UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EFFETS DES POLITIQUES MONÉTAIRES SUR LA RENTABILITÉ BOURSIÈRE DANS LES MARCHÉS ÉMERGENTS : MODÉLISATION AVEC VAR STRUCTUREL

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR

THIERRY BELINGA

FÉVRIER 2023

REMERCIEMENTS

Merci au professeur Alain Paquet mon directeur de mémoire, sans lui les travaux de cette recherche ne seraient pas achevés. Son acuité intellectuelle et son amour pour le travail bien fait, ont relevé mon niveau. Je lui dis un grand merci pour ses paroles d'encouragement et son soutien quand j'étais sur le point d'abandonner. Merci à la chaire en macroéconomie et prévision de l'École des sciences de gestion de l'UQÀM pour cette belle opportunité de recherche et pour le financement des travaux.

J'exprime ma profonde reconnaissance à Martine Boisselle qui a manifesté beaucoup de plaisir à me voir réussir, et a déployé tout pour que je sois toujours en règle sur le plan administratif.

Je remercie l'étudiant Isambert Leunga qui m'a expliqué en français facile des théories économiques complexes. Un merci particulier aux étudiants Komla Avoumatsodo, Aminou Amadou, Franck Atsiga, Adam Touré, Théophile Ndjanmou.

Je dis merci à mon épouse Carine qui a été à mes côtés durant tous ces moments et qui a supporté que je passe des nuits entières à l'UQÀM pour rédiger ce mémoire. Sans elle, je n'y serais certainement pas arrivé. Merci à mes enfants Darlène, Paul David, Samuel Élisée et Yaëlle Patricia qui par leurs sourires m'ont donné la force de continuer. Merci à mon petit frère Franck Belinga pour son aide quand il fallait surveiller les enfants.

Je dédie ce travail à ma mère Marie Sima qui a sacrifié, sa santé et sa vie pour moi. Sans elle ma vie n'aurait jamais été une source d'inspiration.

Je dis merci à Dieu pour sa parole et sa présence dans ma vie durant tous ces moments, et pour le projet merveilleux qu'Il a eu de concevoir depuis l'éternité le Québec et le Canada.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES TABLEAUX vi
LISTE DES FIGURES vii
RÉSUMÉ xii
INTRODUCTION 1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE 5
CHAPITRE II MÉTHODOLOGIE ET ANALYSE DES DONNÉES 18
2.1 Modèle économétrique 18
2.1.1 Modèle VAR 19
2.1.2 VAR structurel 22
2.1.3 Identification des chocs structurels 23
2.1.4 Hypothèses sur les restrictions d'identification 28
2.1.5 Fonction de réponses des variables à des chocs structurels 32
2.1.6 Les intervalles de probabilité des sentiers de réponses dynamiques . 33
2.2 Les données 34
2.2.1 Périodes échantillonnales et variables du modèle 34
2.2.2 Test de non stationnarité des variables 36
CHAPITRE III ANALYSE DES RÉSULTATS 39
3.1 Rappel sur les modèles estimés 39
3.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans incertitude de politique économique 41
3.2.1 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique aux États-Unis 41
3.2.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique au Canada 43

3.2.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil 44

3.2.4 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Russie 46

3.2.5 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Inde 47

3.2.6 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans incertitude en Chine 49

3.2.7 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud 50

3.2.8 Comparaison des amplitudes des réponses aux chocs de politique monétaire des marchés émergents et développés dans un modèle sans incertitude de politique économique 52

3.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique 54

3.3.1 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique pour les États-Unis 55

3.3.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Canada 56

3.3.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil 57

3.3.4 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Russie 57

3.3.5 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Inde 58

3.3.6 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Chine 59

3.3.7 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud 59

3.4 Effets des chocs structurels d'incertitude de politique économique 60

3.4.1 Comparaison des amplitudes des réponses aux chocs de politique monétaire des marchés émergents et développés dans un modèle avec incertitude de politique économique 62

3.5 Vérification de la robustesse des résultats 62

CONCLUSION 65

APPENDICE A ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE SANS INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE 69

APPENDICE B ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE AVEC INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE 84

APPENDICE C EFFETS DES CHOCS DE POLITIQUE MONÉTAIRE AVEC UNE MESURE D'INCERTITUDE 99

APPENDICE D ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE AVEC UN ÉCHANTILLON
POST 2008 SANS MESURE D'INCERTITUDE 107

APPENDICE E EFFETS DES CHOCS DE LA MESURE INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE 115

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Modèles estimés 20

2.2 Liste des variables. 35

2.3 Périodes échantillonnales 36

2.4 Résultats du test de non stationnarité. 36

3.1 Réactions des rendements boursiers sans incertitude macroéconomique . 54

3.2 Comparaison des amplitudes des réponses cumulatives des rendements boursiers réels au choc de politique monétaire dans les deux modèles . . 61

3.3 Réaction des rendements boursiers en présence d'incertitude économique 62

LISTE DES FIGURES

Figure Page

3.1 Effets des chocs de politique monétaire aux États-Unis dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique. 42

3.2 Effets des chocs de politique monétaire sans sans mesure d'incertitude macroéconomique au Canada. 44

3.3 Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil. 45

3.4 Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Russie. 47

3.5 Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Inde. 48

3.6 Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Chine. 50

3.7 Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud. 51

A.1 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et sans inc_t^{us} dans le VAR. . . 70

A.2 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ca} = outputgap_{ca}$, et sans inc_t^{ca} dans le VAR. 71

A.3 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{br} = outputgap_{br}$, et sans inc_t^{br} dans le VAR. 72

A.4 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ru} = outputgap_{ru}$, et sans inc_t^{ru} dans le VAR. 73

A.5 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{in} = outputgap_{in}$, et sans inc_t^{in} dans le VAR. 74

A.6 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ch} = outputgap_{ch}$, et sans inc_t^{ch} dans le VAR. 75

A.7 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{as} = outputgap_{as}$, et sans inc_t^{as} dans le VAR. 76

A.8 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec i_t^{us} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{us} dans le VAR. 77

A.9 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec i_t^{ca} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ca} dans le VAR. 78

A.10 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec i_t^{br} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{br} dans le VAR. 79

A.11 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec i_t^{ru} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ru} dans le VAR. 80

A.12 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec i_t^{in} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{in} dans le VAR. 81

A.13 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec i_t^{ch} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ch} dans le VAR. 82

A.14 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec i_t^{as} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{as} dans le VAR. 83

B.1 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$, et inc_t^{us} dans le VAR. 85

B.2 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ca} = outputgap_{ca}$, et inc_t^{ca} dans le VAR. 86

