendement excédentaire que le risque et qu'elle contribue fortement aux facteurs d'actualisation stochastique (stochastic discount factor- SDF). Même lorsque les facteurs¹ de Fama-French sont ajoutés, la contribution de leur mesure d'incertitude aux

1. Les facteurs de Fama et French utilisés dans Anderson *et al.* (2015) sont :

- L'excès de rendement du portefeuille de marché par rapport au taux sans risque
- La différence de rendements espérés d'un titre à forte capitalisation boursière et d'un titre à faible capitalisation boursière

facteurs d'actualisation stochastique reste importante. Contrairement à Arnold *et al.* (2006), ils ne trouvent aucune relation significative de prédictibilité entre l'incertitude et le risque (volatilité).

Plus récemment, Segal *et al.* (2015) étudient les effets de l'incertitude positive et de l'incertitude négative sur le marché financier. L'incertitude positive a des effets positifs sur l'activité économique, sur le prix des actions et la volatilité. Un choc d'incertitude négative a des effets opposés. De plus, le bêta du choc d'incertitude positive est positif alors que le bêta du choc d'incertitude négative est négatif. Tout comme la croissance économique, le ratio prix-dividende baisse en réponse à un choc d'incertitude totale, c'est-à-dire une augmentation de l'incertitude générale (positive ou négative). Quantitativement, le logarithme du ratio prix-dividende augmente d'environ 0,07 après la première année en réponse à un choc d'un écart type de la bonne incertitude et reste positif 10 ans plus tard. Symétriquement, un choc d'incertitude négative de même ampleur fait baisser le ratio de 0,06 à l'impact et reste négatif durant 10 ans. Enfin, ils montrent que l'incertitude positive tout comme l'incertitude négative entraîne une hausse des rendements excédentaires et de leurs volatilités.

Somme toute, il apparaît que le marché financier exige une prime pour l'incertitude prévalente. Cependant, la relation documentée dans la littérature entre l'incertitude et la volatilité financière est quelque peu controversée, même s'il existe des éléments d'évidence empirique d'une relation significative et positive entre incertitude et volatilité financière.

-
- La différence entre le rendement espéré d'un portefeuille de titres à fort rapport valeur comptable/valeur du marché et d'un portefeuille de titre à faible rapport valeur comptable/valeur du marché

1.2.3 L'effet de l'incertitude sur l'efficacité de la politique monétaire

Durant la crise financière de 2007-2009, plusieurs initiatives de politiques économiques ont été réalisées aux États-Unis pour sortir de la crise. Une des politiques a été celle consistant à baisser le taux d'intérêt de près de 5 % en moins de 2 ans, pour atteindre un plancher sans précédent de 0 %. Malgré cette politique expansionniste clairement affichée, l'économie n'a pas connu une reprise à la hauteur des attentes des autorités politiques ni de plusieurs économistes (Bloom et Kose, 2013). Bloom (2009) avance que c'est l'incertitude qui sous-tend l'insensibilité de l'économie à la politique économique. Dans un modèle d'équilibre partiel, il montre que suite à un choc d'incertitude les entreprises sont plus réticentes à faire varier leurs facteurs de productions. Bloom (2014) trouve également que les ménages reportent leurs décisions de consommation. L'économie stagnant est donc moins sensible à tout stimulus. Elle répondra moins qu'en période de faible incertitude, ou quasiment pas à la politique monétaire, car les mécanismes de transmission des politiques sont gelés.

Aastveit *et al.* (2013) étudient les effets d'un choc monétaire restrictif sur la production, le niveau des prix, la consommation et l'investissement lorsque le niveau d'incertitude est faible et lorsqu'il est élevé. En utilisant le modèle SVAR (VAR structurel) développé par Towbin et Weber (2013) et Sa *et al.* (2013), l'incertitude est traitée comme une variable exogène. En considérant plusieurs mesures d'incertitude, ils trouvent de façon générale que les effets sur l'économie lorsque le niveau d'incertitude est faible sont nettement plus prononcés que ceux obtenus lorsque le niveau d'incertitude dans l'économie est élevé.

Caggiano *et al.* (2015) étudient l'efficacité d'une politique monétaire systématique suite à un choc d'incertitude. Ils trouvent que la politique monétaire systématique

est efficace lorsque le choc d'incertitude survient en période d'expansion, mais n'a pas d'effet sur les variables réelles lorsqu'on se trouve initialement en période de récession. Or, le niveau d'incertitude tend à être nettement plus élevé durant les périodes de récession que durant les périodes d'expansion. Puisque le niveau d'incertitude tend à être plus élevé en période de récession qu'en période d'expansion, alors suite à un choc d'incertitude (de même intensité en période d'expansion et en période de récession), le niveau d'incertitude sera toujours plus élevé lorsque le choc advient en période de récession, que lorsqu'il advient en période d'expansion. Par conséquent, les résultats de Caggiano *et al.* (2015) confortent aussi la thèse selon laquelle plus le niveau d'incertitude est élevé, moins la politique monétaire est efficace.

Conclusion

Les effets de l'incertitude sur le marché financier et sur l'efficacité de la politique monétaire nous poussent à remettre en question la linéarité de la relation documentée entre la politique monétaire et le marché financier. Vu que l'efficacité de la politique monétaire varie en fonction du niveau d'incertitude et que le marché financier est sensible au niveau d'incertitude, nous proposons d'étudier la relation entre la politique monétaire et l'incertitude en distinguant les situations où le niveau d'incertitude est faible et où le niveau d'incertitude est élevé.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE ET DONNÉES

Le marché financier est vraisemblablement sensible au niveau d'incertitude, qui lui même affecte l'efficacité de la politique monétaire. Il semble donc judicieux de se pencher sur l'hypothèse de non-linéarité de la réponse du marché financier à un choc de politique monétaire. Dans la première partie de ce chapitre, l'approche économétrique privilégiée est présentée. Ensuite, il sera question des données qui seront utilisées.

2.1 Approche économétrique

L'approche utilisée dans ce travail pour étudier la non-linéarité de la relation entre la politique monétaire et le marché financier est un modèle VAR à seuil (Threshold VAR, TVAR).

2.1.1 Modèle VAR (Vectoriel autorégressif)

2.1.1.1 Présentation du modèle VAR

Le modèle VAR est un système d'équations statistiques permettant de décrire la dynamique existante entre k variables ($k \geq 2$) en fonction des valeurs et passées jusqu'à p périodes (passées). Un modèle VAR(p) s'écrit comme suit :

$$Y_t = \mu_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t. \quad (2.1)$$

ou autrement

$$Y_t = \mu_0 + A(L)Y_{t-1} + e_t, \quad (2.2)$$

pour Y_t un vecteur de k variables $Y_t = [Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{kt}]$. De fait, cette équation donne le système VAR sous sa forme réduite, puisque chaque équation exprime les variables endogènes en fonction de leurs valeurs passées. Ainsi, la valeur contemporaine de chaque variable est expliquée, non seulement par les valeurs passées de la variable, mais aussi par les valeurs passées des autres variables du système.

$A(L)$ est la suite des matrices des coefficients associés aux polynômes de retard. e_t est le vecteur des résidus de la forme réduite. Il représente la partie des observations contemporaines qui n'est pas expliquée par les valeurs passées, ou encore des innovations par rapport à la dynamique autorégressive du système. Il s'ajoute à cette dynamique pour la valeur observée au temps t , et entre ensuite dans la dynamique autorégressive pour expliquer les valeurs futures de la variable (au temps $t + 1, t + 2, \dots$). Par ailleurs, le modèle VAR peut être réécrit comme suit :

$$B(L)Y_t = \mu_0 + e_t; \quad B(L) = [I - A(L)L] \quad (2.3)$$

$$Y_t = B(L)^{-1}(\mu_0 + e_t); \quad (2.4)$$

$$Y_t = C(L)(\mu_0 + e_t); \quad C(L) = B(L)^{-1} \quad (2.5)$$

$$Y_t = \mu_0^* + C(L)e_t \quad (2.6)$$

$$Y_t = \mu_0^* + \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i e_t \quad (2.7)$$

$$Y_t = \mu_0^* + C_0 e_t + C_1 e_{t-1} + C_2 e_{t-2} + \dots \quad (2.8)$$

Cette forme (équation 2.7) nous renvoie à une représentation en moyenne mobile des innovations de la forme réduite du système. On parle aussi de représentation moyenne mobile infinie, VMA(∞) (*Vector Moving Average* - Vectorielle Moyenne Mobile) du VAR(p).

Enfin, les paramètres de $A(L)$ et e_t peuvent être estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). Le choix du nombre de retards optimal, p , se fait généralement à l'aide d'un critère d'information.

2.1.1.2 Décomposition de Cholesky, choc orthogonal et fonctions de réponses (Irf)

La représentation moyenne mobile infinie du VAR(p), telle que mise en évidence ci-dessus, permet de calculer les fonctions de réponses linéaires (Irf), qui permettent de mesurer l'effet d'un choc de la variable i , sur l'évolution de la variable j , toutes choses égales par ailleurs.

Cependant, les résidus obtenus par l'estimation de la forme réduite ne peuvent traduire les chocs (innovations) structurels des variables du système. En effet, les résidus du VAR ou innovations de la forme réduite sont généralement corrélés.

Soit Ω , la matrice de variance covariance des résidus :

$$\Omega = E(e_t e_t'), \quad \Omega \neq I; \quad (2.9)$$

Le fait que les résidus soient corrélés cause un problème d'interprétation lorsque e_t est utilisé pour calculer les fonctions de réponses. Il faut identifier les chocs structurels (respectifs) de chaque variable, orthogonaux les uns aux autres. La méthode de la décomposition de Cholesky, proposée par Sims (1980), est souvent utilisée à cette fin. Elle est aussi utilisée dans ce travail.

Puisque Ω est une matrice semi-définie positive, elle peut être écrite comme le produit de deux matrices triangulaires T et T' . T étant une matrice triangulaire inférieure et T' étant sa transposée. Ainsi on a : $\Omega = TT'$ d'où $T^{-1}\Omega T'^{-1} = I$.

La décomposition de Cholesky permet ainsi, en partant d'une matrice semi-définie positive Ω , de trouver la matrice T telle que $T^{-1}\Omega T'^{-1} = I$. Conformément, on peut définir $\eta_t = T^{-1}e_t$ qui représente des chocs orthogonaux structurels, dont $E(\eta_t \eta_t') = I$.

Au delà de permettre d'obtenir des chocs orthogonaux structurels, la méthode de la décomposition de Cholesky impose de fait un ensemble de restrictions d'identification qui ne sont pas testées, mais dont l'interprétation est liée à l'ordonnement des variables. Ces restrictions portent sur les réponses contemporaines des variables à l'impact des différents chocs structurels. Puisque T est une matrice triangulaire inférieure, il est de fait imposé que seulement le premier¹ choc a un effet contemporain sur la première variable du VAR. De même, il est imposé que seulement les deux premières variables du VAR réagissent de façon contemporaine au deuxième¹ choc structurel, ainsi de suite. L'ordre dans lequel les variables sont

1. Le premier choc structurel et le deuxième choc structurel correspondent respectivement au choc structurel associé à la première variable et à deuxième variable du VAR.

disposées dans le VAR s'avère par conséquent important. Il est d'autant plus important que les chocs structurels émanant de la méthode de Sims peuvent être différents d'un ordonnancement à l'autre. En général, la disposition des variables dans un VAR est basée sur des raisonnements économiques (théoriques).

Partant de l'équation 2.7, la représentation moyenne mobile infinie VMA(∞) du VAR(p) devient :

$$Y_t = \mu_0^* + C(L)T\eta_t; \quad e_t = T\eta_t \quad (2.10)$$

$$Y_t = \mu_0^* + \Psi(L)\eta_t; \quad \Psi(L) = C(L)T; \quad (2.11)$$

$$Y_t = \mu_0^* + \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i L^i \eta_t; \quad (2.12)$$

$$Y_t = \mu_0^* + \Psi_0 \eta_t + \Psi_1 \eta_{t-1} + \Psi_2 \eta_{t-2} + \dots \quad (2.13)$$

La réponse de la variable j au temps t à un choc de la variable i au temps $t - h$ est donnée par :

$$\frac{\partial Y_{jt}}{\partial \eta_{it-h}} = \Psi_h(j, i). \quad (2.14)$$

Pareillement, on obtient l'effet du choc associé à la variable i au temps t , sur la variable j au temps $t + h$

$$\frac{\partial Y_{jt+h}}{\partial \eta_{it}} = \frac{\partial Y_{jt}}{\partial \eta_{it-h}} = \Psi_h(j, i). \quad (2.15)$$

2.1.2 Modèle VAR à seuil (TVAR)

Le modèle VAR à seuil (Threshold VAR, TVAR) est un modèle VAR qui admet de la non-linéarité dans la relation entre les variables du modèle VAR. Concrètement, la relation entre les variables (caractérisée par les coefficients du VAR) peut changer lorsque la valeur de la variable choisie comme variable à seuil passe un ou plusieurs niveaux critiques (seuils), d'où le nom VAR à seuil. La variable à seuil est la variable autour de laquelle on veut considérer des réponses dynamiques possiblement non linéaires. Dans notre cas c'est la variable mesurant le niveau d'incertitude.

Dans le cas d'un seul seuil, on est en présence d'un modèle à deux régimes, dans le cas où il y a n seuils, ($n \geq 2$), on a alors $n + 1$ régimes. Nous présentons le modèle à deux régimes puisque c'est celui qui correspond à l'hypothèse que nous voulons tester. Un modèle VAR à seuil à deux régimes se présente comme suit :

$$Y_t = B^1(L) Y_{t-1} + (B^2(L) Y_{t-1}) I(c_{t-d} > \gamma) + e_t \quad (2.16)$$

Y_t est un vecteur de variable au temps t . Dans notre cas, il contient par exemple : la croissance de la production industrielle, l'inflation, le taux d'intérêt de la banque centrale, le rendement du marché financier, la volatilité du marché financier et une mesure d'incertitude. c_{t-d} , est la variable à seuil (Balke, 2000). γ est le seuil retenu pour distinguer les régimes (forte ou faible incertitude). Il peut être estimé de façon endogène ou être fixé arbitrairement. $I(c_{t-d} > \gamma)$ est une fonction d'information qui prend la valeur 1 lorsque $c_{t-d} > \gamma$ et 0 autrement. Dans ce modèle, un choc associé à toute variable peut faire varier la variable à seuil, c_{t-d} , et peut ainsi conduire à un changement de régime, puisque suite aux chocs la valeur de (c_{t-d}) peut passer au-dessus (respectivement en dessous) du seuil (γ) s'il se trouvait en dessous (au-dessus) du seuil avant le choc.

$B^1(L)$ et $B^2(L)$ sont les matrices de coefficients associés au polynôme de retard qui représentent la dynamique du système pour les différents régimes, e_t est le vecteur des résidus de la forme réduite.

Le modèle TVAR se prête bien à la recherche que nous effectuons pour plusieurs raisons. D'abord, il nous permet de tenir compte des interactions multiples qui existent entre les variables. Il permet aussi de tester la linéarité de la relation du marché financier avec la politique monétaire. En présence de non-linéarité, il est ainsi possible de prendre en compte le niveau d'incertitude et distinguer deux régimes : un régime de faible incertitude (ou de niveau normal d'incertitude) et un régime de forte incertitude. Le régime de faible incertitude regroupant les périodes où le niveau d'incertitude est en dessous du seuil retenu et le régime de forte incertitude regroupant les périodes où le niveau d'incertitude est supérieur au seuil. Les sensibilités du marché financier à un choc monétaire pourront ainsi être comparées pour les différents régimes.

2.1.3 Estimation

Le modèle VAR à seuil peut être estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'utilisation des MCO nous permettra de distinguer les caractéristiques particulières de chaque régime. En effet, d'après le théorème de Frisch-Waugh, les paramètres de $B^1(L)$ traduiront les relations entre les variables du système lorsque le niveau d'incertitude est inférieur au seuil γ (en période normale) de façon indépendante au régime de forte incertitude, tandis que les paramètres de $B^2(L)$ mesurent ce qu'il y a de singulier aux périodes de forte incertitude.

Pour l'estimation du TVAR, l'économètre peut, soit fixer le seuil de façon discrétionnaire, ou laisser parler les données. Dans ce travail, nous laisserons les données

s'exprimer en estimant le seuil qui minimise le critère d'information BIC (*Bayesian Information Criteria*). Traditionnellement lorsqu'on choisit de laisser parler les données, le seuil γ et le paramètre d sont choisis de sorte à minimiser la somme de carré des résidus (Schmidt 2013, Balke 2000, Afonso *et al.* 2011 entre autres).

$$(\hat{\gamma}, \hat{d}) = \arg \min_{(\gamma, d)} \log \Omega_e(\gamma, d). \quad (2.17)$$

Or, cette méthode est discutable dans la mesure où elle ne prend pas en compte le nombre de retards p dans l'optimisation. Ce paramètre reste pourtant très important pour capter la dynamique du système (dont la persistance d'un choc) et représenter les fonctions de réponses correspondantes. Dans ce travail, nous intégrons p dans le choix du modèle optimal.

Pour le choix des paramètres γ , p et d , nous délimitons des intervalles respectifs pour γ soit $[\bar{\gamma}, \underline{\gamma}]$, un intervalle pour p ($p = 2, 3, 4, 5$), ainsi que pour le paramètre de retard de la variable à seuil d ($d = 0, 1, 2, 3, 4$). Comme il est recommandé dans la littérature, γ est choisi en s'assurant que le nombre d'observations dans chaque régime est au moins égal au nombre de paramètres à estimer auquel il faut ajouter 15% du nombre total d'observations. Ensuite, pour chaque triplet (γ, p, d) nous estimons le modèle et calculons la valeur du BIC correspondant.

$$BIC(\gamma, p, d) = \log \Omega_e(\gamma, p, d) + k^2 p \frac{\log(N)}{N} \quad (2.18)$$

Le modèle correspondant à la valeur minimale du BIC est alors retenu.

$$(\hat{\gamma}, \hat{d}, \hat{p}) = \arg \min_{(\gamma, p, d)} BIC(\gamma, p, d). \quad (2.19)$$

L'utilisation du BIC est permet de choisir le modèle le plus parcimonieux sous la contrainte d'une variance minimale des résidus . Par ailleurs, pour des fins de comparaisons, nous estimerons aussi les mêmes modèles en fixant arbitrairement le seuil critique pour le niveau d'incertitude à celui utilisé par Jurado et *al* (2015) pour caractériser les périodes de fortes incertitudes. C'est à dire le seuil de 1,65 écart type au-dessus de la moyenne de la série d'incertitude. On l'appellera seuil JLN.

2.1.4 Outils d'analyse

Pour analyser un système VAR, il est coutume d'utiliser les sentiers de réponses dynamiques pour représenter la réaction d'un système à un choc sur une de ses variables. Pour un système TVAR, ces sentiers de réponses peuvent être calculés à partir de deux méthodes. La première fait l'hypothèse qu'on reste dans le même régime après le choc qu'au moment du choc. C'est la méthode des fonctions de réponses linéaires. La seconde permet le changement de régime après le choc. C'est la méthode des fonctions de réponses généralisées.

2.1.4.1 Fonctions de réponses linéaires (Irf)

Pour estimer les fonctions de réponses linéaires d'un modèle TVAR à deux régimes, on le décompose en deux modèles linéaires. Une fois les paramètres γ , p et d estimés, l'équation 2.16 du modèle TVAR peut être écrite en un système de deux équations.

$$\begin{cases} Y_t = A^1(L)(Y_{t-1}I(c_{t-d} \leq \gamma)) + e_t^1 & (2.20) \\ Y_t = A^2(L)(Y_{t-1}I(c_{t-d} > \gamma)) + e_t^2 & (2.21) \end{cases}$$

L'équation 2.20 représente le système VAR pour le régime de faible incertitude

et l'équation 2.21 celui pour le régime de forte incertitude. Chacun d'eux est un système VAR linéaire. À partir de chaque équation, les fonctions de réponses linéaires pour chaque régime sont calculées en utilisant la méthode présentée dans la première section. On estime les matrices de polynôme de retard $A^1(L)$ et $A^2(L)$ par MCO. Ensuite on procède à la décomposition de Cholesky, pour obtenir la représentation moyenne mobile infinie des chocs orthogonaux. Les fonctions de réponses linéaires sont calculées à partir de cette représentation comme présentée par l'équation 2.15.