B.3 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{br} = outputgap_{br}$, et inc_t^{br} dans le VAR. 87

B.4 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ru} = outputgap_{ru}$, et inc_t^{ru} dans le VAR. 88

B.5 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{in} = outputgap_{in}$, et inc_t^{in} dans le VAR. 89

B.6 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ch} = outputgap_{ch}$, et inc_t^{ch} dans le VAR. 90

B.7 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{as} = outputgap_{as}$, et inc_t^{as} dans le VAR. 91

B.8 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec i_t^{us} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{us} dans le VAR. 92

B.9 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec i_t^{ca} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ca} dans le VAR. 93

B.10 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec i_t^{br} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{br} dans le VAR. 94

B.11 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec i_t^{ru} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ru} dans le VAR. 95

B.12 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec i_t^{in} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{in} dans le VAR. . 96

B.13 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec i_t^{ch} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ch} dans le VAR. 97

B.14 Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec i_t^{as} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{as} dans le VAR. 98

C.1 Effets des chocs de politique monétaire aux États-Unis dans un modèle avec mesure d'incertitude macroéconomique. 100

C.2 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Canada. 101

C.3 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil. 102

C.4 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Russie. 103

C.5 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Inde. 104

C.6 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Chine. 105

C.7 Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud. 106

D.1 Effets des chocs de politique monétaire aux É.U. avec T = 2008M01 - 2018M12. 108

D.2 Effets des chocs de politique monétaire au Canada avec T = 2008M01 - 2017M04. 109

D.3 Effets des chocs de politique monétaire au Brésil avec T = 2008M01 - 2018M12. 110

D.4 Effets des chocs de politique monétaire en Russie avec T = 2008M01 - 2018M04. 111

D.5 Effets des chocs de politique monétaire en Inde avec T = 2008M01 - 2016M06. 112

D.6 Effets des chocs de politique monétaire en Chine avec T = 2008M01 - 2015M05. 113

D.7 Effets des chocs de politique monétaire en Afrique du Sud avec T = 2008M01 - 2018M12. 114

E.1 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique aux États-Unis. 116

E.2 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique au Canada. 117

E.3 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique au Brésil. 118

E.4 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Russie. 119

E.5 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Inde. 120

E.6 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Chine. 121

E.7 Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Afrique du Sud. 122

RÉSUMÉ

Ce travail de recherche porte sur l'estimation des effets des chocs de politique monétaire sur le rendement réel boursier des cinq marchés boursiers émergents du BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud). Basé sur un modèle modifié des travaux de Bjørnland et Leitemo (2009), les objectifs de notre analyse sont l'estimation des effets de court terme et de long terme des chocs de politique monétaire sur la rentabilité boursière des BRICS et une comparaison des réponses instantanées et des amplitudes des rendements boursiers des marchés développés tels que le Canada et les États-Unis à ceux des marchés émergents des BRICS. Nous calculons les fonctions estimées des réponses à partir de deux modèles : un modèle vectoriel autorégressif sans mesure d'incertitude macroéconomique et un modèle vectoriel autorégressif avec mesure d'incertitude macroéconomique.

Les résultats de ces deux modèles, appliqués à des données mensuelles des pays du BRICS et les pays développés tels que les États-Unis et le Canada, suggèrent une réaction initiale négative des rendements boursiers à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive. Ces réactions essentiellement négatives et significatives dans le court terme, disparaissent sur le long terme. L'ampleur des réponses des rendements boursiers va varier selon le modèle. En effet, les amplitudes des réponses des cours boursiers réels sur les marchés financiers des BRICS (excepté le Brésil) sont supérieures à celles des États-Unis et du Canada dans un modèle vectoriel autorégressif sans mesure d'incertitude macroéconomique. Dans un modèle intégrant une variable d'incertitude macroéconomique par contre, l'amplitude des réponses des cours réels des actions sur le marché boursier américain est nettement supérieure à celles des BRICS et du Canada.

Mots-clés : politique monétaire, rendement boursier réel, marchés boursiers des BRICS, marchés boursiers développés, VAR structurel.

INTRODUCTION

En théorie et en pratique, la politique monétaire poursuivie par la banque centrale d'un pays vise souvent à atteindre et à contrôler à long terme le taux d'inflation, à influencer temporairement l'évolution de l'activité économique réelle et à contribuer à maintenir la stabilité financière. Ainsi, la conduite de la politique par une banque centrale souvent repose sur l'annonce et la manipulation des outils à sa disposition pour influencer le cours du taux d'intérêt nominal qui lui est plus étroitement associé (ou taux directeur) et donc représentatif de la politique monétaire.

Les décisions relatives à ce taux d'intérêt de très court terme sont souvent guidées notamment par : (1) le taux d'intérêt réel naturel qui reflète les conditions sous-jacentes de l'économie réelle (nonobstant l'existence de rigidités qui sous-tendent des effets temporaires de non neutralité monétaire) ; (2) le taux d'inflation anticipée ; (3) l'existence d'un écart entre le taux d'inflation observé et/ou attendu et la cible d'inflation ; (4) l'existence d'un écart entre l'output observé ou attendu et l'output tendancielle observé ou attendu (en niveau ou en taux de croissance) ; (5) le souci de ne pas faire varier trop brusquement le taux directeur.

Étant donné les arbitrages entre les actifs sur différents marchés financiers, une question pertinente concerne donc l'interaction entre la conduite de la politique monétaire et les marchés financiers, tant en ce qui a trait à l'identification empirique d'un tel lien, s'il y a lieu, sa significativité, sa quantification et sa robustesse dans le temps. Plus spécifiquement, nous entendons considérer la réaction des cours réels boursiers à des chocs de politique monétaire. Une observation même anecdotique des pages financières et des médias conventionnels et électroniques suggère une forte sensibilité des cours des

actions (du moins à très court terme) aux moindres signaux ou attentes de signaux de changements de la politique monétaire. Aussi nous voulons apporter une réponse à la question de savoir dans quelle mesure la politique monétaire exerce-t-elle un effet sur un ou plusieurs mois avec une réponse dynamique caractéristique ?

Depuis plus d'une vingtaine d'années on a assisté au développement important des marchés boursiers émergents et l'engouement qu'ils ont suscité. Par exemple, Davis *et al.* (2013) notaient qu'entre janvier 1995 et décembre 2012, la croissance de la capitalisation boursière a été de 12,7% dans les marchés émergents comparativement à 6,2% dans les marchés développés. La question des chocs monétaires nationaux sur les marchés boursiers émergents (Brésil, Russie, Inde, Chine, l'Afrique du Sud) revêt donc une importance certaine motivant l'objet de ce mémoire.