2.1.4.2 Fonction de réponse généralisée (Girf)

La méthode habituellement utilisée pour calculer les sentiers de réponses linéaires se base sur l'hypothèse que le choc frappe l'économie à un moment particulier, et seulement à ce moment (Schmidt 2013). Les fonctions de réponses linéaires ne dépendent pas de l'histoire de l'économie au moment du choc et sont strictement proportionnelles à la taille du choc. Cela est un peu réducteur de la réalité que veut traduire un modèle VAR à seuil avec deux régimes. Il traduit non seulement une différence des relations entre les variables du système selon le régime dans lequel on se trouve, donc une dépendance de la réponse du système par rapport au présent (au moment du choc) et au passé (avant le choc). Mais aussi une sensibilité des réponses par rapport à la taille du choc. Puisqu'un choc sur toute variable du système peut entraîner une variation de la variable à seuil, donc entraîner un changement de régime.

Koop et *al.* (1996) ont développé les fonctions de réponse impulsionnelle généralisée (connues sous *Generalized Impulse Response Function, Girf*) qui satisfont aux exigences des modèles non linéaires de façon générale et des modèles TVAR de façon particulière. Cette approche se base sur la simulation des données dépendamment de l'histoire qui précède le choc (Ω_{t-1}), et donc du régime dans lequel

l'économie se trouve. Contrairement aux fonctions de réponses linéaires standards, la *Girf* est sensible à l'intensité ou taille du choc et à son signe. Ainsi un choc positif et un choc négatif peuvent avoir des effets non symétriques.

La fonction de réponse généralisée se définit comme la différence entre l'espérance mathématique de l'évolution des variables suite à un choc sur la variable d'intérêt conditionnellement à un historique donné et l'évolution espérée des variables sans choc conditionnellement au même historique. Analytiquement on a :

$$GIRF_y(h, \Omega_{t-1}, u_t) = E[Y_{t+h} | \Omega_{t-1}, u_t] - E[Y_{t+h} | \Omega_{t-1}]. \quad (2.22)$$

Elle traduit à chaque horizon, ce que le choc apporte en moyenne comme changement dans l'évolution du système en se basant sur un passé donné. Dans ce travail, les fonctions de réponses sont basées sur l'algorithme développé par Schmidt (2013) pour un modèle VAR à seuil (voir annexe).

Par ailleurs, puisqu'un choc sur une variable du système peut occasionner un changement de régime, nous calculons les probabilités de changements de régime. Partant d'un régime donné (on se trouve d'un côté du seuil), nous calculons, à chaque h période(s) après le choc, le nombre de fois que la variable pertinente franchit le seuil (change de régime) suite à un choc. L'exercice est répété pour différents historiques. Pour chaque historique, nous simulons 300 chocs normalement distribués. La probabilité de changement de régime est donnée par le nombre d'occurrences sur le nombre total de simulations.

2.2 Données et stationnarité

2.2.1 Données

La fréquence des données utilisées dans ce mémoire est mensuelle, pour un échantillon qui s'étend de janvier 1961 à décembre 2010.

L'exécution de ce travail nécessite une variable associée à la politique monétaire, des indicateurs du marché financier et une mesure du niveau d'incertitude prévalant dans l'économie.

Les mesures d'incertitude utilisées dans ce travail sont celles de Jurado *et al.* (2015). Ils construisent une mesure d'incertitude macroéconomique, M_{jln} et une mesure d'incertitude financière, F_{jln} . Parmi les mesures d'incertitude présentées dans la revue de littérature, ce sont les plus satisfaisantes. En effet, à la différence de leurs alternatives Jurado *et al.* (2015) ne se basent pas sur un nombre limité de variables macroéconomiques et/ou financières pour mesurer l'incertitude, mais utilisent un large panel de plus de 200 séries macroéconomiques et financières pour construire la mesure d'incertitude macroéconomiques et plus de 100 séries financières pour construire la mesure d'incertitude financière. Par ailleurs, ils prennent soin de retirer la partie prévisible de ces séries pour construire leurs mesures, ce qui les distingue des autres mesures proposées peuvent être partiellement prévisibles à l'instar des mesures de volatilité (VIX et volatilités macroéconomiques). De plus, les mesures proposées par Jurado *et al.* (2015) sont disponibles sur une plus longue période et permettent de considérer plus de périodes d'incertitude. En effet, elles commencent en 1961, alors que la plupart des autres mesures d'incertitude commencent après 1985. L'utilisation de ces autres mesures limiterait donc notre échantillon de travail à une seule période d'incertitude importante, soit de 2007-2009. Ainsi, les mesures proposées par Jurado *et al.* (2015) permettent de

considérer, parmi les périodes d'incertitude prononcée, les épisodes d'incertitude associés aux chocs pétroliers des années 70 et à l'instabilité économique du début des années 80 en plus de la crise de 2007-2008.

Dans la revue de littérature, la mesure d'incertitude macroéconomique étant une agrégation la volatilité inconditionnelle des erreurs de prévisions de plusieurs séries macroéconomiques et financières, elle représente en quelque sorte le niveau d'imprévisibilité dans l'économie. La mesure d'incertitude financière est calculée de la même manière, mais seulement à partir de séries financières. Elle pourrait ainsi faire ressortir une réalité des marchés financiers qui se trouve fondue dans la mesure d'incertitude macroéconomique qui l'agrège avec d'autres séries. Chacune des mesures d'incertitude de Jurado *et al.* est produite pour trois horizons de prévisions un mois, trois mois et douze mois ($h=1, 3$ et 12). La figure B.1 présente l'évolution de chacune des mesures d'incertitude selon l'horizon de prévision retenu. On peut constater que, pour tous les horizons, l'incertitude macroéconomique augmente juste avant les périodes de récession déclarées par le NBER, et est plus élevée en période de récession. L'incertitude financière aussi est élevée en période de récession, de même qu'à d'autres périodes. Ces autres périodes correspondent aux périodes de fortes volatilités financières, dont le Crash boursier de 1987, la fin des années 1990. L'incertitude financière est en moyenne plus élevée et plus volatile que cette dernière.

Une mesure de confiance du producteur est aussi utilisée comme mesure alternative de l'incertitude. Il s'agit de l'indice de confiance des producteurs manufacturiers américains fourni par l'*Institut for Supply Management* (ISM). Cette série est négativement corrélée avec l'incertitude macroéconomique et positivement corrélée avec l'activité réelle. La figure B.2 présente l'évolution de cet indice à travers le temps. Il commence un peu plus tard que les autres séries, en 1965. De façon symétrique à l'incertitude macroéconomique, il baisse avant les périodes de ré-

cession et demeure plutôt faible durant ces périodes. Par ailleurs l'ISM est plus volatile que la mesure d'incertitude macroéconomique et semble être plus affecté que l'incertitude macroéconomique durant les périodes de récession. En effet, en période d'incertitude l'ISM s'écarte plus de sa moyenne que l'incertitude macroéconomique de sa moyenne.

Pour mesurer la politique monétaire, nous utilisons la variation du taux d'intérêt de la Réserve fédérale américaine (*Fed Fund*). Celui-ci a beaucoup influencé le choix d'arrêter la période de travail en 2010. En faisant ce choix, nous avons décidé d'éviter la plus grande partie de la période durant laquelle le taux d'intérêt est très proche de zéro. C'est-à-dire la période après la crise de 2007-2009. En effet durant cette période les variations du taux d'intérêt, quasiment nulles, ne sauraient traduire la politique monétaire de la Réserve fédérale américaine. Par ailleurs on peut remarquer sur la figure B.3 qui montre l'évolution du taux d'intérêt à travers le temps que celui-ci baisse durant les périodes de récession qui sont de période de plus forte incertitude et de plus faible confiance.

Les indicateurs du marché financier retenus sont le rendement mensuel de l'indice S&P 500 (provenant de la base de données de Robert Shiller) et la volatilité mensuelle mesurée à partir des rendements journaliers du S&P 500. La volatilité est produite en calculant l'écart-type des rendements journaliers pour chaque mois. Ces indicateurs sont les deux principaux indicateurs caractérisant l'état du marché financier. Les rendements captent la performance du marché, et la volatilité mensuelle reflète les niveaux de risque dans le marché. Plus la volatilité mensuelle est faible plus les marchés financiers ont été stables durant ce mois et moins risqué.

Afin de prendre en compte les différentes interactions de ces variables avec l'environnement macroéconomique, nous ajoutons le niveau d'inflation et la croissance de la production industrielle pour représenter la conjoncture. Puisque ces variables

influencent non seulement la politique monétaire, mais aussi le marché financier, leur prise en compte est importante pour éviter de biaiser ces résultats. L'inflation² est mesurée à partir de l'indice des prix à la consommation (*CPI index*) et la croissance de la production industrielle à partir de l'indice de la production industrielle fourni par le Bureau des gouverneurs de la Réserve fédérale. Une mesure substitutive est utilisée pour mesurer l'activité réelle. C'est le nombre d'emplois non agricoles. La liste des variables, leurs sources et leurs acronymes respectifs figurent en annexe.

2.2.2 Tests de stationnarité

L'estimation du modèle TVAR exige la stationnarité des séries de données utilisées, pour que les estimateurs soient sans biais et convergents. Pour vérifier qu'une série est stationnaire, nous utilisons le test de Dickey et Fuller augmenté (*ADF test*). La représentation aidant à tester la stationnarité autour de la moyenne de la série est retenue. Les résultats du test sont résumés dans le tableau 2.1. Le nombre de retards retenu pour les résultats du test présentés est de 2 ($p = 2$). On trouve que toutes les séries sont stationnaires au seuil de 5%, sauf le taux d'intérêt.

2. Une alternative intéressante pour l'inflation serait d'utiliser une mesure d'inflation tendancielle

Tableau 2.1: Test de stationnarité

Variables	stationnaire	pvalue
Ip	oui	0,001
Emploi	oui	0,001
Inflc	oui	0,001
ff	non	0,1322
dff	oui	0,001
Fjlnh1	oui	0,001
Fjlnh3	oui	0,001
Fjlnh12	oui	0,0025
Mjlnh1	oui	0,0134
Mjlnh3	oui	0,0162
Mjlnh12	oui	0,0405
ISM	oui	0,001
Rsp	oui	0,001
RVsp	oui	0,001
Credit	oui	0,001

CHAPITRE III

ANALYSE DES RÉSULTATS

Dans les chapitres précédents, nous avons mis en évidence des raisons qui nous poussent à remettre en cause la linéarité de la relation existante en la politique monétaire et le marché financier. Cette relation, tout comme l'effet de la politique monétaire sur l'économie, peut être tributaire du niveau d'incertitude prévalant dans l'économie. Dans ce chapitre, nous présentons les résultats obtenus en appliquant la méthodologie et les variables présentées au chapitre précédent.

Premièrement, nous présentons l'incidence de l'ajout d'une variable d'incertitude dans un modèle linéaire étudiant les effets d'un choc de politique monétaire. Ensuite, nous distinguons les effets de la politique monétaire en régime de faible incertitude (ou incertitude normale) et en régime d'incertitude élevé. Nous réalisons cet exercice avec l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière. Pour chaque cas, une distinction est faite par rapport à la manière de déterminer le seuil d'incertitude, soit sur la base du BIC, soit en le fixant à la façon de Jurado, Ludvigson et Ng (JLN) (Jurado et *al.*, 2015). Pour cette analyse, nous présentons une première vague de résultats basés sur les fonctions de réponses linéaires, puis nous présentons une seconde vague de résultats (de la même analyse) basés sur les fonctions de réponses généralisées (Girf) pour vérifier la robustesse de nos résultats. Enfin des analyses de sensibilités sont réalisées, toujours dans le but de

vérifier la robustesse des résultats.

3.1 Effet de la politique monétaire dans une spécification linéaire avec et sans incertitude

3.1.1 Modèle linéaire sans incertitude

Les variables utilisées dans ce travail et leurs acronymes respectifs se trouvent dans le tableau B.1 en annexe. La seule restriction imposée pour le calcul des fonctions de réponses se rapporte à l'ordonnement des variables utilisées pour la décomposition de Cholesky. L'ordre retenu pour l'estimation et le calcul des fonctions de réponses est celui dans lequel les réponses des variables sont présentées sur les figures. Par exemple, pour la figure 3.1 l'ordre retenu pour l'estimation des fonctions de réponses est : La production industrielle (Ip), l'inflation (Inflc), le taux d'intérêt nominal (ff), le rendement du marché financier (Rsp) et la volatilité réalisée (RVsp). Les zones en gris sur les figures des fonctions de réponses représentent les intervalles de confiance des réponses à 90 % calculés par bootstrap de 1000 répétitions, sauf indication contraire.

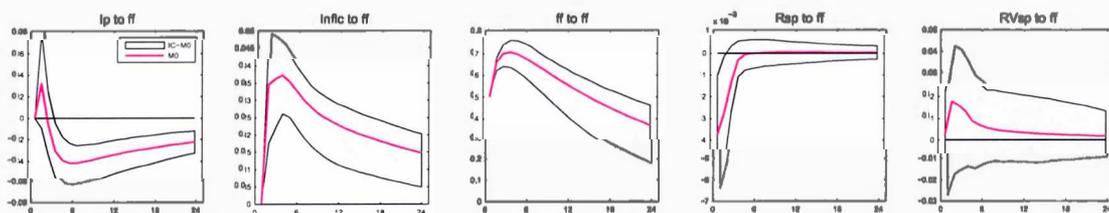


Figure 3.1: Modèle linéaire sans incertitude VAR(Ip, Inflc ,ff, Rsp, RVsp)

Les résultats obtenus suite à un choc de politique monétaire lorsqu'on ignore l'incertitude sont illustrés par la figure 3.1. Ces résultats sont standards et conformes à ce qui est documenté. Suite à une variation positive inattendue du taux d'intérêt

nominal de 50 points de base, celui-ci augmente puis baisse progressivement. En réaction, la production industrielle augmente dans les premières périodes suivant le choc puis baisse fortement avant de remonter tranquillement. Sur le graphique on observe que l'inflation augmente puis baisse progressivement. Mais théoriquement il est établi que la réponse obtenue devrait être l'opposée de celle affichée. C'est-à-dire qu'elle devait baisser fortement puis remonter progressivement. Ce problème économétrique est un problème standard. C'est le price-puzzle. Pour le résoudre, il suffit d'ajouter certaines restrictions (restrictions de signe) à la décomposition de Cholesky. Mais cela n'est pas le but principal de ce travail. C'est pour cela tout au long du reste de ce travail nous ne commenterons pas les résultats concernant l'inflation. Sur le marché financier, le rendement baisse suite au choc puis remonte. L'effet du choc s'estompe dans le deuxième trimestre après le choc. La volatilité réalisée du marché financier est aussi affectée. Elle augmente puis baisse rapidement dans un premier temps (évolution en forme de cloche). Ensuite, elle baisse plus lentement lorsque l'effet du choc sur les rendements s'estompe. Comparativement au rendement, l'effet du choc sur la volatilité réalisée prend beaucoup plus de temps à se dissiper. Tous les résultats sont significatifs sauf la réponse de la volatilité qui est non statistiquement significative.

3.1.2 Modèle linéaire avec incertitude

Jurado et *al.* (2015) développent deux types d'incertitude : l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière. Les figures 3.2 et 3.3 montrent les résultats obtenus lorsqu'on ajoute respectivement l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière au modèle linéaire. Les réponses en noires et les intervalles de confiance sur ces figures sont ceux des modèles avec incertitude (macroéconomique ou financière).

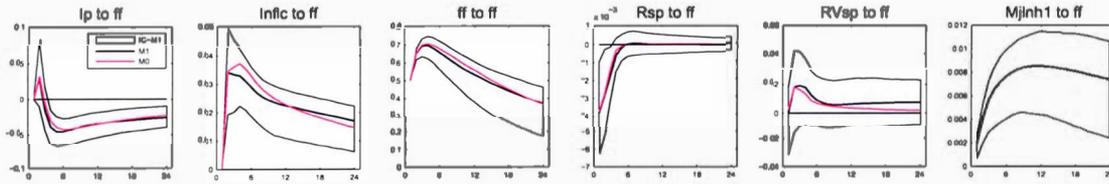


Figure 3.2: Modèle linéaire avec incertitude macroéconomique M_{jlnh1} , $VAR(Ip, Infic, ff, Rsp, RVsp, M_{jlnh1})$

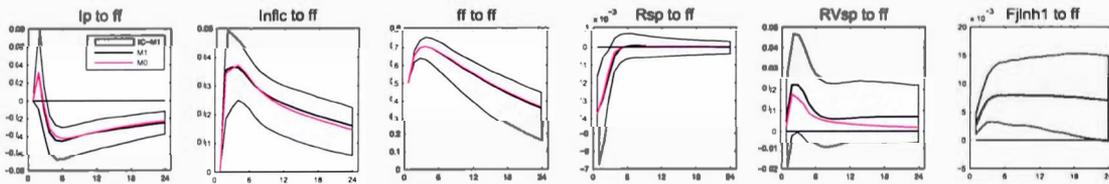


Figure 3.3: Modèle linéaire avec incertitude financière F_{jlnh1} $VAR(Ip, Infic, ff, Rsp, RVsp, F_{jlnh1})$

De façon générale, l'ajout d'une variable d'incertitude qu'elle soit financière ou macroéconomique n'apporte pas beaucoup de changements aux résultats obtenus précédemment. La seule différence nettement apparente par rapport au modèle sans incertitude s'observe dans la réponse de la volatilité financière à choc du taux d'intérêt. Quand l'incertitude est ajoutée, dans les six premiers mois après le choc, la réponse de la volatilité est qualitativement la même que lorsqu'il n'y a pas d'incertitude. Quantitativement, la réponse avec incertitude macroéconomique est légèrement au-dessus de celle sans incertitude. Celle avec incertitude financière est beaucoup plus au-dessus. Après six mois, lorsqu'il n'y a pas d'incertitude la volatilité baisse alors que lorsqu'on ajoute l'incertitude au modèle, la volatilité semble rester stable et au-dessus de sa tendance s'il n'y avait pas de choc (zéro). Cette différence peut s'expliquer par la réponse de l'incertitude au choc

de politique monétaire. En effet jusqu'au quatrième trimestre après le choc, l'incertitude macroéconomique continue à augmenter, puis baisse légèrement durant les quatre prochains trimestres. L'incertitude financière a une réponse quasiment similaire. De sorte que l'incertitude reste à un niveau plus élevé que s'il n'y avait pas eu de choc, ce même deux ans après le choc. Or la corrélation entre l'incertitude financière (respectivement l'incertitude macroéconomique) et la volatilité s'élève à 0,715 (0,42). Ce qui peut expliquer pourquoi la volatilité ne baisse pas lorsqu'on intègre l'incertitude dans le modèle.

Il ressort donc de ces premiers résultats que l'ajout de l'incertitude dans la spécification du modèle linéaire affecte essentiellement la réponse de la volatilité du marché financier à un choc de politique monétaire. Qu'advient-il lorsqu'on fait une distinction entre les périodes de faible et de forte incertitude ?

3.2 Spécification non linéaire : Distinction entre régime de faible incertitude macroéconomique et régime de forte incertitude macroéconomique

La distinction entre régime de faible incertitude (normale) et régime d'incertitude élevée se fait à partir d'un seuil. Nous avons déterminé le seuil de deux manières. La première méthode consiste à estimer le seuil de façon endogène, en minimisant le BIC. La deuxième consiste à fixer le seuil de façon arbitraire à la façon de Bloom (2009), Jurado et *al.* (2015), soit à 1,65 écart-type au-dessus de la moyenne. La mesure d'incertitude retenue pour les deux prochaines sous-sections est la mesure d'incertitude macroéconomique, $Mjlnh1$.

3.2.1 Seuil endogène

La figure 3.4 montre les fonctions de réponses linéaires (IRF) des variables choisies à un choc du taux d'intérêt selon les régimes d'incertitude macroéconomique. La première colonne regroupe les réponses lorsqu'on se trouve en régime d'incertitude faible (R1). La deuxième colonne montre les réponses en régime d'incertitude élevée (R2). Les graphiques de la troisième colonne permettent de comparer les réponses du modèle linéaire (en noir) aux réponses obtenues en régime d'incertitude normale (en bleu) et en régime d'incertitude élevée (en rouge). En régime d'incertitude faible, toutes les réponses estimées sont significatives au seuil de 10%, alors qu'en régime de forte incertitude la réponse de certaines variables, comme la production industrielle et l'incertitude macroéconomique, est statistiquement non significative.

On constate que les fonctions de réponses obtenues pour chaque variable en régime de forte incertitude et de faible incertitude sont différentes les unes des autres. Elles sont aussi différentes des réponses obtenues sous l'hypothèse de linéarité. Cela vient soutenir notre intuition de départ quant à la non-linéarité de la réponse de l'économie et du marché financier suite à un choc de politique monétaire. En fait, les réponses du modèle linéaire peuvent difficilement traduire pour toutes les variables la moyenne des deux régimes, quelles que soient les pondérations accordées à chaque régime. Ce qui vient donner encore plus de poids à l'hypothèse de non-linéarité.