Dans les pays émergents et ceux du BRICS en particulier, la politique monétaire est susceptible d'influencer les cours du marché boursier à travers quatre mécanismes. (1) Une politique monétaire expansionniste peut être liée à des augmentations imprévues de l'inflation et de l'incertitude future sur l'inflation, et donc être négativement liée au cours des actions. (2) Une telle politique peut aussi influencer positivement le cours de l'action par son impact sur l'activité économique. (3) De plus, la théorie du portefeuille suggère une relation positive. En effet, Humpe et Macmillan (2009) suggèrent qu'une baisse des taux directeurs est susceptible de déplacer les placements dans les portefeuilles à taux d'intérêt nul vers d'autres actifs financiers, y compris les capitaux propres. Suivant les travaux de Yoshino *et al.* (2014), il existe trois principaux canaux de transmission de la politique monétaire au marché boursier : le canal des taux d'intérêt, le canal des taux de change et le canal de l'inflation. Aussi, dans cette recherche nous nous attarderons essentiellement sur la transmission de la politique monétaire par le canal des taux d'intérêt.

Il existe très peu de littérature ayant étudié le cas spécifique des effets des chocs de po-

litiques monétaires sur la rentabilité boursière des marchés émergents et, parmi celles qui l'ont entrepris aucune de ces études n'a considéré la modélisation en utilisant des modèles structurels vectoriels autorégressifs (ou VAR structurels). Possiblement, cette omission pourrait sous-tendre l'obtention des résultats très mitigés, s'éloignant considérablement de la théorie et de la pratique de la politique monétaire.

L'objectif général de notre recherche est d'étudier l'existence et, s'il y a lieu, l'ampleur des effets des chocs de politiques monétaires sur les cours des actions dans les marchés boursiers émergents à l'aide de modèles vectoriels structurels auto-régressifs (SVAR) avec des données mensuelles à partir du début des années 1990. Les marchés considérés sont : le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud (BRICS). Deux questions encadreront notre recherche. Premièrement, nous examinerons la réaction à court terme et long terme des marchés boursiers sélectionnées aux chocs structurels de politiques monétaires. Deuxièmement, une étude comparée des résultats obtenus dans des pays développés tels que le Canada, les États-Unis sera envisagée. Nous nous intéresserons notamment à l'amplitude des effets des chocs de politiques monétaires sur les marchés développés et émergents.

Nos travaux sont organisés en trois grandes parties. La première consiste en une revue de la littérature dans laquelle nous définissons premièrement ce que c'est que la politique monétaire et ses instruments de mesure dans les pays émergents membres du BRICS. Nous expliquons aussi les canaux de transmission des effets de la politique monétaire au marché financier, avec un accent particulier consacré au marché boursier. Plusieurs chercheurs ont exploré différentes thématiques visant à mieux comprendre la relation entre la politique monétaire et le marché financier, la revue de la littérature propose une synthèse des différents angles d'analyse en termes des variables représentatives du marché financier et de la politique monétaire, des méthodologies et outils employés, des résultats et leurs limitations.

La deuxième porte sur la méthodologie et l'analyse des données. Notre méthodologie est inspirée par Bjørnland et Leitemo (2009). Après avoir décrit et présenté les limitations d'un VAR standard, nous justifions le choix de l'approche SVAR et la technique d'identification des chocs structurels associés aux restrictions de court terme et de long terme que nous utilisons et leur fondement théorique. Nous décrivons les deux modèles qui font l'objet de notre analyse. Premièrement, un modèle de VAR structurel (modèle 1) incluant dans l'ordre suivant : la variation mensuelle de la production industrielle annualisée des États-Unis (Δy_t^{us}), la variation mensuelle de la production industrielle annualisée (Δy_t^j), le taux d'inflation mensuel annualisé (π_t^j), le rendement boursier réel mensuel annualisé (r_t^j), et le taux d'intérêt (i_t^j) ; le deuxième modèle (modèle 2) sera constitué des variables du modèle 1, et de l'indice de l'incertitude de politique économique (inc_t^j) en dernière position dans le VAR structurel, j représentant les pays du BRICS et le Canada.

Dans la troisième partie, l'estimation des coefficients des équations de notre modèle et les fonctions de réponses sont employés pour apporter des éléments de réponses aux questions susmentionnées. Nous présentons les réactions contemporaines des indices boursiers représentatifs de chaque pays émergent suite à un choc structurel de politique monétaire,les courbes des fonctions de réponses étant nos outils d'analyse. Nous étudions également les effets de court et long terme des chocs monétaires et établissons une comparaison des amplitudes des dits effets entre des pays développés et les pays émergents du BRICS.

CHAPITRE I

REVUE DE LA LITTÉRATURE

En considérant le taux de croissance de la capitalisation boursière en pourcentage du produit intérieur brut (PIB), c'est-à-dire la valeur totale de toutes les actions cotées en bourse en pourcentage du PIB, les pays du BRICS se sont parfaitement distingués par une performance supérieure à celle des pays développés comme le Canada et les États-Unis. En effet, durant la période 1996 - 2017, le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud ont enregistré respectivement des taux de croissance de leur capitalisation boursière en pourcentage du PIB de 1,7%, 3,9%, 1,69%, 4,58% et 2,51%, alors que durant la même période les États-Unis enregistraient un taux de croissance de 1,57%, plus bas que l'ensemble des pays du BRICS. Sur la même période au Canada on enregistre un taux de croissance moyen négatif de -1,02%. Le tableau 1.1 [1] nous présente les statistiques descriptives des taux de croissance de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB pour les sept pays (07) mentionnés ci-dessus. La participation significative du marché boursier des BRICS au développement global démontre l'importance à accorder aux variables macroéconomiques qui influencent significativement le taux d'intérêt et l'offre de monnaie, deux outils de mesure de la politique monétaire,

1. La capitalisation boursière est le prix de l'action multiplié par le nombre d'actions en circulation pour toutes les sociétés nationales cotées. Les données sont des valeurs de fin d'année (Source des données : Banque Mondiale). Le taux de croissance de la capitalisation boursière en pourcentage du PIB a été calculé.

lesquels selon Bjørnland et Leitemo (2009) influencent très significativement le prix des actifs sur le marché boursier.

Tableau 1.1 : Taux de croissance annuel de la capitalisation boursière.

	Brésil	**Inde**	**Russie**	**Chine**	**A.Sud**	**Canada**	**É.U.**
Moyenne	1,7%	1,69%	3,9%	4,58%	2,51%	-1,02%	1,57%
Maximum	27,2%	49,4%	69,1%	64,2%	20,8%	22,9%	16,5%
Minimum	-26,0%	-37,0%	-62,8%	-41,7%	-23,8%	-62,4%	-25,3%
Écart type	0.18	0.212	0.285	0.264	0.128	0.183	0.114
Observations	22	22	22	22	22	22	22

Notre revue de littérature examine des questions importantes de la relation politique monétaire - rentabilité boursière dans les marchés boursiers des BRICS. Dans un premier temps nous définissons la politique monétaire et les instruments utilisés pour sa mise en œuvre.