Lorsque le choc advient en période de faible incertitude, le taux d'intérêt augmente plus longtemps que sous l'hypothèse de linéarité. Puis il baisse plus lentement, de sorte que, même deux ans après le choc, il ne retrouve pas son niveau prévalant au moment du choc. Cela pourrait s'expliquer par le fait qu'on se trouve en période d'expansion. Le niveau de production étant au-dessus de son niveau de long

terme, la banque ventrale oeuvre pour le ramener à son niveau de long terme. En effet, malgré le choc de 50 points de base la production industrielle continue à augmenter, et ce plus fortement et un peu plus longtemps que ne prédit le modèle linéaire, jusqu'à 4 mois après le choc où elle commence à baisser.

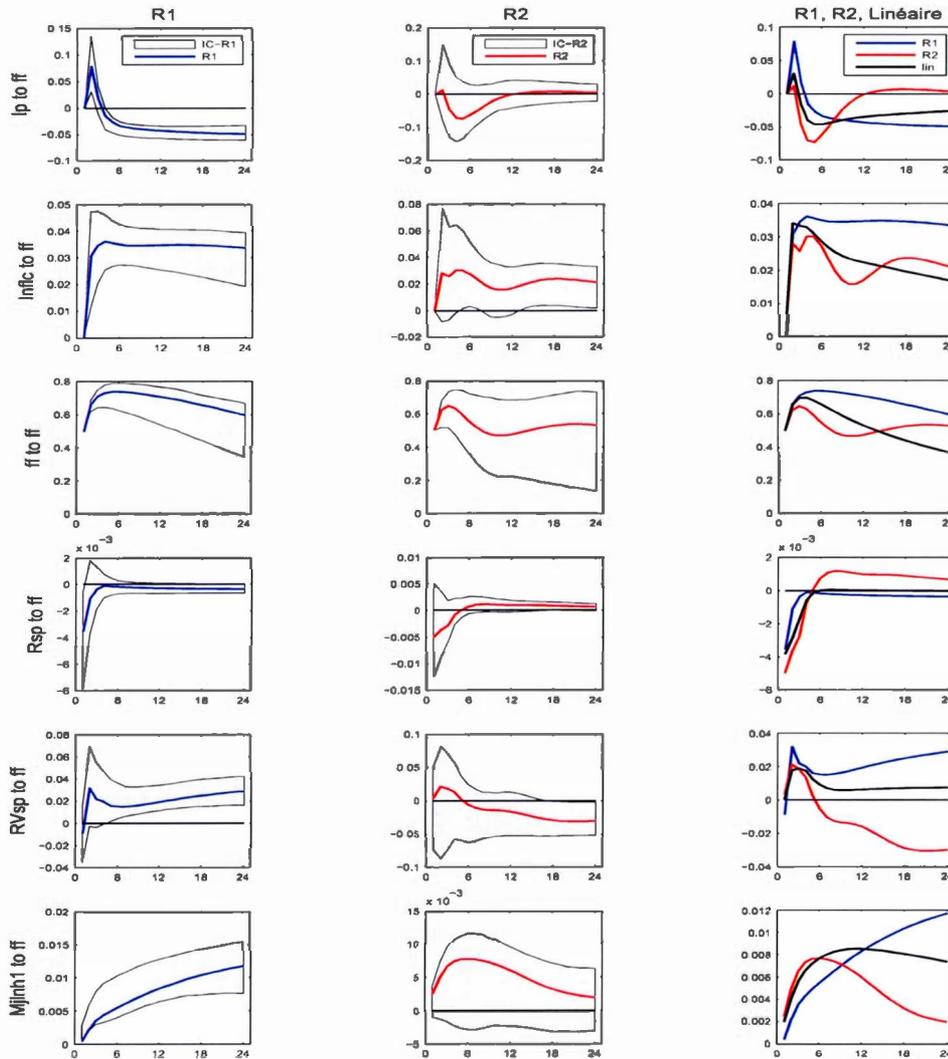


Figure 3.4: Modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique et seuil endogène TVAR(I_p , I_{nfc} , f_f , R_{sp} , RV_{sp} , M_{jlnh1})

En période d'incertitude élevée, le taux d'intérêt augmente moins que sous l'hypo-

thèse linéaire, puis baisse plus rapidement. La production industrielle augmente de façon presque négligeable à l'impact, puis baisse plus fortement que dans les deux autres cas, avant de remonter. Ces résultats observés pour le taux d'intérêt et la production industrielle pourraient s'expliquer par le fait qu'empiriquement, les périodes durant lesquelles le niveau d'incertitude qui prévaut dans l'économie est au-dessus du seuil estimé correspondent aux périodes de récession déclarées par le NBER (cf. figure 3.5). En régime d'incertitude élevée (récession), la hausse initiale du taux d'intérêt fait baisser fortement la production industrielle. D'où la baisse rapide du taux d'intérêt tout de suite après, en vue de stimuler l'économie.

Sur le marché financier, les réactions des indicateurs, quel que soit le régime, sont relativement similaires dans les quatre premiers mois après le choc avec quelques différences. De façon générale, la performance du marché financier baisse au moment du choc (plus fortement en régime de forte incertitude) puis remonte. La volatilité augmente dans les premiers mois après le choc (plus fortement en régime de faible incertitude). Les différences apparaissent plus clairement à partir du quatrième mois après le choc. En effet, quatre mois après le choc, alors que l'analyse linéaire prédit que les rendements retrouvent leur sentier normal (en absence de choc), l'analyse non linéaire prédit qu'en régime de forte incertitude les rendements sont au-dessus du sentier normal et en période de faible incertitude les rendements y sont légèrement en dessous. Les réponses de la volatilité révèlent des différences encore plus marquées entre les régimes. En effet après quatre mois, alors que selon le modèle linéaire la volatilité baisse légèrement pour se stabiliser à un niveau au-dessus du sentier sans choc, le modèle non linéaire prédit qu'en période d'incertitude élevée la volatilité baisse plus fortement et plus rapidement, même largement en dessous de zéro. Par contre, en période de faible incertitude, la volatilité augmente.

Les réponses de la volatilité semblent très corrélées avec celles de la mesure d'incer-

titude macroéconomique M_{jlnh1} . En effet de même que les indicateurs du marché financier, dans les premiers mois après le choc, l'incertitude macroéconomique a un comportement similaire, quel que soit le régime. Elle augmente. Autour du quatrième mois après le choc le comportement de l'incertitude commence à changer selon le régime. En régime de forte incertitude, elle baisse (comme la volatilité). Dans l'hypothèse de linéarité, elle continue à augmenter légèrement avant de baisser lentement. En régime de faible incertitude, elle continue à augmenter fortement (comme la volatilité).

En somme, on observe une non-linéarité des réponses dépendant du régime d'incertitude.

3.2.2 Seuil JLN

Avant de présenter les résultats obtenus avec le seuil de Jurado et al. (2015) (seuil JLN). Nous présenterons d'abord les périodes correspondantes aux régimes de faible et de forte incertitudes selon le seuil retenu. Cela nous permettra de mieux comprendre les différences entre les résultats.

Comparaison des régimes d'incertitude macroéconomique avec le seuil JLN et le seuil endogène. La figure 3.5 montre l'évolution du niveau d'incertitude macroéconomique aux États-Unis à travers le temps. La ligne interrompue correspond au seuil estimé de façon endogène et la ligne épaisse au seuil JLN.

Lorsque'on retient le seuil endogène pour distinguer entre régime de forte incertitude et régime de faible incertitude, le régime de forte incertitude englobe complètement trois des périodes de récession les plus prononcées de l'histoire américaine. Ce sont la grande récession de 2008-2010, la crise du début des années 80 et celle du deuxième choc pétrolier de l'OPEP. Elle englobe complètement ces crises dans la mesure où le niveau d'incertitude macroéconomique est passé au-dessus du seuil

endogène légèrement avant les dates déterminées par NBER comme début de ces récessions et passé en dessous de ce seuil peu de temps après les dates de fins de récession. En plus de ces trois périodes, l'incertitude macroéconomique a passé le seuil endogène durant les crises de 2001 et un peu après 2005. Toutes les périodes restantes sont donc considérées comme des périodes de faible incertitude ou d'incertitude normale à l'égard du seuil endogène. Ces périodes correspondent majoritairement aux périodes d'expansions économiques aux États-Unis.

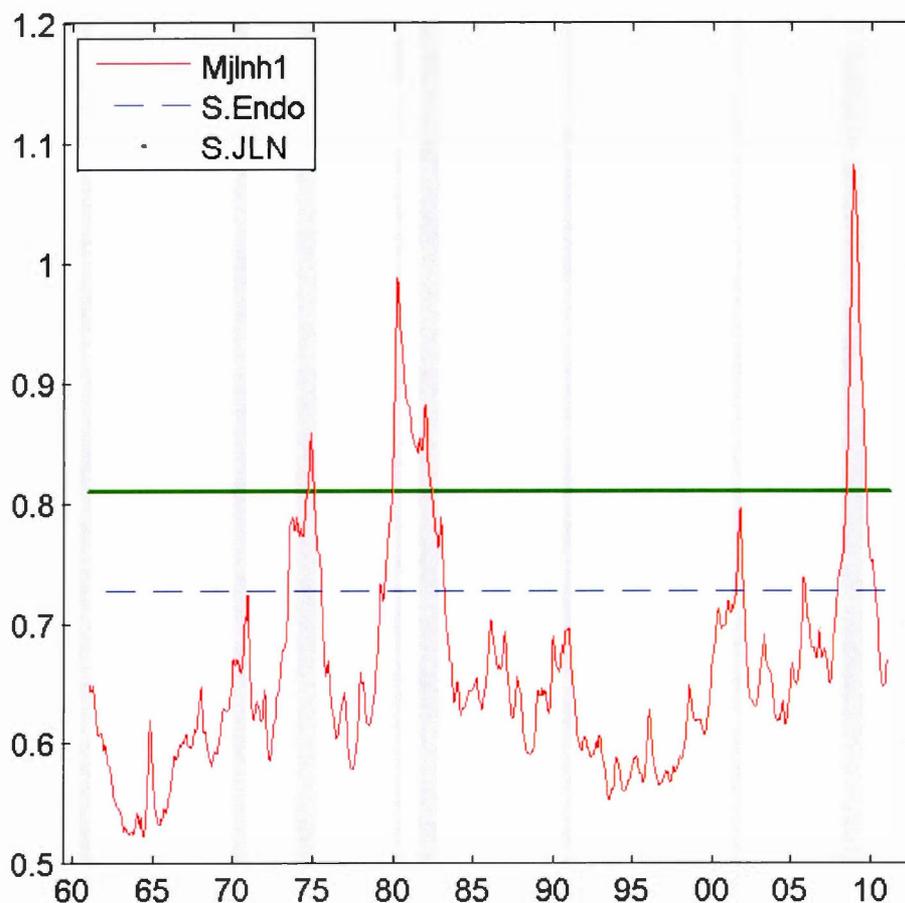


Figure 3.5: Comparaison empirique du seuil endogène et du seuil JLN (Mjlnh1)
Note : Les bandes grises sont les périodes de récession aux États-Unis déclarées par le NBER.

Quand on retient le seuil JLN comme limite pour distinguer les périodes normales des périodes de forte incertitude, le régime de forte incertitude correspond alors à ce qu'on pourrait appeler des périodes d'extrême incertitude. En effet, quand le seuil JLN est retenu, les périodes correspondant au régime de forte incertitude sont en plein coeur des trois épisodes de récessions prononcées précédemment cités. C'est à dire généralement bien après les dates de début de récession, et bien avant les dates de fin de récession. Certains épisodes d'incertitude élevée comme le début de ces crises et d'autres crises sont par conséquent admis dans le régime de faible incertitude.

Résultats avec le seuil JLN. La figure 3.6 présente les fonctions de réponses suite à un choc du taux d'intérêt de 50 points de base, avec le seuil JLN. Les deux premières colonnes montrent les réponses lorsque le choc advient respectivement en période d'incertitude normale (JLNR1) et en période de forte incertitude (JLNR2). La troisième colonne permet de comparer les réponses obtenues en régime d'incertitude normale avec le seuil JLN (en violet) à celles obtenues avec le seuil endogène (en bleu) et à celles obtenues par la méthode linéaire. La dernière colonne permet de comparer les réponses obtenues en régime d'incertitude élevée avec le seuil JLN (en orange) à celles obtenues avec le seuil endogène (en rouge) et à celles obtenues par la méthode linéaire (en noir).

Les résultats obtenus avec le seuil JLN corroborent ceux obtenus avec le seuil endogène. De même que ces derniers, les résultats obtenus avec le seuil JLN affichent des différences entre les réponses en régime de haute incertitude, les réponses en régime de faible incertitude et les réponses obtenues avec le modèle linéaire. Ils viennent ainsi soutenir l'hypothèse de non-linéarité dans la réaction de l'économie et du marché financier à un choc de politique monétaire.

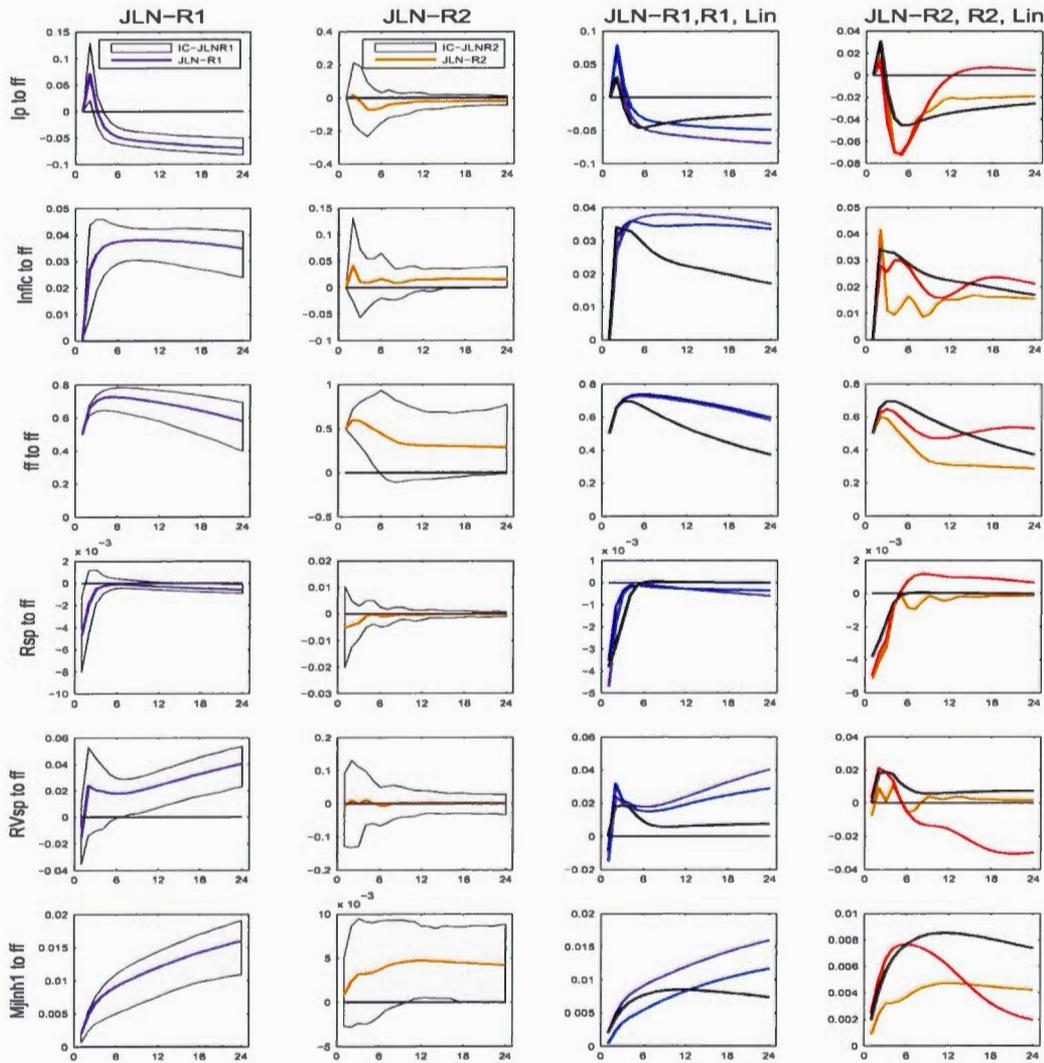


Figure 3.6: Modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique et seuil JLN, TVAR (Ip, Inflc, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1)

En régime de faible incertitude, les réponses obtenues sont qualitativement les mêmes que celles obtenues en retenant le seuil endogène, avec quelques différences quantitatives. Ces différences quantitatives peuvent être dues au fait qu'en retenant le seuil JLN on définit des niveaux d'incertitude auparavant considérés comme élevés dans le régime d'incertitude normale. En effet, on peut voir que l'incertitude et la volatilité augmentent plus lorsqu'on retient le seuil JLN alors que l'évolution du taux d'intérêt reste quasiment la même.

Les différences entre la spécification avec seuil endogène et la spécification avec seuil JLN sont plus prononcées lorsqu'on regarde les réponses en régime de forte incertitude. En régime «d'extrême incertitude», la croissance de production industrielle et le rendement du marché financier ne remontent pas au-dessus de zéro après leurs baisses comme dans l'autre spécification (modèle endogène), alors que le taux d'intérêt descend à un niveau encore plus bas.

De même, la volatilité ne descend plus largement en dessous du sentier normal comme précédemment, mais baisse en restant légèrement au-dessus de ce sentier. Cela peut s'expliquer par le comportement de l'incertitude suite au choc qui, à partir du quatrième mois, ne baisse plus fortement comme précédemment, mais continue d'augmenter avant de baisser légèrement beaucoup plus tard.

Malgré ces différences présentées par rapport au modèle avec seuil endogène, l'ordre des réponses entre le régime de forte incertitude et le régime de faible incertitude est globalement maintenu avec les deux seuils. Les rendements en régime de forte incertitude restent inférieurs ou égaux aux rendements en faible incertitude dans un premier temps, puis supérieurs ou égaux aux rendements en faible incertitude dans un deuxième temps. Inversement pour la volatilité qui reste en dessous des prédictions linéaires en forte incertitude et au-dessus en faible incertitude. L'augmentation de l'incertitude est plus forte et plus persistante en régime de faible incertitude. La production industrielle est en dessous des prédictions linéaires dans un premier tant puis monte au-dessus de ces prédictions. Alors qu'en régime de faible incertitude c'est le contraire. Ces points communs, entre les résultats avec le seuil JLN et ceux obtenus sous le seuil endogène, sont essentiellement ceux dont nous évaluerons la robustesse dans les analyses qui suivent.

Par ailleurs, les résultats de ces comparaisons peuvent être comparés aux résultats obtenus par Aastveit *et al.* (2013) qui trouvent que plus le niveau d'incertitude

macroéconomique est élevé, moins l'économie est sensible à un choc de politique monétaire. À la différence de Aastveit *et al.* (2013), ces résultats semblent montrer qu'au-delà d'être moins sensible à un choc de politique monétaire lorsque l'incertitude macroéconomique est élevée, la réponse de l'économie et des marchés financiers à un choc de politique monétaire diffère qualitativement et quantitativement selon qu'on se trouve en régime de faible ou de forte incertitude. Mais conformément à Aastveit *et al.* (2013), lorsqu'on passe du régime de forte incertitude au régime «d'extrême incertitude», en élevant le seuil d'incertitude, on constate que l'économie et les marchés financiers sont moins sensibles au choc associé la politique monétaire.

Dans la suite, nous évaluons la robustesse de ces résultats, non seulement en utilisant les fonctions de réponse généralisées au lieu des fonctions de réponses linéaires, mais aussi en effectuant des analyses qui utilisent des variables alternatives.

3.3 Spécification non linéaire : Distinction entre régimes de faible et de forte incertitude financière

3.3.1 Seuil endogène

La figure 3.7 présente les réponses des variables choisies à un choc de politique monétaire selon le niveau d'incertitude financière. Comme précédemment la première colonne regroupe les réponses obtenues en régime de faible incertitude (R1). La deuxième colonne regroupe les réponses obtenues en régime de forte incertitude (R2). La dernière permet de comparer les réponses obtenues à l'aide de l'analyse linéaire (en noir) à celles obtenues en R1 (en bleu) en R2 (en rouge).

Pour chacune des variables du système, on observe des différences entre leur ré-

ponse en régime de faible incertitude, leur réponse en régime d'incertitude élevée et leur réponse lorsqu'on retient le modèle linéaire. Les différences sont moins fortes pour certaines variables par rapport à d'autres. Particulièrement, les variables macroéconomiques affichent moins de différences (de non-linéarité) dans leurs réponses que lorsque la mesure d'incertitude était macroéconomique. Tout de même, la production industrielle baisse plus fortement en régime de forte incertitude financière que dans les autres situations (R1 et linéaire).