Deuxièmement, nous explorons les mécanismes et canaux de transmission des effets de la politique monétaire et les variables qui le mieux représentent la mise en oeuvre de la politique monétaire. Finalement, nous examinons les recherches les plus récentes relatives au lien existant entre la politique monétaire et la rentabilité du marché boursier des pays émergents.

Comme l'explique Mankiw (2018), la politique monétaire est l'action de contrôler la masse monétaire en circulation dans l'économie, influençant ainsi le taux d'inflation, le taux de chômage et le développement économique national. Aux États-Unis, la Fed dispose de trois instruments de contrôle de l'offre de monnaie. Les opérations d'open-market, les coefficients de réserves obligatoire et le taux d'escompte. (1) Les opérations

d'open-market sont des achats et des ventes d'obligations émises par le gouvernement américain. Pour augmenter l'offre de monnaie, la Fed achète les obligations détenus par le public et les dollars qu'elle donne en échange de ces obligations viennent augmenter la quantité de monnaie en circulation. Si par contre, elle vend des obligations, les dollars qu'elle reçoit en contrepartie réduisent la quantité de monnaie en circulation. Notons néanmoins que les institutions de dépôt échangent des fonds fédéraux (soldes détenus dans les banques de réserve fédérales) entre elles à un taux appelé taux des fonds fédéraux (Fed fund rate), taux essentiellement déterminé par le marché mais influencé par la Réserve fédérale par le biais d'opérations d'open market pour atteindre le taux des fonds fédéraux cible.(2) La Fed impose aussi des coefficients de réserves obligatoires en instruisant les banques de conserver une partie des dépôts en caisse et de prêter le reste. Une variation de ces coefficients (hausse ou baisse), altère le multiplicateur monétaire et par cet action, diminue ou augmente la masse monétaire. Enfin la Fed peut modifier son taux d'escompte, qui est le taux auxquels elle prête de l'argent aux banques.

Pour la Banque du Canada, l'élément central de la conduite de la politique monétaire étant la stratégie mise en œuvre pour contrôler le taux inflation, dont l'objectif officiel depuis 1991 consiste à le maintenir à 2%. Le principal instrument utilisé par la Banque du Canada pour mettre en œuvre sa politique monétaire est l'influence qu'elle exerce sur le taux de financement d'un jour. Ce taux cible représente le taux d'intérêt auquel les grandes institutions financières se prêtent des fonds pour une durée d'un jour, ainsi que le taux d'escompte dans l'éventualité où elles emprunteraient directement de la banque centrale. La variation de ce taux agit sur les autres taux d'intérêt, par conséquent, agit sur la décision des ménages et des firmes à dépenser. Ces décisions parallèlement, agissent sur la demande des biens et services.

La littérature et la pratique de l'économie monétaire révèlent plusieurs instruments de

politique monétaire dans les BRICS [2]. Nous développons ces instruments dans la partie consacrée aux données.

Comme discuté, la politique monétaire peut donc influencer le marché boursier et selon Yoshino *et al.* (2014) cette impact est susceptible de se matérialiser à travers 4 mécanismes. Premièrement, les variations de la masse monétaire peuvent être liées à l'augmentation non anticipée de l'inflation et l'incertitude relative de l'inflation future et par conséquent avoir un effet négatif sur le cours des actions. Deuxièmement, les variations de la masse monétaire peuvent influencer positivement le cours de l'action par son impact sur l'activité économique. Troisièmement, la théorie du portefeuille développée par Humpe et Macmillan (2009) suggère qu'une augmentation de la masse monétaire est susceptible de déplacer le portefeuille de la monnaie sans intérêt vers des actifs financiers tels que des actions sur le marché boursier. Enfin, les variations de la masse monétaire peuvent influencer positivement le cours de l'action en augmentant l'inflation attendue et le prix attendu des actions, augmentant ainsi la demande actuelle d'achat d'actions et le prix actuel des actions.

Il existe trois canaux de transmission des politiques monétaires au marché boursier : le taux d'intérêt, le taux de change et le taux d'inflation.

Suite à une politique monétaire expansionniste qui réduit le taux d'intérêt la demande de crédit augmente, entraînant aussi une augmentation de la demande globale, y compris la demande d'investissement sur le marché boursier suivant les travaux de Yoshino *et al.* (2014). De plus, la baisse du taux d'intérêt stimule la demande globale et la demande d'investissement, ce qui entraîne une augmentation de la demande globale. L'expansion de la demande globale se reflète également sur le marché boursier. Cette expansion de la demande d'actions boursières exerce une pression sur les prix. En fin de compte, ce processus conduit à une augmentation des cours boursiers. En d'autres termes, des taux

2. Khabo (2006), Yi (2018), Lewarne (2019), Kaur (2019), Afonso *et al.* (2016)

d'intérêt plus bas rendront les emprunts moins chers, ce qui fera monter la demande et les prix des biens et services y compris ceux des actifs sur le marché boursier.

Le deuxième canal de transmission est le taux de change. Plusieurs études empiriques dont Eichenbaum et Evans (1995), Faust et Rogers (2003) ont révélé qu'un resserrement de la politique monétaire américaine est associé à une appréciation du dollar, tandis qu'un assouplissement est associé à une dépréciation du dollar. En utilisant un modèle VAR, Eichenbaum et Evans (1995) ont constaté que les chocs associés à une politique monétaire restrictive sur les valeurs mensuelles du taux directeur de la FED sur la période 1974-1990 a conduit à une forte augmentation de l'écart entre les taux d'intérêt américains et étrangers et à une forte appréciation du dollar. Ces résultats sont également confirmés par Clarida et Gertler (1996), Evans (1994) et Lewis (1995).

La corrélation entre les cours des actions et le taux de change dépend de deux effets. Suivant Fama (1981), lorsque la monnaie nationale se déprécie par rapport aux devises étrangères, les prix des produits d'exportation baissent pour les étrangers et par conséquent, le volume des exportations du pays augmente. Cela profite aux entreprises dont les marchés de produits sont à l'étranger, ce qui se traduit par une augmentation du cours de leurs actions. D'autre part, la dépréciation de la monnaie augmente les dépenses d'importation de matières premières pour les producteurs nationaux, ce qui entraîne un impact négatif sur leur trésorerie et sur les cours des actions. Ainsi, l'effet net de la variation du taux de change sur les cours des actions est indéterminé. Il existe une abondante littérature [3] empirique soutenant le lien entre les rendements boursiers et les taux de change.

Le troisième canal de transmission est celui du taux d'inflation, lequel selon la théorie du taux d'intérêt de Fisher indique que le rendement nominal anticipé d'un actif de-

---

3. De Santis et Gerard (1998) ; Patro *et al.* (2002), Mun (2012) ; Phylaktis et Ravazzolo (2005) et Dungey et Martin (2007).

vrait être égal au rendement réel anticipé plus le taux d'inflation anticipé. Il importe néanmoins de noter que cette hypothèse de Fisher a connu au fil du temps des résultats contradictoires. En effet Nelson (1976) en étudiant l'impact du taux d'inflation américain sur le taux de rentabilité des actions durant la période post-guerre, a démontré une relation négative entre les rendements des actions et les taux d'inflation anticipés et non anticipés.

Ayant discuté des canaux par lesquels les effets de la politique monétaire sont transmis à l'économie réelle, dont le marché boursier, nous nous tournons vers des recherches liées à la relation entre la politique monétaire et la rentabilité boursière dans les pays émergents.

En Afrique du Sud, Marozva (2020) utilise des séries temporelles de données annuelles de 1995 à 2019 pour examiner dans quelle mesure les rendements boursiers sont liés au taux d'intérêt et au taux de change. Pour vérifier l'existence d'un lien entre la politique monétaire et la rentabilité du marché boursier, dans un premier temps il utilise la méthode des moindres carrés ordinaires pour estimer les quatres équations suivantes :

$$JSE_t = \alpha_0 INT_t + \alpha_1 EX_t + \alpha_2 GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.1}$$

où, JSE_t la rentabilité boursière de tous les indices boursiers est fonction de, INT_t, le taux d'intérêt, EX_t, le taux d'échange et GDP_t, le produit intérieur brut.

$$JSE_SD_t = \alpha_0 INT_t + \alpha_1 EX_t + \alpha_2 GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.2}$$

où, JSE_SD_t la volatilité de la rentabilité boursière de tous les indices boursiers de la bourse de Johannesburg est fonction de INT_t, le taux d'intérêt, EX_t, le taux d'échange et GDP_t, le produit intérieur brut.

$$TS40_t = \alpha_0 INT_t + \alpha_1 EX_t + \alpha_2 GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.3}$$

où, $T40_t$ la rentabilité boursière du top 40 des indices boursiers de la bourse de Johannesburg est fonction de INT_t, le taux d'intérêt, EX_t, le taux d'échange et GDP_t, le produit intérieur brut.

$$T40_SD_t = \alpha_0 INT_t + \alpha_1 EX_t + \alpha_2 GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.4}$$

où, $T40_SD_t$ la volatilité de la rentabilité boursière du top 40 des indices boursiers de la bourse de Johannesburg est fonction de INT_t, le taux d'intérêt, EX_t, le taux d'échange et GDP_t, le produit intérieur brut. Ensuite pour étudier le lien entre la politique monétaire et la volatilité boursière il emploie un modèle GARCH (1,1) appliquée sur les séries temporelles des deux indices boursiers JSE_t et $T40_t$:

$$JSE_t = \phi + \alpha GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.5}$$

$$TS40_t = \phi + \alpha GDP_t + \epsilon_t, \tag{1.6}$$

$$JSE\delta_t^2 = \Phi + \beta JSE\delta_{t-1}^2 + + \upsilon\epsilon_{t-1}^2 + \phi_j \sum_{j=1}^{n} MPV_{jt}, \tag{1.7}$$

$$T40\delta_t^2 = \Phi + \beta T40\delta_{t-1}^2 + + \upsilon\epsilon_{t-1}^2 + \phi_j \sum_{j=1}^{n} MPV_{jt}, \tag{1.8}$$

où $JSE\delta_t^2$ et $T40\delta_t^2$, les termes d'erreurs et MPV_{jt} la variable j de la politique monétaire de l'Afrique du Sud.

Les résultats de l'analyse révèlent qu'il existe une relation significative positive entre les rendements boursiers et les taux d'intérêt. En ce qui concerne les taux de change, les résultats ont montré une relation négative et significative avec les rendements des marchés boursiers, ce qui était attendu et conforme à la théorie. L'analyse de la relation entre la volatilité du rendement des actions, le taux d'intérêt et le taux de change révèle une relation positive et significative entre la volatilité des rendements boursiers et les

taux d'intérêt. Cependant, le taux de change a un effet positif et significatif uniquement pour la volatilité du rendement de l'indice JSE All Share, ce n'est pas le cas pour l'indice JSE Top40. Il est important de noter que ces résultats sont les mêmes sur les effets des taux d'intérêt, que la volatilité soit mesurée pas l'écart type ou par le scénario GARCH (1,1). Nous notons néanmoins deux principales limitations dans cette étude. L'utilisation des données annuelles diminue les effets des fluctuations de plusieurs variables comme le taux d'intérêt et le taux de change. Des données mensuelles auraient peut-être révélées leurs effets sur la rentabilité boursière et sa volatilité. L'utilisation d' un VAR structurel aussi peut être aurait permis de vérifier l'effet des chocs de politique monétaire et du taux de change sur la rentabilité boursière et sa volatilité.

En Inde, Prabu *et al.* (2020) explorent l'impact des annonces de la politique monétaire indienne sur les indices boursiers sectoriels [4] désagrégés en utilisant l'approche d'identification par hétéroscédasticité (IH) avec des données à fréquence mensuelle couvrant la période 2004M4 à 2016M4. Cette approche repose premièrement sur l'analyse des variations des co-mouvements des taux d'intérêt et des prix des actifs suite à un changement de la variance des chocs de politique monétaire et ensuite, sur l'estimation de l'impact de la politique monétaire sur les cours des actions sectorielles indiennes. Ils examinent également l'impact de la politique monétaire américaine sur les cours des actions indiennes. L'analyse descriptive des données révèle que les variances, les covariances et les corrélations des indices boursiers avec le taux directeur sont plus élevées durant les jours d'annonce de la politique monétaire que durant les jours sans annonce d'une politique monétaire. Ce qui suggère que le marché boursier réagirait aux changements imprévus de politique monétaire. De plus, toutes les actions sectorielles (excepté les TI), ont des covariances et des corrélations négatives avec le taux d'intérêt. Ceci

4. Actions de catégorie 1 : banques, autres services financiers, immobilier. Actions de catégorie 2 : média, technologie de l'information (TI), biens de consommation, industries pharmaceutiques, automobile, acier.

suggère une réaction négative du marché boursier suite à une éventuelle variation inattendue du taux d'intérêt. Le modèle utilisé par les auteurs est celui proposé par Rigobon (2003) est défini par les équations suivantes :

$$r_t = \beta s_t + \epsilon_{rt}, \tag{1.9}$$

$$s_t = \alpha r_t + \epsilon_{st}, \tag{1.10}$$

où, l'équation (1.9) représente la politique monétaire et l'équation (1.10) les prix des actions. r_t et s_t sont les taux d'intérêt et les prix des actions à la période t, ϵ_{rt} et ϵ_{st} les chocs inattendus de politique monétaire et du marché boursier.