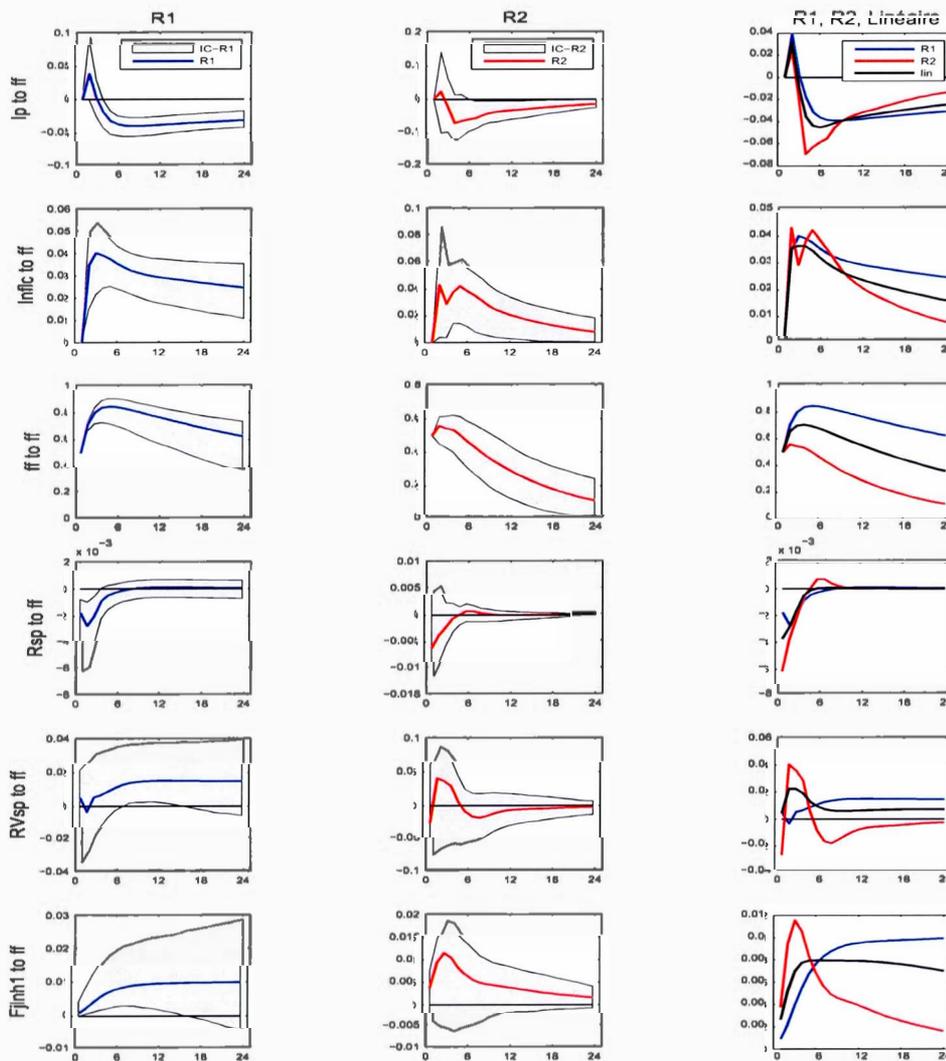


Figure 3.7: Modèle non linéaire avec incertitude financière et seuil endogène TVAR (I_p , $Inflc$, ff , Rsp , $RVsp$, $Fjnh1$)

Les variables financières et l'incertitude financière montrent relativement plus de différences dans leurs réponses. De façon générale, le rendement baisse à l'impact du choc puis remonte. Mais la baisse à l'impact est plus importante en régime de forte incertitude que ne prédit le modèle linéaire, et moins importante en régime de faible incertitude. Ensuite, en régime de forte incertitude le rendement monte au-dessus de zéro (du chemin en absence de choc) avant de s'estomper progressivement. En régime de faible incertitude, il remonte plus lentement que ne prédit le modèle linéaire, et retrouve progressivement le sentier en absence de choc.

Quant à la volatilité, de même qu'avec l'incertitude macroéconomique, elle évolue de façon très similaire à la mesure d'incertitude financière. En régime de forte incertitude elle baisse à l'impact puis, comme l'incertitude financière, évolue en forme de cloche avant de retrouver progressivement son sentier normal. En période de faible incertitude, elle augmente légèrement à l'impact baisse puis augmente quasiment au même rythme que la variable d'incertitude financière, avant de se stabiliser au-dessus des prédictions linéaires et de zéro.

3.3.2 Seuil JLN

Dans cette section, nous présentons les résultats obtenus avec l'incertitude financière à 12 mois d'horizon de prévision (F_{jlnh12}). Les résultats avec le seuil JLN, obtenus pour l'horizon $h=12$ sont plus conformes aux résultats obtenus avec le seuil endogène quel que soit l'horizon ($h=1,3$ et 12) de l'incertitude financière que ceux obtenus aux horizons $h=1$ et $h=3$. Cependant, les résultats avec F_{jlnh1} et F_{lnh3} permettent d'aboutir, de façon générale, aux mêmes conclusions que celles présentées dans cette sous-section 3.3.2 (voir la figure C.1 en annexe pour comparaison).

La figure 3.8 présente les périodes de forte et de faible incertitude respectivement selon le seuil endogène et selon le seuil JLN. De même que précédemment, le seuil JLN est supérieur au seuil déterminé de façon endogène. Par conséquent, le seuil JLN admet beaucoup moins de périodes dans le régime de forte incertitude qu'avec le seuil endogène.

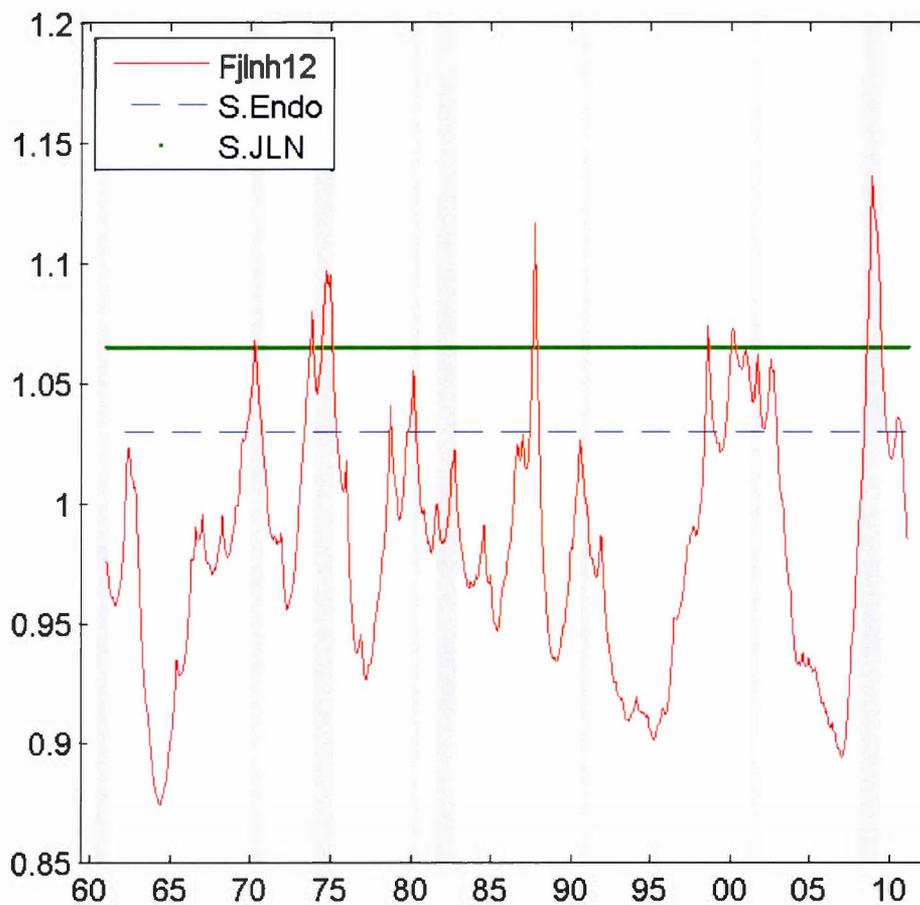


Figure 3.8: Comparaison empirique seuil endogène et seuil JLN (Fjlnh12)

Note : Les bandes grises sont les périodes de récession aux États-Unis déclarées par le NBER.

Les résultats obtenus avec le seuil JLN sont présentés à la figure 3.9. Les réponses obtenues en régime de faible incertitude avec le seuil JLN (JLN-R1) sont qualitativement les mêmes que celles obtenues avec le seuil endogène, mais quantitativement plus faibles. Certaines vont jusqu'à coïncider avec les réponses du modèle linéaire. Cela peut s'expliquer par le fait qu'avec le seuil JLN, plus de 80% de toute la période d'estimation se retrouve en régime de faible incertitude financière.

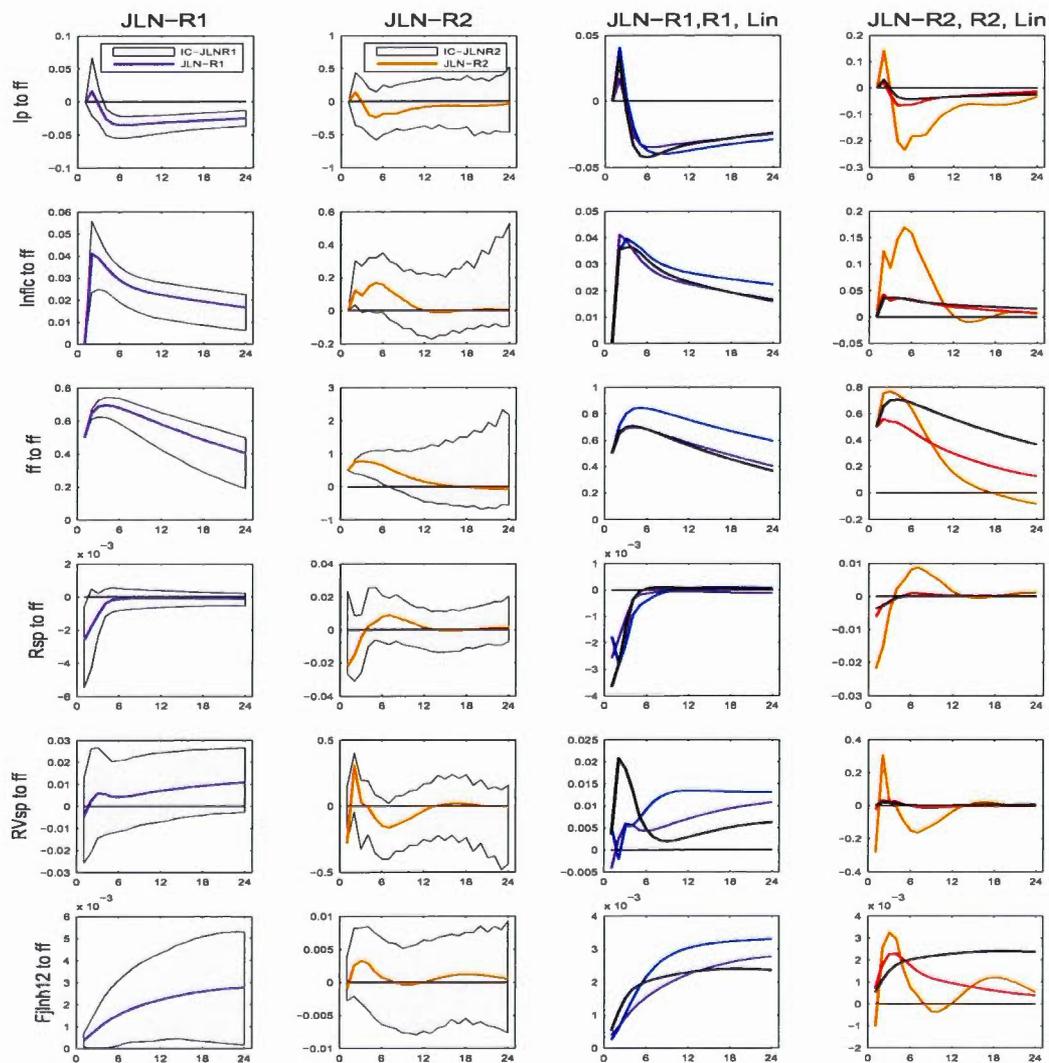


Figure 3.9: Modèle non linéaire avec incertitude financière et seuil JLN TVAR (I_p , $Infic$, ff , Rsp , $RVsp$, $Fjlnh1$)

En régime d'incertitude financière «extrême» (JLN-R2), les réponses sont qualitativement les mêmes que celles obtenues avec le seuil endogène. Par contre, elles sont beaucoup plus fortes quantitativement. En prenant l'incertitude financière comme mesure de l'incertitude, les résultats de Aastveit et al.(2013) ne sont pas corroborés en régime de forte incertitude puisque les réponses des variables macroéconomiques et financières, lorsqu'on élève le seuil d'incertitude, ne sont pas plus faibles, mais au contraire sont plus élevées.

De façon générale, il ressort des résultats présentés dans cette section que la réponse des variables macroéconomiques et des principaux indicateurs du marché financier à un choc de politique monétaire change selon le niveau d'incertitude qui prévaut dans la sphère financière de l'économie. En période de forte incertitude financière, le rendement baisse plus fortement à l'impact du choc que lorsque l'incertitude est faible, et remonte plus haut (au-dessus de zéro) qu'en régime de faible incertitude. Au niveau de la volatilité, une différence claire entre les régimes apparaît 6 mois après le choc. Lorsque le choc survient en régime de faible incertitude, la réponse de la volatilité est supérieure à celle obtenue lorsque celui-ci survient en période de forte incertitude. Quant à l'incertitude, elle augmente et ne cesse d'augmenter même deux ans après le choc, lorsque celui-ci se produit en période de faible incertitude. Par contre, en régime de forte incertitude, elle augmente dans un premier temps avant de baisser.

En somme, les points communs soulevés dans la section précédente avec l'incertitude macroéconomique sont aussi vérifiés lorsque la distinction entre régimes d'incertitude est faite avec l'incertitude financière. La réponse du marché financier, comme celle de l'économie, semble tributaire du niveau d'incertitude au moment du choc. Que cette incertitude soit d'ordre macroéconomique ou financier, la réponse du marché financier demeure bien non linéaire.

3.4 Analyse avec les fonctions de réponses généralisées et probabilité de changement de régime

3.4.1 Analyse avec les fonctions de réponses généralisées

Incertitude macroéconomique. La figure 3.10 présente les fonctions de réponses généralisées du modèle TVAR avec incertitude macroéconomique. Les figures de la première colonne (R1, R2, Linéaire) permettent de comparer les réponses de chaque variable en régime de faible incertitude (R1, en bleu) et en régime de forte incertitude sous le seuil endogène (R2, en rouge), à leurs réponses dans la spécification linéaire (lin, en noir). Les graphiques de la deuxième colonne permettent de comparer réponses obtenues en régime de faible incertitude sous le seuil endogène et sous le seuil JLN, à celles du modèle linéaire. Ceux de la troisième colonne permettent de faire les mêmes comparaisons que pour la deuxième colonne, mais en régime de forte incertitude.

De façon générale, les résultats obtenus sont qualitativement les mêmes que ceux obtenus avec les fonctions de réponses linéaires, avec quelques différences mineures. Ils permettent d'aboutir aux mêmes conclusions que précédemment. Les différences qu'on peut observer portent essentiellement sur les réponses de l'incertitude, de la volatilité, et celle de la production industrielle. La production industrielle conserve son allure dans tous les cas de figure, mais en R2 reste en dessous de zéro au lieu de passer au-dessus de zéro, à la remontée, comme avec les fonctions de réponses linéaires. Les réponses de l'incertitude macroéconomique et de la volatilité financière obtenues à l'aide de la méthode généralisée affichent un ordre plus clair et plus constant entre les différents cas de figure (faible incertitude, forte incertitude, et modèle linéaire). Plus le niveau d'incertitude à l'impact de choc est faible, plus l'incertitude et de la volatilité augmentent après le choc

(excepté JLN R2 où la réponse de l'incertitude et de la volatilité sont au-dessus de leurs réponses en R2). À la différence des résultats basés sur Irf, la réponse en R2 baisse plus lentement et semble se stabiliser à un niveau plus haut.

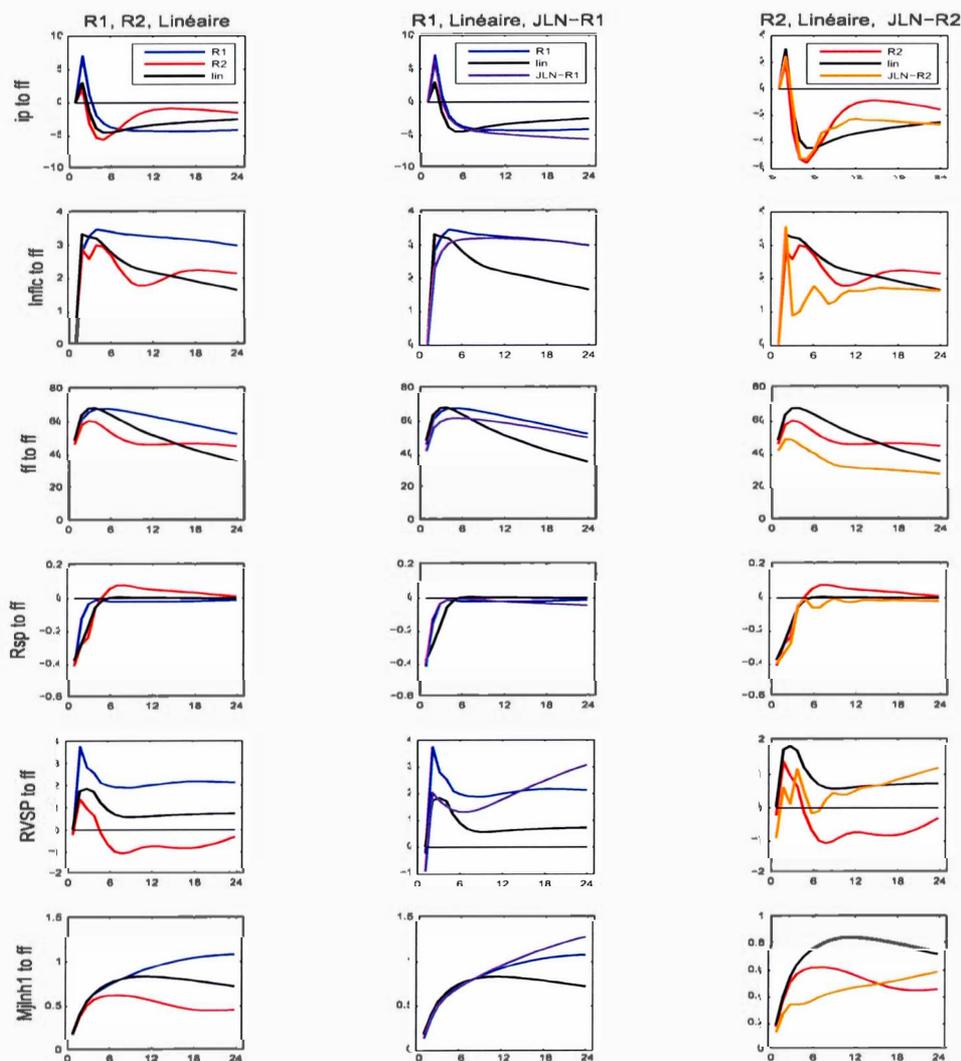


Figure 3.10: Fonctions de réponses généralisées du modèle non linéaire avec incertitude macroéconomique

Par contre, les différences entre les régimes, observées dans les sections précédentes avec l'incertitude macroéconomique, sont conservées avec les Girfs. Ainsi, ces résultats viennent soutenir l'intuition de non-linéarité de la réponse de l'économie

et du marché financier à un choc de politique monétaire. Les conclusions de Aastveit *et al.* (2013) sont aussi préservées pour le régime de forte incertitude (R2) et le régime d'incertitude «extrême» (JLN-R2).

Incertitude financière. La figure 3.11 présente les réponses obtenues à partir de la méthode généralisée avec l'incertitude financière, organisées selon les mêmes dispositions que la figure 3.10.