Les auteurs utilisent la méthode des variables instrumentales et la méthode des moments généralisés (GMM) pour estimer les effets de la politique monétaire sur les prix des actions dans chaque secteur. Les deux méthodes d'estimation produisent des estimateurs tous négatifs, traduisant un effet négatif de la politique monétaire sur les indices boursiers. À titre illustratif, en considérant les surprises de politique monétaire, les effets sur les actions des services bancaires et autres services financiers ainsi que sur le secteur immobilier s'avèrent tous significatifs. Contrairement aux attentes des auteurs, l'influence de la politique monétaire sur des secteurs tels que les médias, les métaux, les produits pharmaceutiques, les technologies de l'information ou les biens de consommation en évolution rapide en Inde s'est révélée insignifiante. Les contrôles de robustesse corroborent la validité de ces résultats de référence. Bien que les annonces de politique monétaire aux États-Unis n'aient pas d'impact significatif, les mesures de politique monétaire non conventionnelles (assouplissement quantitatif) ont eu un impact sur les actions des entreprises de biens de consommation en évolution rapide et celles du secteur des médias. Cette différence dans la réponse de la politique monétaire peut s'expliquer par les caractéristiques structurelles des secteurs, comme la dépendance relative de divers secteurs à l'égard du crédit bancaire ou la présence d'investisseurs étrangers sur le marché boursier indien.

La littérature économique des effets de la politique économique sur le marché boursier russe est extrêmement rare et celle que nous avons trouvé ne traite pas le sujet de manière exhaustive. Ono (2021) par exemple, étudie les effets de la politique monétaire de la Banque Centrale de Russie sur l'activité économique dont les marchés financiers (marché bancaire, marché boursier et marché obligataire). En utilisant un modèle FAVAR avec un échantillon de 39 séries macroéconomiques mensuelles couvrant la période 2004 à 2019 (cette période d'échantillonage a été divisée en trois sous périodes) et regroupés en quatre catégories de facteurs : (1) les facteurs d'activités économiques, (2) les facteurs de prix, (3) les facteurs financiers et du marché des commodités et enfin, (4) les facteurs des variables de politique monétaire ; il estime par l'approche de vraisemblance bayésienne à une étape Single-Step Bayesian Likelihood Approach) l'équation suivante :

$$X_t = \Lambda^F F_t + \Lambda^Y Y_t + e_t, \tag{1.11}$$

où F_t est un vecteur de facteurs non observables (dimension K x 1) et Y_t un vecteur de variables observables de politique monétaire (dimension M x 1). Λ^F (N x K) et Λ^Y (N x M) sont respectivement les matrices des coefficients des variables non observables et des variables observables de politique monétaire avec $K + M \ll N$.

L'analyse des réponses de l'indice boursier à la suite d'une variation positive inattendue du taux directeur révèle des résultats contre-intuitifs. En effet, en considérant la première sous période (2004M1 à 2008M6), une variation positive inattendue du taux d'intérêt de 1% entraîne une réponse contemporaine négative du l'indice boursier (MICEX), mais cette réaction reste non significative. Dans la sous période 2 (2008M7 à 2013M8), le marché boursier réagit positivement à une augmentation inattendue du taux d'intérêt directeur, et maintient des résultats non significatifs pendant tout l'horizon d'observations des réponses (60 mois). Ce scénario se répète à la troisième sous période 2013M9 à 2019M12.

Récemment au Brésil, Flávio *et al.* (2018) ont examiné la relation entre la politique monétaire mise en œuvre par la Banque centrale du Brésil et le marché boursier avec des données journalières et mensuelles couvrant la période du 19 janvier 2005 au 2 septembre 2015. Ils examinent l'effet des composantes anticipées et imprévues des décisions de politique monétaire sur les rendements de l'indice boursier IBOVESPA et de 53 autres actions d'entreprises classés en 10 secteurs d'activités économiques. Le modèle qui examine les effets anticipés et non anticipés de la variation du taux d'intérêt se présente comme suit :

$$r_{ibov,t} = \alpha + \beta_e \Delta r_t^e + \beta_s \Delta r_t^s + e_t. \tag{1.12}$$

Où $r_{ibov,t}$ est le rendement journalier de l'indice boursier IBOVESPA entre le premier jour de la prise d'effet du nouveau taux selic et le jour d'avant ; Δr_t^e et Δr_t^s sont les variations anticipés et non anticipés de la politique monétaire. Les résultats révèlent que la politique monétaire a un effet significatif sur le marché boursier, mais n'est responsable que d'une faible proportion de la variation du marché. En effet, On observe que les réponses de l'IBOVESPA aux variations du taux selic sont négatives et significatives, comme on peut s'y attendre en logique économique. L'IBOVESPA chute de 2,94% ($\hat{\beta}_s$)pour chaque variation positive inattendue de 1% (Δr_t^s) du taux selic. L'analyse au niveau sectoriel des rendements attendus montre que le secteur financier est le plus touché par cette politique. Enfin, le choc monétaire s'explique par des variations imprévues du taux de chômage, de l'indice de la production industrielle, de l'indice général des prix du marché et de l'indice général des prix à la consommation. [5]

5.

$$\Delta r_t^s = \alpha + \beta_1 \Delta ipca_t^s + \beta_2 \Delta igpm_t^s + \beta_3 \Delta rs_t^s + \beta_4 \Delta unemp_t^s + \beta_5 \Delta ip_t^s + e_t. \tag{1.13}$$

, où Δr_t^s est la variation non anticipée du taux selic étant donné une valeur anticipée représentée par la médiane des attentes des participants au sondage réalisé ; et $\Delta ipca_t^s$, $\Delta igpm_t^s$, Δrs_t^s, $\Delta unemp_t^s$, $\beta_5 \Delta ip_t^s$, sont respectivement : l'indice de prix à la consommation, l'indice prix général du marché,