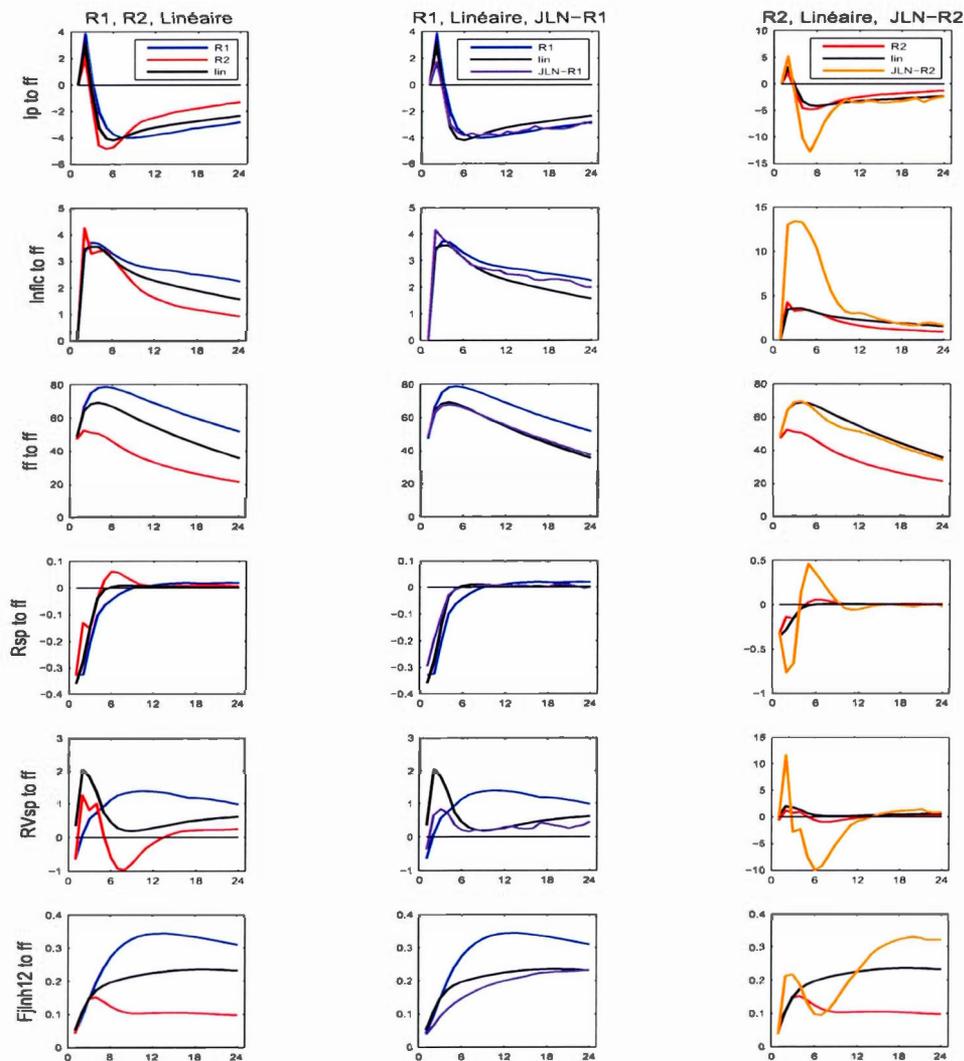


Figure 3.11: Fonctions de réponses généralisées du modèle non linéaire avec incertitude financière

Tout comme pour les Irf, on observe que les réponses obtenues en régime de forte incertitude financière sous le seuil JLN sont particulières aux horizons $h=1$ et $h=3$ par rapport à celles obtenues en $h=12$ et en incertitude macroéconomique. Par conséquent, nous présentons les résultats avec Fjlnh12. Les particularités des résultats en $h=1$ et $h=3$ seront présentées dans la suite.

Par rapport aux réponses obtenues avec les Irf, la méthode des fonctions de réponses généralisées nous donne des réponses quasiment similaires. Comme pour l'analyse avec l'incertitude macroéconomique, les différences qui existent portent essentiellement sur la réponse de l'incertitude et de la volatilité, et sont du même ordre. Une autre différence remarquable vient de la réponse du taux d'intérêt en JLN-R2. Avec la méthode généralisée, la baisse du taux d'intérêt est moins forte que celle avec les Irf. Toutes ces différences restent assez mineures pour affecter les conclusions émanant de l'analyse avec les Irf. Pour l'essentiel, les résultats de cette analyse viennent soutenir ces conclusions.

3.4.2 Comparaison des réponses et des probabilités de changement de régime selon l'intensité et le signe du choc

Les comparaisons des fonctions de réponses selon l'intensité du choc sont présentées par les figures D.1 et D.2 respectivement pour l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière. Celles se rapportant au signe (positif ou négatif) pour une hausse ou une baisse du taux d'intérêt sont présentées par les figures D.3 et D.4 respectivement en considérant l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière. Ces figures se retrouvent en annexe.

Il en ressort que les réponses de toutes variables, quel que soit le régime ou le seuil retenu, sont proportionnelles à l'intensité et au signe du choc. Ni le signe ni l'intensité du choc n'affecte l'allure des réponses comme on pourrait s'attendre

avec les fonctions de réponses généralisées (cf. section 2.1.4.2). Normalement, ce qui aurait causé un changement dans l'allure de la réponse suite à un choc de signe contraire, ou à un choc plus ou moins intense, est que ce choc (plus intense, ou de signe contraire) favorise plus le changement de régime d'incertitude. En effet, puisque la dynamique entre les variables du modèle TVAR diffère d'un régime à l'autre, si un choc plus intense favorisait un changement de régime à un horizon différent de celui du choc par rapport auquel il est plus intense, l'allure des réponses allait différer les unes des autres à partir de l'un des deux horizons (le plus petit). De façon analogue, les réponses de deux chocs de signe opposé allaient être non symétriques à partir d'un seuil si le signe du choc affectait de façon importante la probabilité de changement de régime. Mais le calcul des probabilités de changement de régime en absence de choc, avec un choc de 0,5 écart-type, 1,5 écart-type et leurs opposés respectifs ratifie que ni l'intensité du choc ni son signe n'affecte significativement la possibilité de changement de régime d'incertitude.

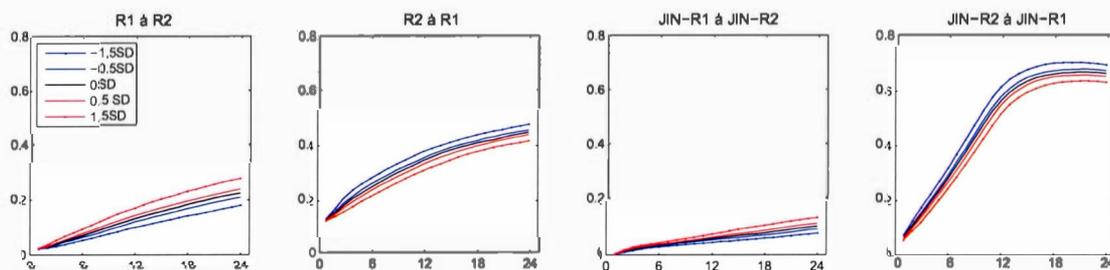


Figure 3.12: Comparaison des probabilités de changement de régime d'incertitude macroéconomique selon la taille et le signe du choc

Probabilités de changement de régime d'incertitude macroéconomique. La figure 3.12 présente les probabilités de passer d'un régime d'incertitude macroéconomique (Mjlnh1) à l'autre selon le seuil d'incertitude retenu. Quel que soit le seuil retenu, en régime de faible incertitude, un choc restrictif augmente la probabilité de passer en régime de forte incertitude alors qu'un choc expansionniste réduit

cette probabilité. Les effets sont inversés lorsqu'on se trouve en régime de forte incertitude. Avec le seuil endogène, la probabilité de passer du régime de faible incertitude au régime forte incertitude est plus élevée qu'avec le seuil JLN. Inversement, la probabilité de passer du régime de forte incertitude au régime de faible incertitude est plus élevée avec le seuil JLN. Cela est dû au fait que le seuil JLN est plus élevé que le seuil endogène, et que la durée des épisodes du régime de forte incertitude sous le seuil JLN est plus courte (voir figure 3.5).

Dans tous les cas, les variations de la probabilité causées par un choc, quel que soit son intensité ou son signe, sont quasiment négligeables. Certes, il ressort des comparaisons que les chocs (respectivement positif ou négatif) plus élevés en intensité font plus varier l'incertitude (à la hausse ou à la baisse), mais ces résultats révèlent que ces seules variations sont vraisemblablement insuffisantes pour causer un changement de régime. Ces résultats viennent donner une leçon de politique économique. Il faut bien plus qu'un choc pour faire basculer l'économie dans l'incertitude ou la faire sortir d'une période de forte incertitude. De plus, si on prend en compte les coûts associés à la variation du niveau du taux d'intérêt, il semble que, lorsqu'on se trouve en régime de forte incertitude, ne pas stimuler l'économie par une variation du taux d'intérêt peut être un bon choix de politique économique.

Probabilités de changement de régime d'incertitude financière. Comme pour l'incertitude macroéconomique, le calcul des probabilités de changement de régime montre qu'avec le seuil endogène, l'intensité ou le signe du choc affecte très peu la probabilité de changement de régime d'incertitude. L'effet des chocs est encore plus faible que sur l'incertitude macroéconomique. Certes, selon les résultats avec le seuil endogène, un choc de politique monétaire fait varier le niveau d'incertitude sur les marchés financiers, mais ne saurait à lui seul faire basculer les marchés d'un régime d'incertitude à l'autre.

Avec le seuil JLN, les résultats en régime de faible incertitude (JLN-R1) sont conformes à ceux obtenus dans les autres cas (quel que soit le seuil avec incertitude macroéconomique, et avec le seuil endogène en considérant l'impact de l'incertitude financière). Ils affichent que les chocs n'ont pas d'effet. En d'autres termes, les chocs du taux d'intérêt peuvent difficilement, à eux seuls, conduire les marchés dans des épisodes d'extrêmes incertitudes financières. En régime de forte incertitude, par contre, les effets dépendent de l'horizon (h) associé à la mesure d'incertitude financière. Lorsque l'horizon est $h=12$, les résultats obtenus avec le seuil endogène sont conservés, et les chocs ont encore moins d'effet sur les probabilités. Mais lorsque les horizons sont respectivement d'un mois et de trois mois ($h=1$ et $h=3$), les résultats sont différents.

Résultats particuliers avec F_{jlnh1} et F_{jlnh3} en régime de forte incertitude avec le seuil JLN. La particularité des résultats obtenus en régime de forte incertitude financière avec le seuil JLN (JLN-R2) se manifeste non seulement dans les sentiers de réponses des variables, mais aussi dans les probabilités de changements de régime.

Les différences dans les fonctions de réponses portent sur l'allure et la taille des réponses des variables. Par rapport à la taille, l'intensité des réponses en régime «d'extrême incertitude» avec F_{jlnh1} et F_{jlnh3} est au moins deux fois plus grande que celles habituellement¹obtenues. Une des différences les plus apparentes concerne la croissance de la production industrielle. Elle augmente si fortement qu'elle reste au-dessus de zéro durant les trois premiers trimestres après le choc avant de passer en dessous de zéro. En comparaison, elle n'atteignait pas le deuxième trimestre après le choc, dans les autres cas¹, avant de passer en dessous de zéro. Par ailleurs, le taux d'intérêt augmente si fortement après le choc que

1. Avec le seuil endogène, quel que soit l'horizon de l'incertitude financière, avec seuil JLN comme avec seuil endogène pour toutes les mesures d'incertitude macroéconomique

deux ans après celui-ci il ne rejoint pas sa valeur au moment du choc.

Concernant l'allure des réponses, la différence la plus visible porte sur l'évolution de l'incertitude après le choc. Lorsqu'on utilise $Fjlnh1$ et $Fjlnh3$, en JLN-R2 l'incertitude baisse largement en dessous de son sentier normal pendant les six premiers mois après le choc avant de remonter au-dessus de ce sentier 12 mois après le choc alors que dans les autres cas elle augmente et reste au-dessus de son sentier normal. Cette différence s'exprime aussi dans les probabilités de changements de régime en JLN-R2. Avec les autres mesures d'incertitude ($Fjlnh12$, $Mhjl nh1$, $Mhjl nh2$ et $Mhjl nh12$), lorsqu'on se trouve en régime de forte incertitude, la probabilité de passer au régime de faible incertitude est plus élevée après un choc expansionniste qu'après un choc contractionniste, et à toutes les périodes après le choc. Mais lorsqu'on utilise $Fjlnh1$ et $Fjlnh3$, la probabilité de passer en régime de faible incertitude est plus élevée après un choc contractionniste entre le deuxième et le 12e mois après le choc. Toutes ces différences restent difficiles à expliquer.

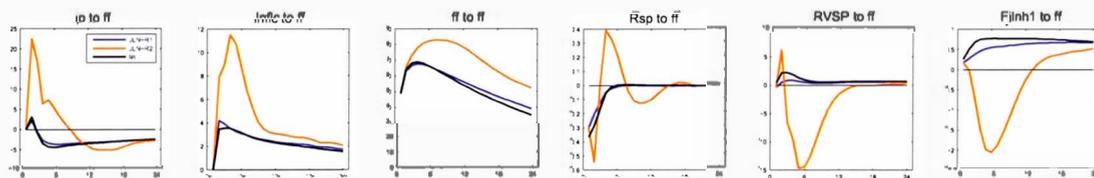


Figure 3.13: Fonctions de réponses généralisées avec $Fjlnh1$ et seuil JLN

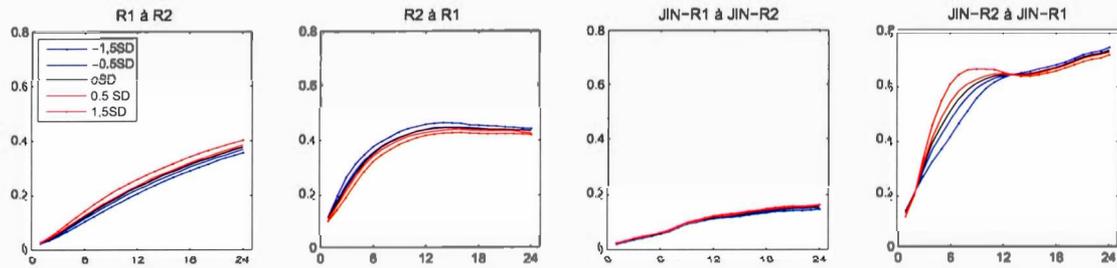


Figure 3.14: Comparaison des probabilités de changement de régime d'incertitude financière selon la taille et le signe du choc

3.5 Analyse de robustesse

3.5.1 Comparaison des résultats selon les horizons de prévision

Les figures C.1 et C.2 permettent de comparer les résultats obtenus respectivement avec l'incertitude financière et l'incertitude macroéconomique selon l'horizon h ($h=1, 3$, et 12). On constate de façon générale que les résultats obtenus à l'aide du seuil endogène sont stables à travers les horizons. Par contre, ceux obtenus à l'aide de la mesure proposée par Bloom (2009) (et repris par Jurado *et al.*, 2015) sont moins stables à travers les horizons. Ils peuvent même changer drastiquement selon l'horizon, surtout en régime de forte incertitude. Considérant cet aspect, les résultats obtenus lorsque le seuil est déterminé de façon endogène semblent plus robustes que ceux obtenus avec le seuil JLN, qui est fixé arbitrairement.

Néanmoins, l'évidence de non-linéarité des réponses entre régime de forte incertitude et régime de faible incertitude est plutôt robuste pour différents horizons, quelle que soit la méthode utilisée pour déterminer le seuil.

3.5.2 Analyse avec le niveau d'emploi comme variable du cycle au lieu de la production industrielle

La figure C.3 présente les résultats obtenus par la méthode TVAR avec la variable du niveau d'emploi à la place de la production industrielle. Le seuil retenu est le seuil déterminé de façon endogène. La non-linéarité apparaît clairement dans la réponse de chacune des variables suite à un choc de 50 points de base sur les taux des fonds fédéraux. L'emploi augmente fortement puis baisse en régime de faible incertitude, alors qu'il diminue avant de remonter au-dessus de zéro en régime d'incertitude élevée.

Le rendement du marché financier, comme dans l'analyse avec la production industrielle baisse à l'impact dans les deux régimes. En régime de forte incertitude, il monte nettement au-dessus de zéro avant de s'annuler plus tard alors qu'en régime de faible incertitude il remonte rapidement pour se stabiliser à zéro. La différence entre les réponses de la volatilité selon les régimes est encore plus nette que précédemment, et ce dès l'impact du choc. En régime de forte incertitude, le niveau de volatilité est nettement inférieur à celui prédit par le modèle linéaire qui à son tour est nettement inférieur à celui en régime de forte incertitude.

Une comparaison des réponses obtenues selon les horizons de prévisions associées aux mesures d'incertitude macroéconomique et financière (figures C.4 et C.5 en annexes) permettent de réaffirmer non seulement que la différence entre les régimes est plus prononcée quand la mesure d'incertitude est d'ordre macroéconomique, mais aussi que les résultats sont plus stables avec un seuil déterminé de façon endogène.

En somme, lorsque la production industrielle est remplacée par le niveau d'emploi, les conclusions provenant des premières analyses sont conservées et même

renforcées pour la volatilité.

3.5.3 Analyse avec une mesure de confiance ISM comme mesure de l'incertitude

L'indice ISM est une mesure de la confiance des producteurs manufacturiers américains. Le modèle VAR à seuil permettra alors de distinguer les réponses du marché financier et de l'activité économique au choc de politique monétaire lorsque le niveau de confiance des producteurs manufacturiers est faible et lorsqu'il est élevé.

Seuil endogène. La figure C.6 présente les résultats obtenus avec le seuil endogène utilisant l'indice de confiance ISM comme mesure de l'incertitude. Les colonnes R1 et R2 représentent les sentiers de réponses des variables respectivement en régime de faible confiance (en dessous de seuil endogène) et en régime de confiance élevée (ou normale). Pour réaliser un parallèle avec l'incertitude, dans ce cas, c'est R1 (en bleu) qui représente le régime de forte incertitude et R2 (en rouge), le régime de faible incertitude (ou incertitude normale), car l'incertitude est corrélée négativement avec le niveau de confiance (-0.542 selon la matrice de corrélation).

De façon générale, les résultats obtenus vont dans le même sens que ceux présentés avec les mesures d'incertitude de *Jurado et al.* (2015). On peut observer une non-linéarité des réponses des variables au choc de politique monétaire pour des régimes de niveaux faible et élevé de confiance. Comme avec les mesures d'incertitude macroéconomique, en régime de faible confiance (forte incertitude) la production industrielle baisse, plus fortement que les prédictions linéaires, et remonte plus vite que celles-ci. En régime de confiance normale (faible incertitude), la production industrielle augmente avant de baisser.

La performance du marché financier baisse plus fortement à l'impact et remonte

plus vite au-dessus de son sentier en absence de chocs lorsque le niveau de confiance est faible. En régime de confiance élevée, à défaut de rester en dessous de zéro après l'impact comme avec l'incertitude macroéconomique, elle reste inférieure ou égale à sa réponse en régime de faible confiance comme avec l'incertitude macroéconomique.

La volatilité a un comportement relativement similaire dans les six premiers mois après le choc, quel que soit le régime de confiance retenu. Ensuite, elle baisse plus fortement en régime de faible confiance largement en dessous des prédictions du modèle linéaire et de zéro. En régime de forte confiance, après 6 mois, elle reste au-dessus des prédictions du modèle linéaire et de zéro.

Le niveau de confiance baisse dans toutes les spécifications suite à un choc restrictif. Même si la baisse est plus rapide en régime de faible confiance. La réponse la plus difficile à expliquer est celle du taux d'intérêt, en niveau de faible confiance, qui continue à augmenter après le choc.

Seuil JLN. Les réponses dans le cas du seuil JLN sont présentées à la figure C.8 et les périodes correspondantes au régime de faible et forte confiance sous chacun des seuils sont présentées à la figure C.7. À la différence de ce qui a été fait jusque là, le seuil JLN est cette fois-ci déterminé en prenant 1.65 écart-type en dessous de la moyenne de la série. Empiriquement, on constate que le seuil JLN ainsi déterminé a été atteint lors de toutes les périodes de récession déterminées par NBER et uniquement lors de ces périodes. Quant aux sentiers de réponses sous le seuil JLN, ils vont eux aussi dans le même sens que ceux obtenus avec les mesures d'incertitude macroéconomique.

Le concept de confiance étant proche du concept d'incertitude, ces résultats avec l'ISM viennent soutenir les conclusions tirées avec l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière.