Suhaibu *et al.* (2017) étudient l'impact de la politique monétaire sur la performance des marchés boursiers de douze pays africains [6] avec les données annuelles de cinq indicateurs : l'indice boursier S&P global equity, le taux d'inflation, la taux de croissance de la quasi-monnaie (M2), le taux d'intérêt et le taux de croissance du PIB dans un modèle VAR avec données de panel de 1979 à 2013. L'étude suggère que contemporainement, les marchés boursiers des douze pays seraient positivement affectés par leurs politiques monétaires respectives par le biais du canal des taux d'intérêt. L'estimation des fonctions de réponse révèle que l'offre de monnaie et le taux d'intérêt chutent respectivement à la suite d'une réponse positive et négative des chocs du marché boursier, alors que l'inflation répond positivement à un choc négatif du marché boursier. En utilisant les décompositions de la variance de l'erreur de prévision, ils trouvent qu'entre les deux orientations de politique monétaire considérées (offre de monnaie et taux d'intérêt réel), le taux d'intérêt réel aurait la plus grande influence sur le marché boursier et l'inflation. Inversement, la bourse exercerait une influence plus grande sur le taux d'intérêt réel qu'elle ne le fait sur la masse monétaire, indiquant ainsi une relation inverse entre la politique monétaire et la bourse. Selon les chercheurs, cela constitue une preuve suffisante pour conclure qu'il existerait une relation bidirectionnelle entre la politique monétaire et les performances boursières. Cette recherche révèle plusieurs limitations. Premièrement, le choix d'un indice boursier non représentatif ($S\&P$ global index) des douze marchés boursiers ne pourrait pas refléter la dynamique spécifique à chaque pays. De plus, suivant les travaux de Bjørnland et Leitemo (2009) les limitations du VAR standard pour analyser les chocs de politique monétaire sur le marché boursier présage des résultats biaisés qui proviendraient des termes d'erreurs (chocs) corrélés. Enfin, les auteurs annoncent plusieurs résultats contradictoires ; (1) la rela-

---

l'indice de production industrielle mensuel, ventes en détail, taux de chômage mensuel.

6. Afrique du Sud, Botswana, Côte d'Ivoire, Égypte, Ghana, Île Maurice, Kenya, Maroc, Namibie, Nigeria, Zambie et Zimbabwe.

tion positive entre la politique monétaire et le marché boursier (indice boursier et taux d'intérêt évoluent dans le même sens), (2) ils suggèrent dans le long terme une relation bidirectionelle entre la politique monétaire et marché boursier en Afrique, pourtant la théorie de la neutralité de la monnaie voudrait que dans le long terme la politique monétaire n'ait aucun effet sur le marché boursier.

L'étude des effets de la politique monétaire sur le marché boursier chinois a été largement investiguée. En étudiant les effets des chocs de politique monétaire sur l'économie chinoise de 1997 à 2005 sur la base d'un modèle VAR avec des données mensuelles, Lin (2010) trouve que la production et les prix, diminuent considérablement à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive, suggérant la présence d'un canal de taux d'intérêt. Ses résultats seront davantage renforcés par un VAR à facteur augmenté (FAVAR), qui extrait des informations d'un grand nombre de séries économiques. Ses recherches révèlent également que les industries lourdes et les entreprises privées réagissent beaucoup plus fortement aux chocs de politique monétaire que les industries légères et les entreprises d'état. En explorant ensuite les variations provinciales des réponses aux chocs de politique monétaire, il constate que la production et les prix sont plus sensibles aux chocs de politique monétaire dans les provinces côtières que dans les provinces intérieures. Une analyse transversale de ces variations provinciales suggère que les provinces affichant un taux de croissance plus élevé et un niveau plus élevé d'activités de construction sont plus susceptibles de réagir fortement aux chocs de politique monétaire. Enfin, l'étude les effets des chocs de politique monétaire sur le marché boursier chinois et ses indices sectoriels montre que la politique monétaire a peu d'effet sur l'ensemble du marché boursier, mais certains secteurs [7] réagissent plus fortement aux chocs de politique monétaire que d'autres.

---

7. Les cinq secteurs d'activités des entreprises cotées en bourse sont : l'industrie, l'agriculture, le commerce, l'immobilier, services publics et autres secteurs.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE ET ANALYSE DES DONNÉES

La revue de la littérature suggère l'existence d'un impact de la politique monétaire sur le marché boursier. Nous nous tournons maintenant vers une considération de l'impact des chocs structurels de la politique monétaire sur la rentabilité boursière dans les cinq pays membres du BRICS, ainsi qu'au Canada et aux États-Unis. Nous définissons le modèle VAR retenu et les variables que nous considérons ainsi que la méthodologie utilisée pour l'estimation et l'inférence incluant les restrictions d'identification auxquelles nous avons recours pour identifier les chocs structurels. La dernière partie sera consacrée aux données, en ce qui a trait à leurs sources, la période échantillonale, les tests de non stationnarité et, s'il y a lieu, les transformations employées.

2.1 Modèle économétrique

Un modèle de vecteur autorégressif consiste essentiellement à modéliser conjointement la dynamique de chaque variable du système en fonction des valeurs passées de toutes les autres variables.

2.1.1 Modèle VAR

Un modèle vectoriel d'ordre p noté VAR(p) est un système d'équations décrivant la dynamique existante de N variables en fonction des p retards de toutes les variables. Le modèle VAR(p) se définit comme suit :

$$\tilde{X}_t = \mu + \Phi_1 \tilde{X}_{t-1} + \Phi_2 \tilde{X}_{t-2} + \ldots + \Phi_p \tilde{X}_{t-p} + \epsilon_t, \tag{2.1}$$

ou

$$\tilde{X}_t = \mu + \Phi(L)\tilde{X}_{t-1} + \epsilon_t. \tag{2.2}$$

Ici μ dénote un vecteur de constantes (N x 1) et Φ_j une matrice (N x N) de coefficients associés au j^{ime} retard de X_t avec j = 1, 2, . . . p. Le vecteur ϵ_t de dimension (N x 1) est un vecteur de bruit blanc dont $E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma$ une matrice symétrique définie positive de dimension (N x N). Pour X_t = $\tilde{X}_t$ - $E(\tilde{X}_t)$, nous obtenons l'équation :

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + \epsilon_t \tag{2.3}$$

et la forme réduite suivante :

$$X_t = C(L)\epsilon_t \tag{2.4}$$

avec :

$$C(L) = \sum_{n=0}^{\infty} C_i L^i \tag{2.5}$$

et $C_0 = I$.