CONCLUSION

La Crise économique et financière de 2007-2009 a soulevé beaucoup de questions, entre autres sur la faiblesse de la reprise. Les recherches visant à expliquer la faiblesse de la reprise ont permis de mettre en évidence l'effet d'un niveau d'incertitude élevé sur l'économie. Ce travail s'est penché sur l'effet du niveau d'incertitude sur la sensibilité du marché financier à un choc de politique monétaire. À l'aide d'un modèle VAR à seuil, nous avons montré que le niveau d'incertitude a un effet sur les réponses du niveau d'activité et du marché financier à un choc de politique monétaire. Pour voir ces différences, ajouter une mesure d'incertitude dans la spécification linéaire du modèle n'est pas suffisant. L'impact de l'incertitude sur la sensibilité du marché financier à un choc de politique monétaire apparaît réellement lorsqu'on traite distinctement les périodes où le niveau d'incertitude est faible et les périodes où il est élevé. Pour distinguer entre niveau d'incertitude faible (ou normale) et niveau d'incertitude élevé, il nous a fallu fixer un seuil. Ce seuil a été déterminé de deux façons : Seuil endogène et seuil JLN.

Quel que soit le seuil retenu ou le type d'incertitude, on observe une différence des réponses des indicateurs du marché financier et des indicateurs macroéconomiques au choc de politique monétaire selon le régime d'incertitude. Le rendement du marché financier baisse à l'impact, mais plus fortement en régime de forte incertitude. Puis la réponse du rendement en régime de forte incertitude passe au-dessus de celle en régime de faible incertitude et lui reste supérieure ou égale. La différence des effets du choc est encore plus nette sur la stabilité des marchés. Globalement, la réponse de la volatilité en régime de forte incertitude est inférieure aux prédictions

du modèle linéaire, celle en régime de faible incertitude est supérieure aux prédictions du modèle linéaire. Le choc crée plus d'instabilité lorsque l'incertitude est faible. Les variables de l'activité réelle (l'emploi et la production industrielle) augmentent plus fortement que les prédictions linéaires dans un premier temps, puis baissent plus longtemps et plus fortement par rapport aux prédictions linéaires. En régime de forte incertitude, l'activité réelle baisse encore plus bas que dans les autres cas avant de remonter au-dessus des prédictions linéaires. L'incertitude augmente après un choc de politique monétaire. Elle augmente plus fortement et plus longtemps en régime de faible incertitude.

À la différence de l'intuition de Bloom (2009) et des résultats de Aasteveit *et al.* (2013) selon lesquels l'économie est moins sensible à un choc de politique économique lorsque le niveau d'incertitude est élevé, ce travail montre une non-linéarité des réponses du marché financier et de l'activité économique à un choc de politique monétaire. Au-delà d'être moins sensible, la réponse de ces variables diffère qualitativement et quantitativement selon le niveau d'incertitude. Ces résultats sont robustes à l'utilisation du niveau de confiance des producteurs (ISM) comme mesure d'incertitude, ou à une analyse à partir des fonctions de réponses généralisées.

Par ailleurs, le calcul des probabilités de changement de régime révèle qu'il faut bien plus qu'un choc de politique monétaire pour faire basculer l'économie ou les marchés d'un régime d'incertitude à l'autre. Cela permet de comprendre pourquoi malgré la baisse très importante du taux d'intérêt par la réserve fédérale l'incertitude ne s'est pas aussitôt dissipée.

Ce travail comporte toutefois des limites. Par exemple, la présence du *price puzzle* dans les résultats pourrait biaiser les réponses obtenues des autres variables de l'analyse. Il serait important, dans des analyses ultérieures, de chercher à corriger

le *price puzzle*. Souvent, l'inclusion du prix relatif des matières premières peut réduire l'importance du *price puzzle* sans toutefois le résoudre (voir, par exemple Sims (1992) et Demiralp *et al.* (2014)).

Puisqu'en réalité on se trouve soit en incertitude élevée, soit en incertitude faible, et non dans les deux cas même temps comme pourraient implicitement prétendre les exercices basés sur des spécifications linéaires, nos résultats permettent de faire ressortir l'importance de la prise en compte de l'hypothèse de non-linéarité dans l'étude des effets de politique économique. Est-ce que l'inefficacité constatée de la politique monétaire en période de forte incertitude ne viendrait pas du fait que les réponses de l'économie soient différentes des attentes des auteurs de ces politiques ou des agents économiques basées sur des modèles linéaires par rapport à l'incertitude ? Une extension de ce travail pourrait étudier la réaction de l'économie à des chocs de politique budgétaire, de politique de change ou de crédit selon le régime d'incertitude. Une question plus générale consisterait à se demander quelle autre non-linéarité encore inconnue pourrait biaiser nos anticipations sur les décisions d'agents économiques face aux politiques économiques ou à d'autres chocs.

ANNEXE A

ALGORITHME DE CALCUL DE LA FONCTION DE RÉPONSE GÉNÉRALISÉE (GIRF)

1. On fixe un régime. Restant dans le régime, une réalisation particulière de ω_{t-1}^r est tirée de façon aléatoire. ω_{t-1}^r représente le moment où le choc frappe l'économie. Un historique Ω_{t-1}^r est choisi en fonction de la valeur tirée et donc du régime dans lequel on est supposé se trouver. Cet historique comprend tous les p vecteurs de variables retardées.
2. Les chocs sont obtenus à partir de la matrice de variance-covariance des résidus. Comme une distribution jointe de ces chocs est supposée, un vecteur u_{t-1}^b de dimension k est obtenu à chaque horizon (k étant le nombre de variables endogènes du VAR). On impose un choc nul pour la variable j à $t = 0$.
3. L'évolution future de toutes les variables est simulée en utilisant les coefficients estimés pour les deux régimes, et le processus de chocs pour $h + 1$ périodes. Ainsi il est permis de changer de régime sur l'horizon de prévision. Le résultat de la séquence est noté $Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, u_{t+h}^b)$.
4. L'étape 3 est répétée en remplaçant la séquence de chocs à $t = 0$ par un choc de taille δ_j ($\delta_j \neq 0$) pour la variable j et les chocs contemporains correspondants pour les autres variables. Ce vecteur de dimension k est noté u_j^* et le résultat noté $Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, u_{t+h}^b, u_j^*)$.

5. Les étapes 2 à 4 sont répétées R fois ($R = 300$) pour obtenir l'effet moyen du choc.
6. Les étapes 1 à 4 sont répétées B fois ($B = 300$) afin d'obtenir une moyenne sur chacun des régimes.
7. La fonction de réponse GIRF est la différence entre les prévisions supposant le choc u_j^* et l'évolution supposant un choc nul.

$$GIRF(h, \Omega_{t-1}, u_j^*) = [Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, u_{t+h}^b, u_j^*) - Y_{t+h}(\omega_{t-1}^r, u_{t+h}^b)] \times (B \times R) \quad (A.1)$$

ANNEXE B

DONNÉES ET STATISTIQUES DESCRIPTIVES

Tableau B.1: Liste des variables et leurs sources

Symbole	Nom de la variable /Description	Source
Ip	croissance de l'indice de la production industrielle	Fred-St. Louis
Emploi	croissance du nombre d'emploi non-agricol	Fred-St. Louis
cpi	Indice mensuel de prix à la consommation	Fred-St. Louis
Inflc	Inflation mensuelle basée sur CPI	Obtenue par calcul
ff	Taux d'intérêt (nominal) effectif de la Reserve fédérale américaine sur une fréquence mensuelle	Fred-St. Louis
dff	Variation du taux d'intérêt	Obtenue par calcul
Fjlnh τ	Incertitude financière de Jurado <i>et al.</i> (2005) à τ mois d'horizon	Sydney Ludvigson *
Mjlnh τ	Incertitude macroéconomique de Jurado <i>et al.</i> (2005) à τ mois d'horizon	Sydney Ludvigson *
ISM	Indice de confiance des producteurs manufacturiers américains	Fred-St. Louis
P	cours du S&P 500 sur une fréquence mensuelle	Robert Shiller**
Rsp	Rendement mensuel du S&P 500 ($R_{sp} = dP$)	Obtenu par calcul
sp500	Indice journalier du S&P 500	Yahoo finance
RVsp500	Volatilité mensuelle réalisée de l'indice S&P 500	Obtenue par calcul

$\tau = 1, 3, 12.$

$$dx_t = x_t - x_{t-1}$$

* www.sydneyludvigson.com

** www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm

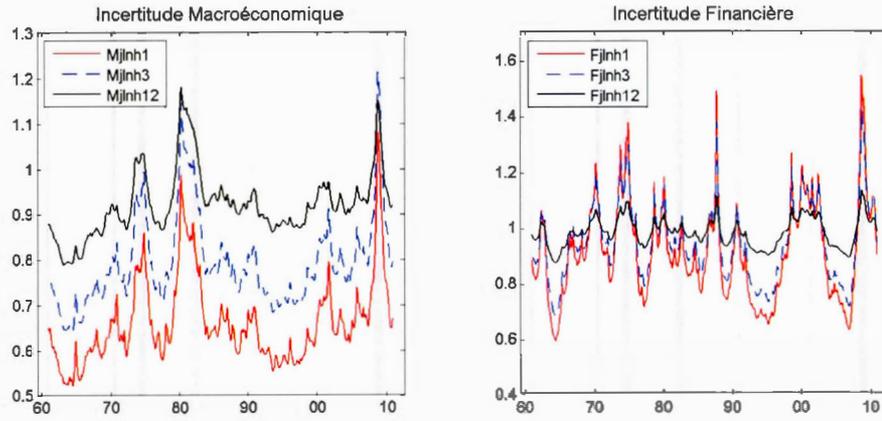


Figure B.1: Mesures d'incertitude de Jurado *et al.* (2015)

Note :Les bandes grises sont les périodes de récession aux États-Unis déclarées par le NBER.

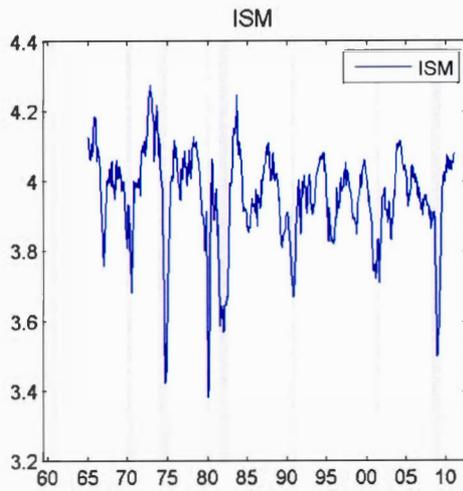


Figure B.2: Indice de confiance ISM

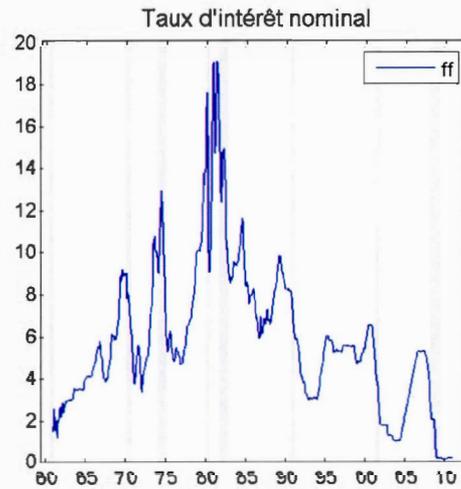


Figure B.3: Taux d'intérêt nominal

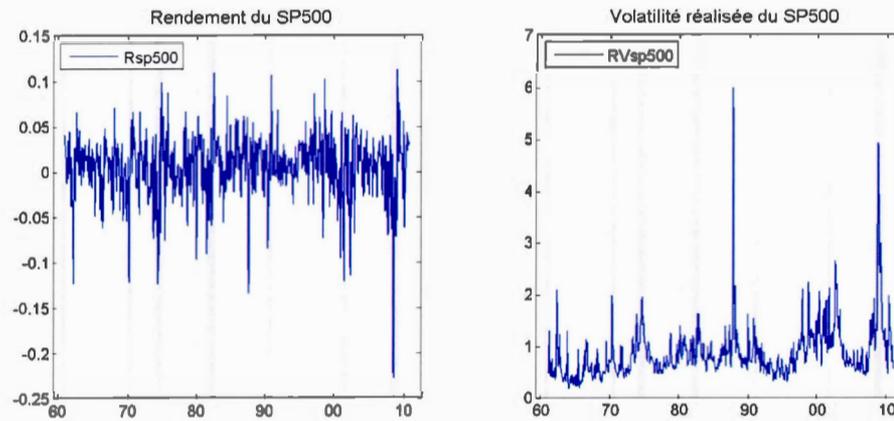


Figure B.4: Les indicateurs du marché financier

Tableau B.2: Statistiques descriptives des mesures d'incertitude

variables	Moyenne	Écart-type	Maximum	Médiane	Minimum
Mjlnh1	0,661	0,094	1,080	0,639	0,522
Mjlnh3	0,795	0,100	1,213	0,772	0,645
Mjlnh12	0,923	0,074	1,180	0,915	0,789
Fjlnh1	0,913	0,172	1,546	0,892	0,596
Fjlnh3	0,949	0,138	1,426	0,936	0,684
Fjlnh12	0,983	0,051	1,136	0,983	0,874
ISM	3,952	0,138	4,278	3,976	3,381

Tableau B.3: Matrice de corrélations

Variables	Mjinh1	Mjinh3	Mjinh12	Fjinh1	Fjinh3	Fjinh12	ISM	Ip	Emploi	dff	ff	Infic	Credit	Rsp	RVsp	
Mjinh1	1,000															
Mjinh3	0,996	1,000														
Mjinh12	0,953	0,971	1,000													
Fjinh1	0,567	0,566	0,481	1,000												
Fjinh3	0,565	0,566	0,484	0,999	1,000											
Fjinh12	0,567	0,570	0,502	0,988	0,993	1,000										
ISM	-0,542	-0,536	-0,519	-0,293	-0,293	-0,302	1,000									
Ip	-0,394	-0,398	-0,381	-0,314	-0,309	-0,297	0,462	1,000								
Emploi	-0,575	-0,569	-0,531	-0,419	-0,415	-0,408	0,653	0,628	1,000							
diff	-0,129	-0,124	-0,107	-0,127	-0,126	-0,124	0,343	0,287	0,287	1,000						
ff	0,310	0,357	0,479	0,050	0,063	0,103	-0,154	-0,131	0,032	-0,069	1,000					
Infic	0,163	0,189	0,249	0,068	0,076	0,091	0,084	-0,021	0,110	0,085	0,502	1,000				
Credit	-0,133	-0,109	-0,061	-0,235	-0,233	-0,230	0,313	0,114	0,343	0,260	0,360	0,258	1,000			
Rsp	-0,100	-0,099	-0,080	-0,185	-0,179	-0,165	-0,119	-0,001	0,037	-0,084	-0,045	-0,076	-0,122	1,000		
RVsp	0,476	0,472	0,421	0,662	0,651	0,628	-0,297	-0,273	-0,414	-0,130	-0,088	-0,219	-0,212	-0,170	1,000	

ANNEXE C

ANALYSE DE SENSIBILITÉ

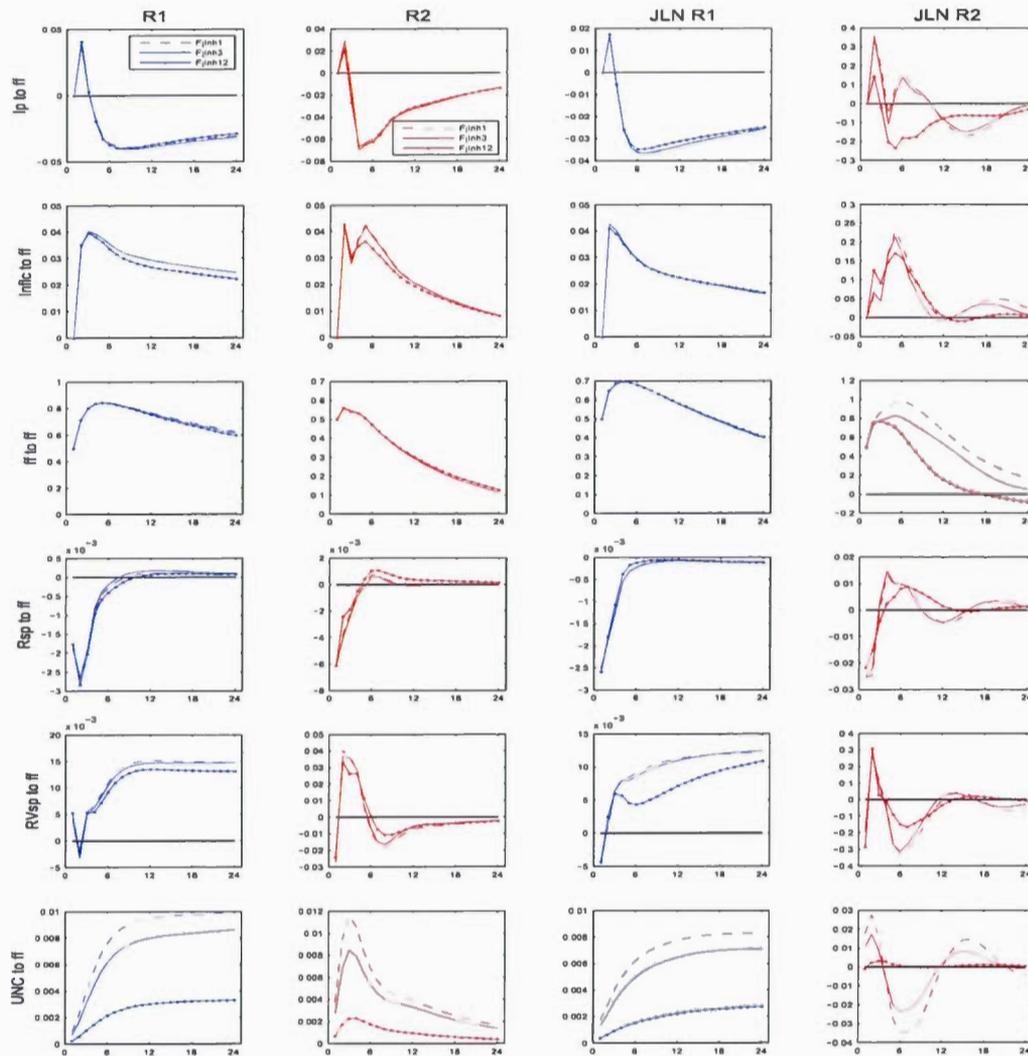


Figure C.1: Comparaison des résultats obtenus avec l'incertitude financière selon les horizons (Fjlnh1, Fjlnh3, et Fjlnh12)

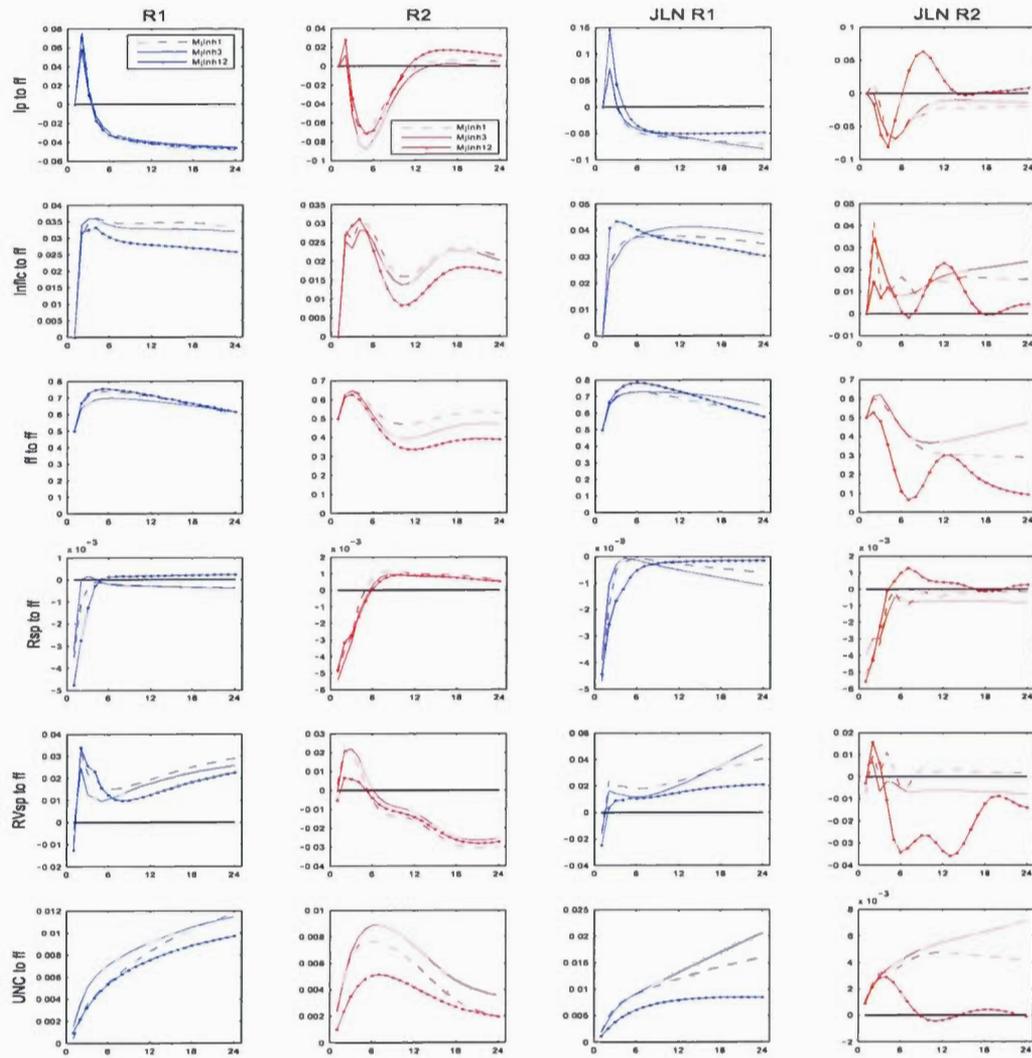


Figure C.2: Comparaison des résultats obtenus avec l'incertitude macroéconomique selon les horizons (M_{jlnh1} , M_{jlnh3} , et M_{jlnh12})

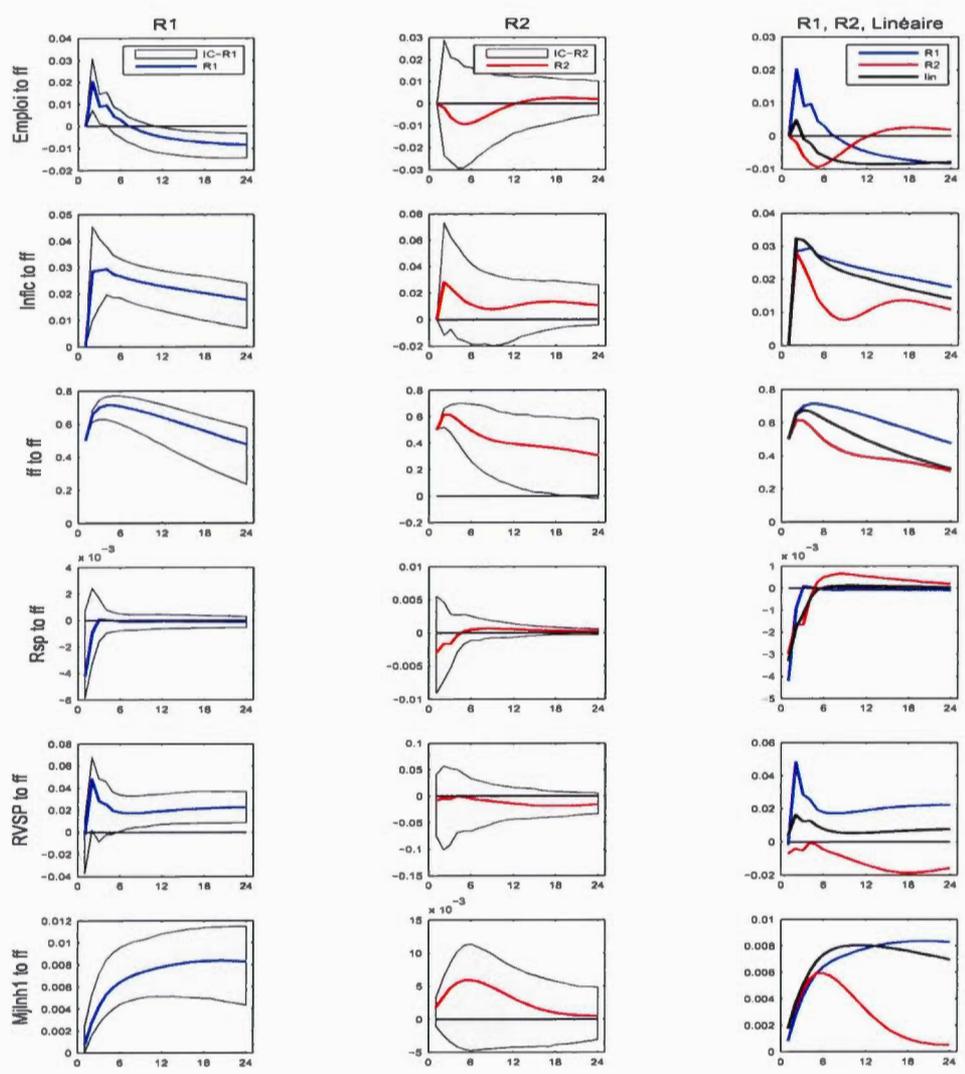


Figure C.3: Modèle TVAR (Emploi, Inflic, ff, Rsp, RVsp, Mjlnh1) avec incertitude macroéconomique et seuil JLN

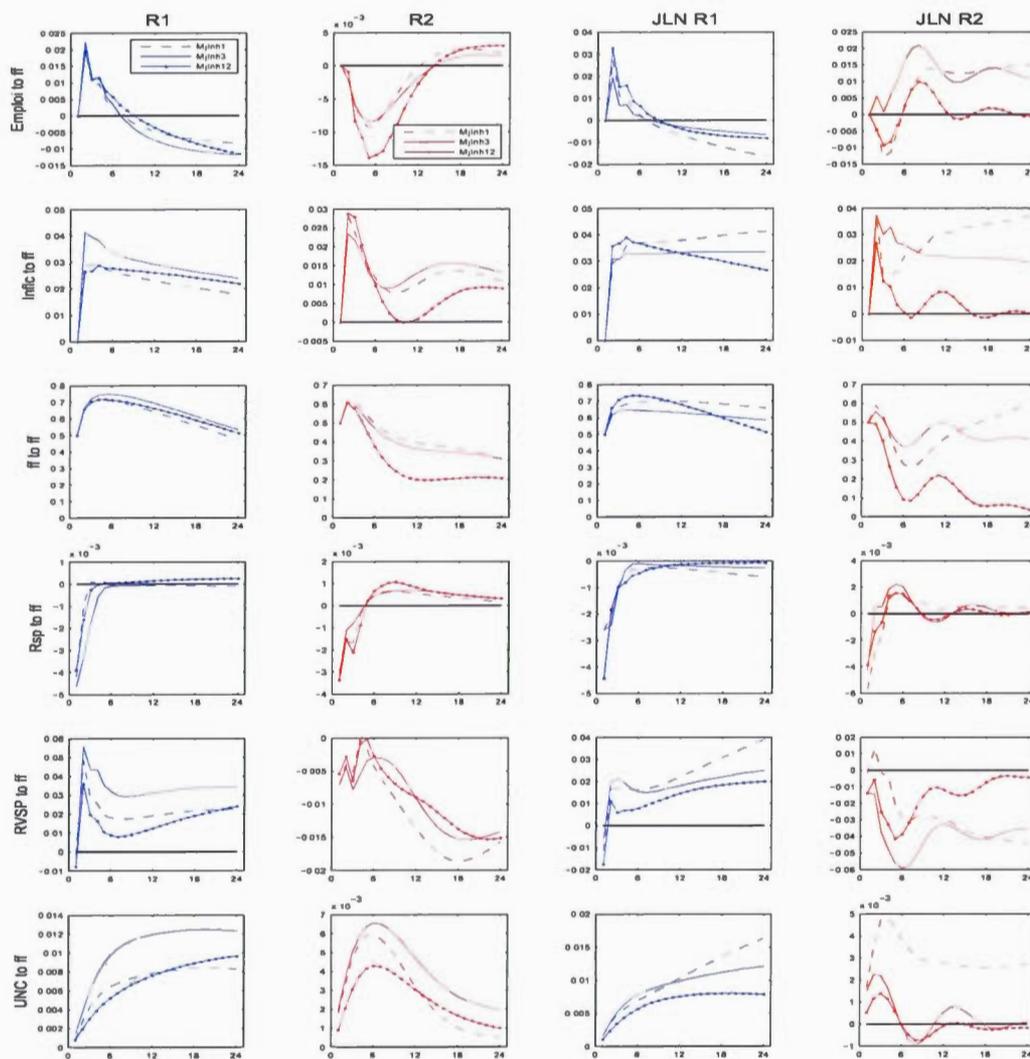


Figure C.4: Comparaison des résultats obtenus avec l'emploi selon les horizons d'incertitude macroéconomique (Mjlnh1, Mjlnh3, et Mjlnh12)

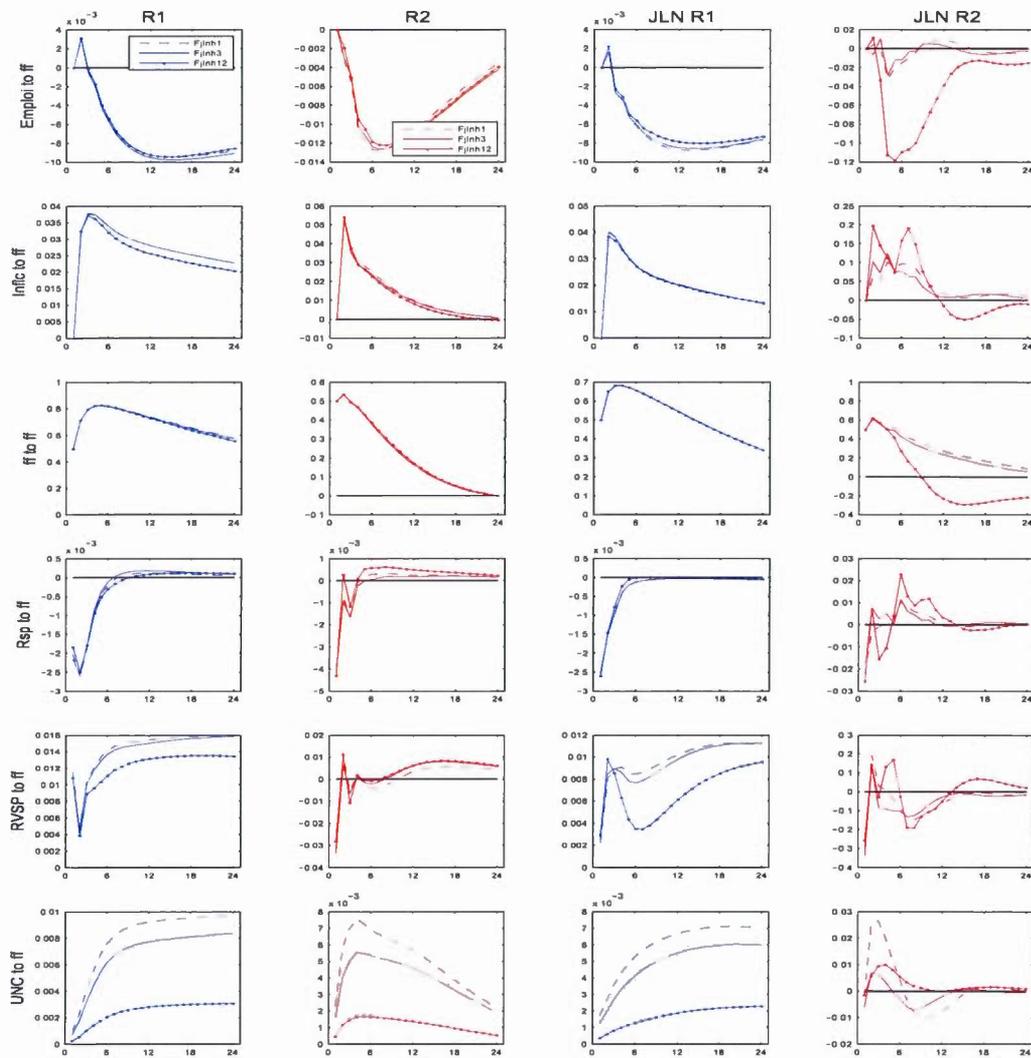


Figure C.5: Comparaison des résultats obtenus avec l'emploi selon les horizons d'incertitude financière (Fjlnh1, Fjlnh3, et Fjlnh12)

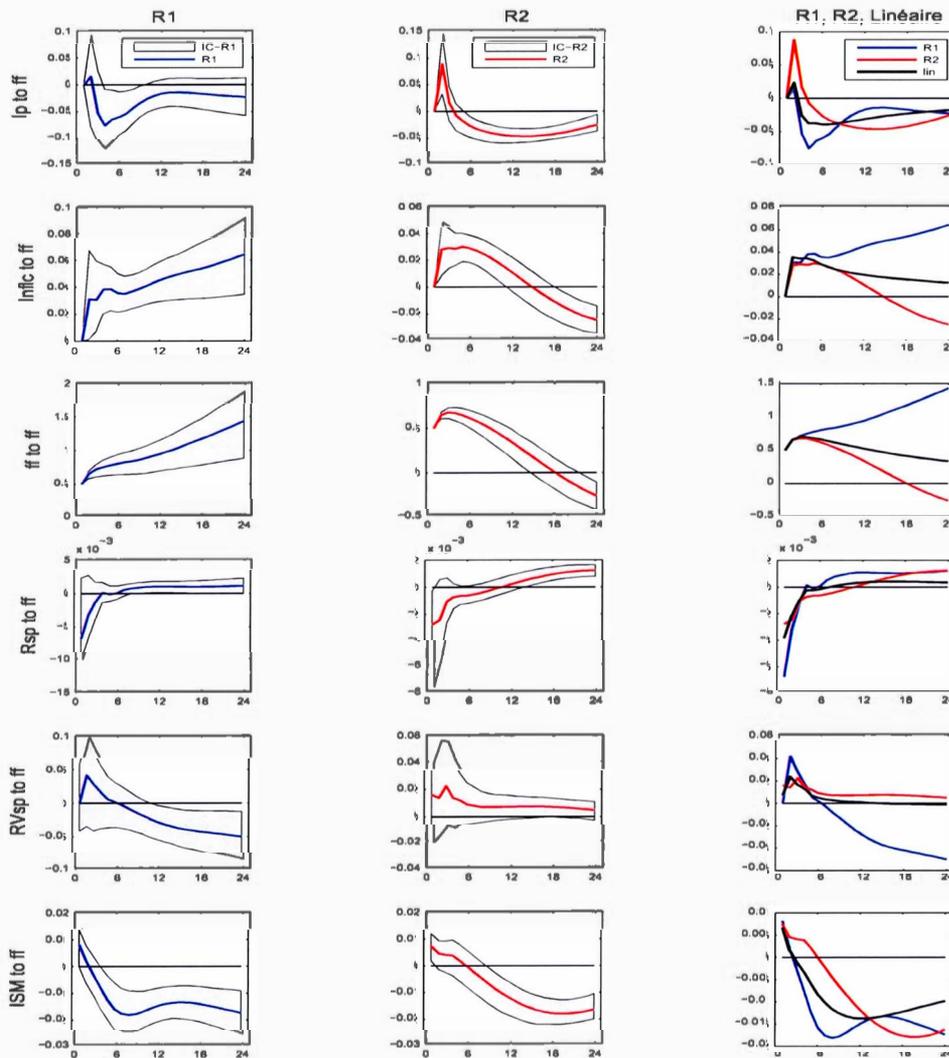


Figure C.6: Modèle TVAR (I_p , $Infic$, ff , Rsp , $RVsp$, ISM) avec ISM et seuil endogène

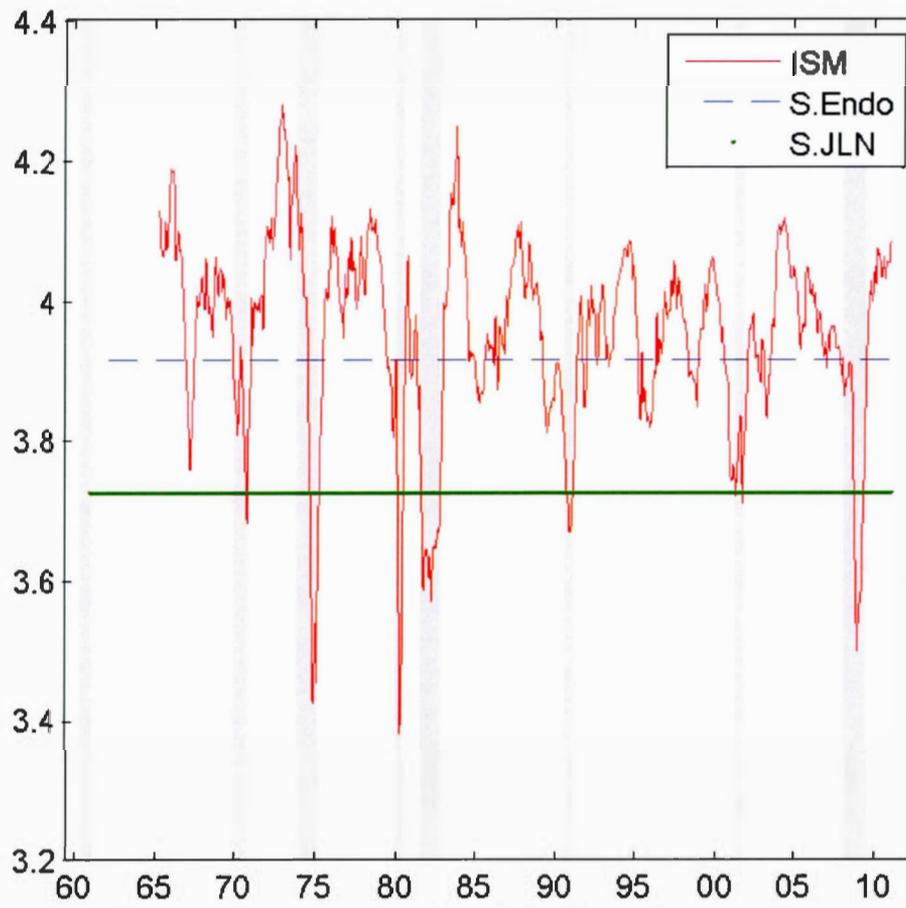


Figure C.7: Comparaison des périodes de faible et forte confiances avec le seuil endogène et seuil JLN

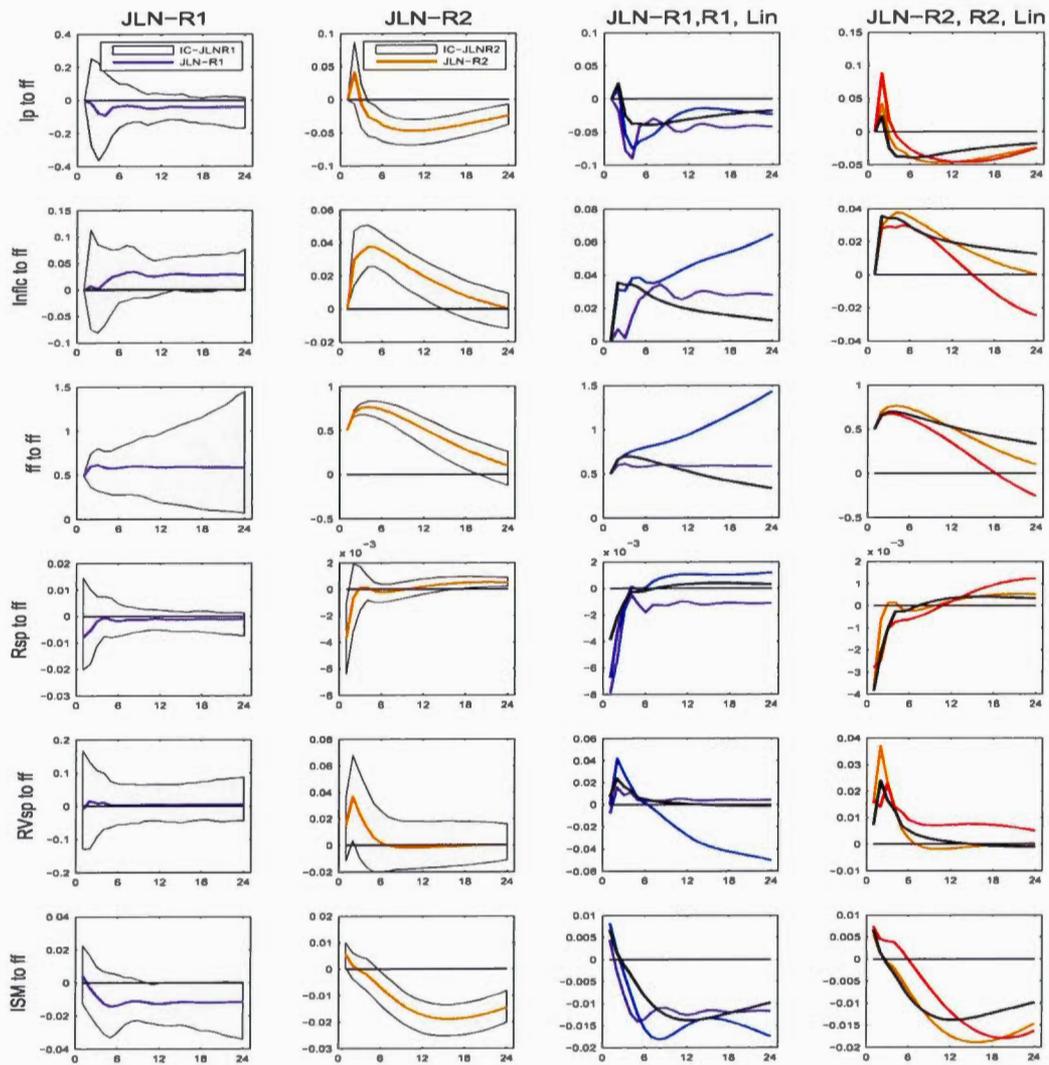


Figure C.8: Modèle TVAR (I_p , $Inflc$, ff , Rsp , $RVsp$, ISM) avec ISM et seuil JLN

ANNEXE D

FONCTIONS DE RÉPONSES GÉNÉRALISÉES

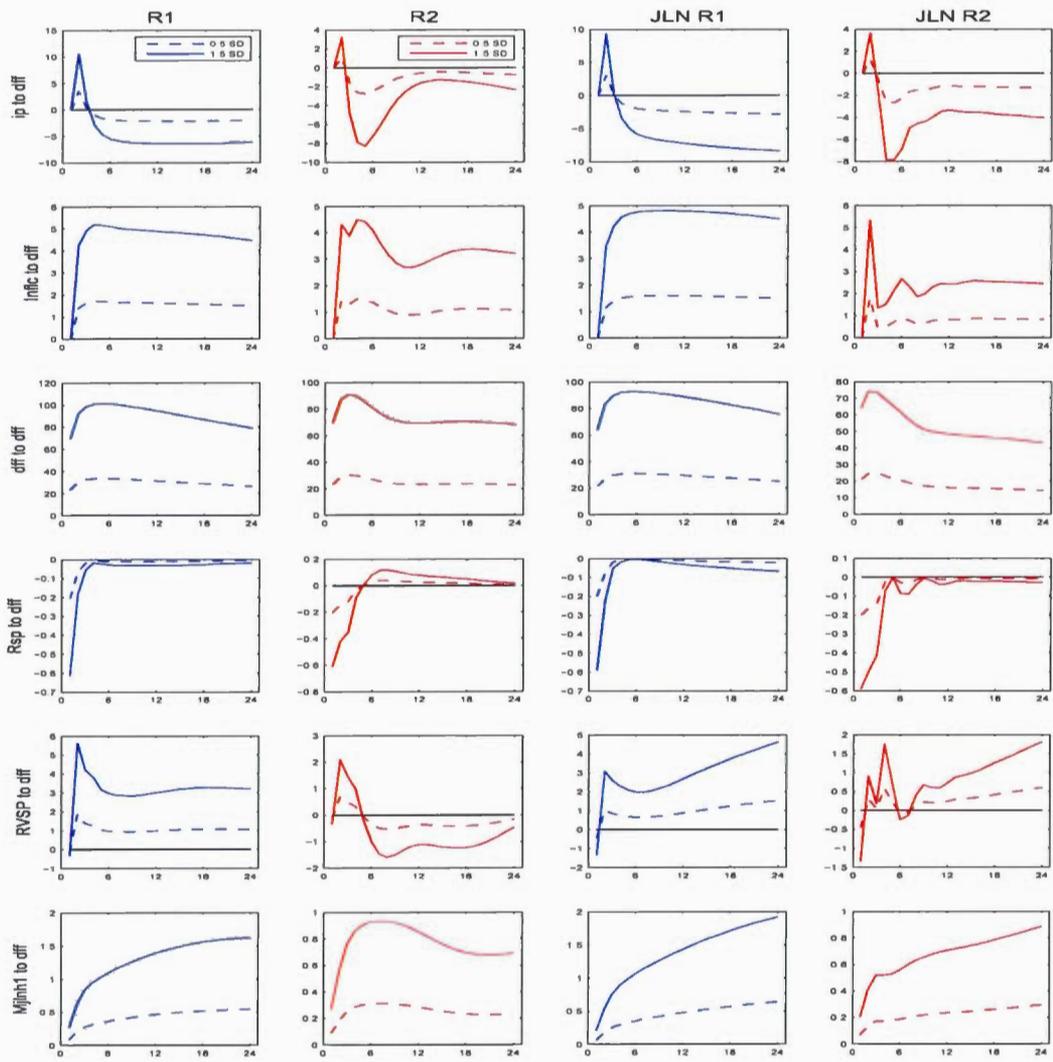


Figure D.1: Comparaison des réponses avec incertitude marcoeconomique selon l'intensité de choc

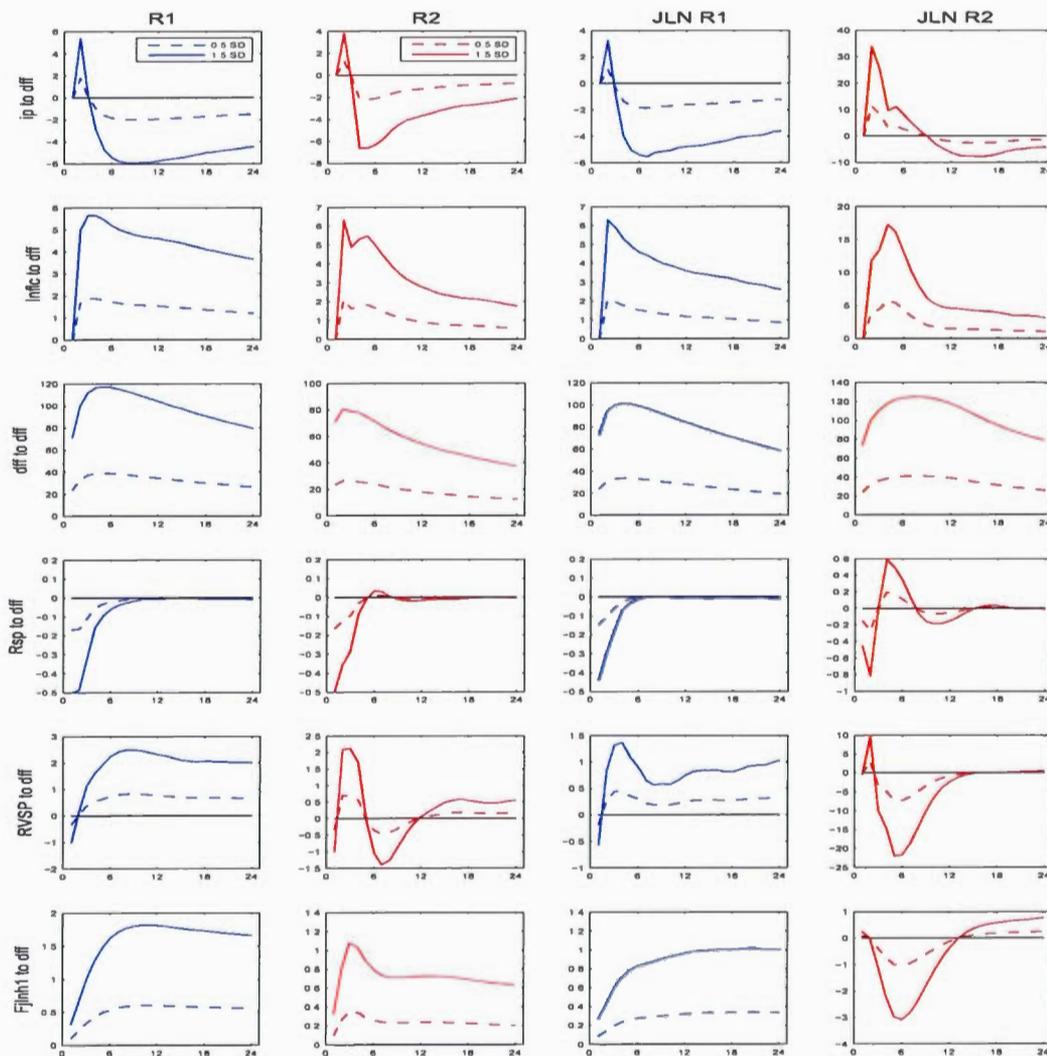


Figure D.2: Comparaison des réponses avec incertitude financière selon l'intensité de choc

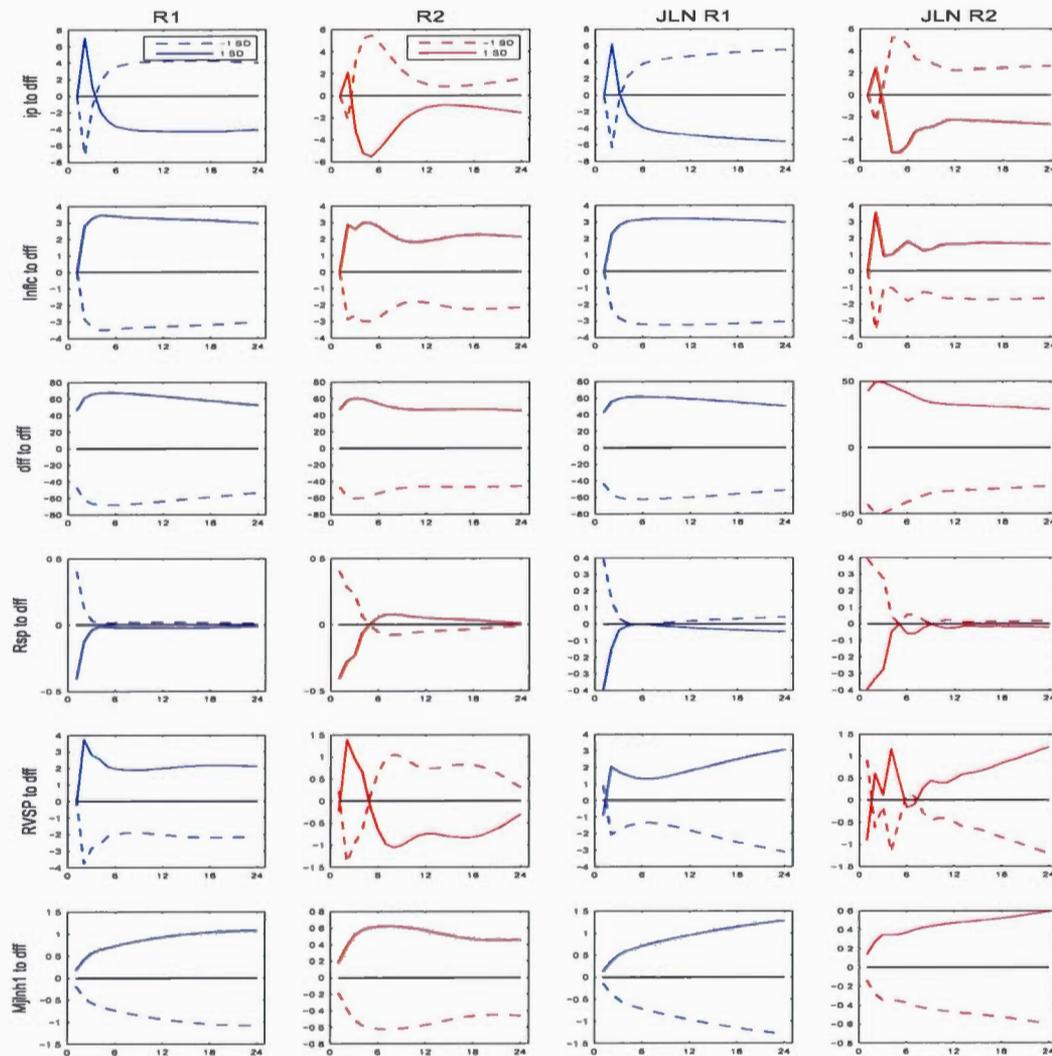


Figure D.3: Comparaison des réponses avec incertitude marcoeconomique selon le signe du choc

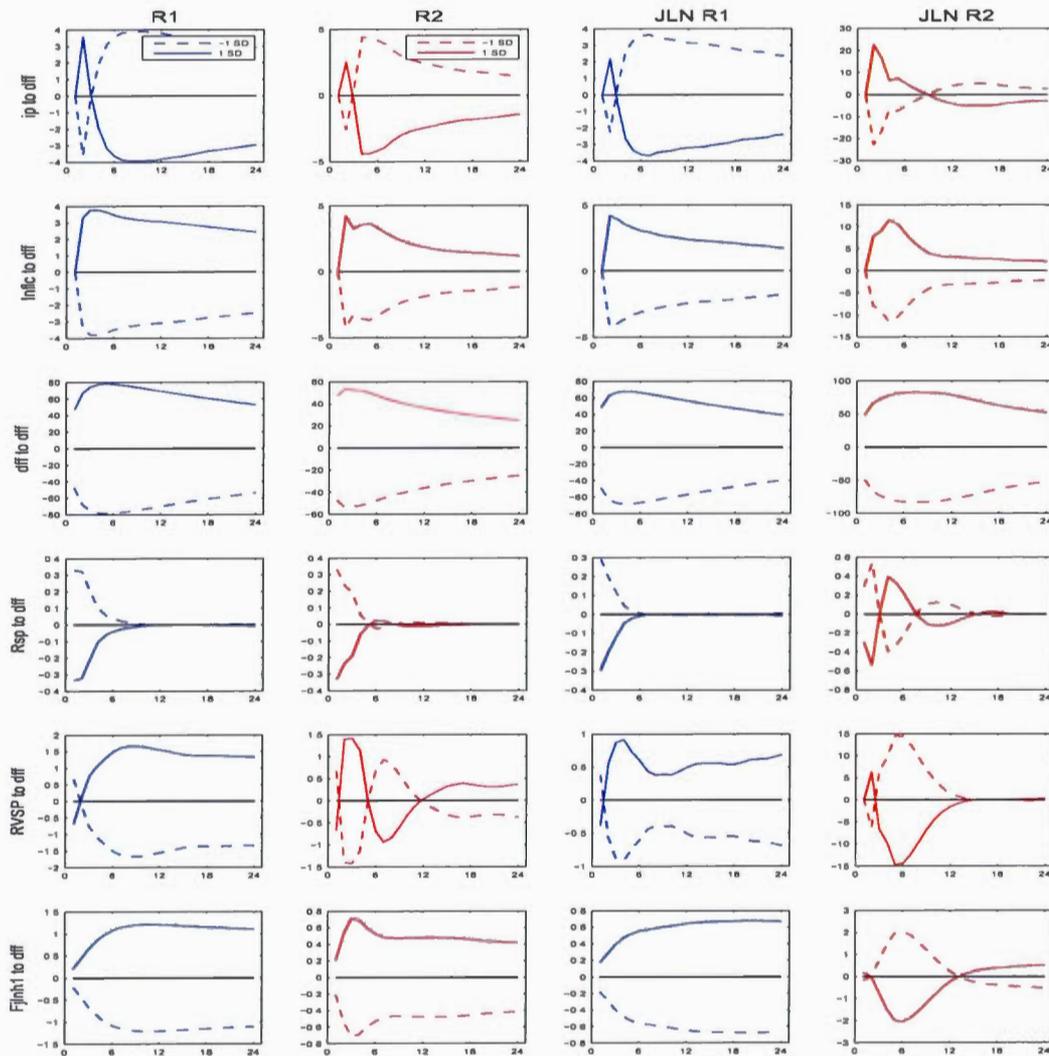


Figure D.4: Comparaison des réponses avec incertitude financière selon le signe du choc

BIBLIOGRAPHIE

- Aastveit, K. A., Natvik, G. et Sola, S. (2013). *Economic uncertainty and the effectiveness of monetary policy*. Rapport technique, Norges Bank.
- Anderson, E. W., Ghysels, E. et Juergens, J. L. (2009). The impact of risk and uncertainty on expected returns. *Journal of Financial Economics*, 94(2), 233–263.
- Arnold, I. et Vrugt, E. (2006). Stock market volatility and macroeconomic uncertainty. *NRG working paper series*.
- Bachmann, R., Elstner, S. et Sims, E. (2013). Uncertainty and economic activity : Evidence from business survey data. *American Economic Journal*, 5(2), 217–249.
- Balke, N. S. (2000). Credit and economic activity : Credit regimes and nonlinear propagation of shocks. *Review of Economics and Statistics*, 82(2), 344–349.
- Bekaert, G., Hoerova, M. et Duca, M. L. (2013). Risk, uncertainty and monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 60(7), 771–788.
- Bernanke, B. S. et Kuttner, K. N. (2005). What explains the stock market's reaction to federal reserve policy ? *Journal of Finance*, 60(3), 1221–1257.
- Bjørnland, H. C. et Leitimo, K. (2009). Identifying the interdependence between us monetary policy and the stock market. *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 275–282.
- Bloom, N. (2009). The impact of uncertainty shocks. *Econometrica*, 77(3), 623–685.
- Bloom, N. (2014). Fluctuations in uncertainty. *Journal of Economic Perspectives*, 28(2), 153–176.
- Bloom, N., Floetotto, M. et Jaimovich, N. (2009). Really uncertain business cycles. *Business*, 2010(November), 1–39.
- Bloom, N. et Kose, M. A. (2013). Le poids de l'incertitude. *Finance & Développement*, 0–3.

- Caggiano, G., Castelnuovo, E. et Nodari, G. (2015). Uncertainty and monetary policy in good and bad times. *University of Padova and University of Melbourne, mimeo*.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D. et Filis, G. (2013). Stock market response to monetary and fiscal policy shocks : Multi-country evidence. *Economic Modelling*, 30, 754–769.
- Chauvet, M., Senyuz, Z. et Yoldas, E. (2015). What does financial volatility tell us about macroeconomic fluctuations? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 52, 340–360.
- Demiralp, S., Hoover, K. D. et Perez, S. J. (2014). Still puzzling : evaluating the price puzzle in an empirically identified structural vector autoregression. *Empirical Economics*, 46(2), 701–731.
- Diether, K. B., Malloy, C. J. et Scherbina, A. (2002). Differences of opinion and the cross section of stock returns. *The Journal of Finance*, 57(5), 2113–2141.
- Dzielinski, M. (2012). Measuring economic uncertainty and its impact on the stock market. *Finance Research Letters*, 9(3), 167–175.
- Friedman, M. (1993). The “plucking model” of business fluctuation revisited. *Economic Inquiry*, 31(2), 171.
- Gilchrist, S., Sim, J. W. et Zakrajsek, E. (2014). *Uncertainty, Financial Frictions, and Investment Dynamics*. Finance and Economics Discussion Series 2014-69, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).
- Gubler, M. et Bank, S. N. (2014). *Carry trade activities : A multivariate threshold model analysis*. Rapport technique, Swiss National Bank.
- Gürkaynak, R. S., Sack, B. et Swanson, E. (2005). The sensitivity of long-term interest rates to economic news : Evidence and implications for macroeconomic models. *American Economic Review*, 95(1), 425–436.
- Haddow, A., Hare, C., Shakir, T. et Hooley, J. (2013). Macroeconomic uncertainty : what is it, how can we measure it and why does it matter? *Bank of England Quarterly Bulletin*, Q2(May), 100 – 109.
- Hansen, B. E. (1996). Inference when a nuisance parameter is weakly identified under the null hypothesis.
- Hansen, B. E. (1997). Inference in TAR models. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 2(1), 1–14.

- Hansen, B. E. (2000). Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica*, 68(3), 575–603.
- Koop, G., Pesaran, M. et Potter, S. M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74(1), 119–147.
- Kuttner, K. N. (2001). Monetary policy surprises and interest rates : Evidence from the fed funds futures market. *Journal of monetary economics*, 47(3), 523–544.
- Kyle Jurado, S. C. L. et Ng, S. (2015). Measuring uncertainty. *American Economic Review*, 105(3), 1177–1216.
- Mankiw, N. G., Reis, R. et Wolfers, J. (2004). Disagreement about Inflation Expectations. In *NBER Macroeconomics Annual 2003, Volume 18*, NBER Chapters 209–270. National Bureau of Economic Research, Inc.
- Schmidt, J. (2013). A country risk premia , endogenous collateral constraints and non-linearities : A Threshold VAR approach. *Working paper*.
- Schwert, G. (1989). Why does stock market volatility change over time? *The journal of finance*, XLIV(5), 1115–1153.
- Segal, G., Shaliastovich, I. et Yaron, A. (2015). Good and bad uncertainty : Macroeconomic and financial market implications. *Journal of Financial Economics*, 117(2), 369–397.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 1–48.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the macroeconomic time series facts : The effects of monetary policy. *European Economic Review*, 36(5), 975–1000.
- Veronesi, P. (1999). Stock market overreactions to bad news in good times : a rational expectations equilibrium model. *Review of Financial Studies*, 12(5), 975–1007.
- Wynne, M. (2011). The sluggish recovery from the great recession : why there is no ‘v’ rebound this time. *Economic Letter*, 6(sept), 9.