Notre étude nous suggère d'estimer deux modèles inspirés des travaux de Bjørnland et Leitemo (2009). Nous présentons les vecteurs auto-régressifs de ces modèles dans le tableau 2.1 suivant :

Tableau 2.1. Modèles estimés

Modèles	Vecteur des variables du VAR	Applications
Modèle sans incertitude de politique économique	[Δy_t^{us}, π_t^{us}, Δc_t^{us}, r_t^{us}, i_t^{us}]'	États - Unis
	[Δy_t^{j}, π_t^{j}, Δc_t^{j}, r_t^{j}, i_t^{j} ; Δy_t^{us}]'	BRICS et Canada
Modèle avec incertitude de politique économique	[Δy_t^{us}, π_t^{us}, Δc_t^{us}, r_t^{us}, i_t^{us}, inc_t^{us}]'	États - Unis
	[Δy_t^{j}, π_t^{j}, Δc_t^{j}, r_t^{j}, i_t^{j}, inc_t^{j} ; Δy_t^{us}]'	BRICS et Canada

Le modèle sans variable d'incertitude de politique économique appliqué aux États-Unis est similaire à celui estimé par Bjørnland et Leitemo (2009), tandis que dans le modèle sans incertitude appliqué aux pays du BRICS et du Canada nous introduisons une variable exogène, la variation mensuelle annualisée de l'indice de production industrielle des États-Unis. Dans le modèle avec incertitude, la variable d'incertitude de politique économique est placée en dernière position dans le vecteur autorégressif.

En considérant les pays du BRICS et le Canada, le vecteur autorégressif $\tilde{X}_t$ du modèle sans variable d'incertitude de politique économique se définit par $\tilde{X}_t$ = [Δy_t^{j}, π_t^{j}, Δc_t^{j}, r_t^{j}, i_t^{j}, Δy_t^{us}]' avec j = [Brésil (br), Russie (ru), Inde (in), Chine (ch), Afrique du Sud (as), Canada (ca)] où :

- Δy_t^{us} : variation mensuelle annualisée de l'indice de production industrielle des États-Unis ;
- Δy_t^j : variation mensuelle annualisée de l'indice de production industrielle du pays j ;
- π_t : le taux d'inflation mensuel annualisé du pays j ;
- Δc_t^j : variation annualisée de l'indice mensuel des prix relatifs des commodités du pays j ;
- r_t^j : le rendement boursier réel mensuel annualisé du pays j ;
- i_t^j : le taux d'intérêt mensuel du pays j.

Dans le modèle avec incertitude, inc_t^j est l'indice mensuel d'incertitude de politique économique du pays j.

Avant de manipuler nos données une transformation préalable a été faite sur les données mensuelles non-annualisées, notamment sur la variation mensuelle de l'indice de production industrielle, le taux d'inflation mensuel, l'indice mensuel des prix relatifs des commodités et le rendement boursier réel mensuel.

La formule utilisée pour annualiser les variations mensuelles des données Z_t non annualisées est la suivante :

$$Z_{at} = ((Z_t/Z_{t-1})^{12}) - 1) * 100,$$

avec Z_{at} représentant la variable Z_t annualisée.

Les équations (2.4) et (2.5) induisent que :

$$X_t = \sum_{n=0}^{\infty} C_i L^i \epsilon_t \tag{2.6}$$

$$= C_0\epsilon_t + C_1\epsilon_{t-1} + C_2\epsilon_{t-2} + ... \tag{2.7}$$

L'équation (2.6) est une représentation sous forme réduite des innovations en moyenne mobile infinie VMA(∞) du VAR(p) défini pour la relation (2.1).

Soit Σ, la matrice de variance covariance des innovations de la forme réduite :

$$E(\epsilon_t \epsilon_t^{'}) = \Sigma, \; avec \, \Sigma \neq I, \tag{2.8}$$

l'effet contemporain des chocs des résidus de la forme réduite est représenté par la produit $C_0\epsilon_t$. Ces chocs ϵ_t étant contemporainement corrélés, il est difficile d'interpréter leurs fonctions de réponse et de distinguer les effets spécifiques d'une variable, d'où l'importance de déterminer une forme structurelle appropriée et raisonnable où les chocs ne seront pas corrélés. La décomposition de Cholesky est un outil souvent utilisé pour identifier les chocs structurels de chaque variable, si on suppose un ordonnancement récursif temporel relatif à l'impact des chocs structurels.

2.1.2 VAR structurel

La représentation VAR est de ce fait une forme réduite d'un VAR structurel sous-jacent et les résidus de cette forme réduite sont généralement corrélés. On peut concevoir que le modèle structurel d'équations dynamiques simultanées qui sous-tend la forme réduite représentées par le VAR comme étant par :

$$AX_t = B(L)X_{t-1} + \eta_t, \tag{2.9}$$

avec E($\eta_t \; \eta_t^{'}$) = Ω, $\Omega_{ii} = \Omega^2$ et $\Omega_{ij} = 0$ pour $i \neq j$ où A est une matrice (N x N), représentant les effets contemporains entre les variables du système, B(L) est la matrice des coefficients associés aux polynômes de retard et η_t le vecteur des résidus structurels non corrélés de dimension (N x 1) avec pour variance covariance la matrice Ω = E($\eta_t \; \eta_t^{'}$) de dimension (N x N).

En développant la forme structurelle (2.9) on obtient :

$$X_t = S(L)\eta_t, \tag{2.10}$$

où $S(L) = [A - B(L)L]^{-1}$.

L'équation (2.10) est une représentation en moyenne mobile infinie VMA(∞) des innovations structurelles. En nous intéressant aux représentations des innovations structurelles (η_t) et standards(ϵ_t) en moyenne mobile infinie VMA(∞), l'identification de la matrice A permettra de déterminer les chocs des innovations structurelles. Cette identification est déduite des relations suivantes :

$$X_t = A^{-1}B(L)X_{t-1} + A^{-1}\eta_t, \tag{2.11}$$

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + \epsilon_t. \tag{2.12}$$

Cette identification des modèles structurels peut se faire en spécifiant des restrictions sur les structures de court terme et de long terme du modèle.

2.1.3 Identification des chocs structurels

2.1.3.1 Identification par des restrictions de court terme

Une première méthode d'identification du modèle structurel (2.9) consiste à spécifier des restrictions théoriques sur la structure contemporaine du modèle. L'estimation du VAR non contraint de l'équation (2.11), en considérant simultanément l'équation (2.12), donne des estimations de la matrice de variance covariance des résidus corrélés E(ϵ_t $\epsilon_t^{'}$) = Σ, et puisque nous savons comment les erreurs du VAR sont liées aux innovations structurelles, l'équation suivante doit être vérifiée :

$$\epsilon_t = A^{-1}\eta_t, \tag{2.13}$$

$$A\Sigma A^{'} = \Omega, \tag{2.14}$$

où $\Sigma = E(\epsilon_t\epsilon_t^{'})$ et $\Omega = E(\eta_t\eta_t^{'})$.

En considérant les variables macroéconomiques du vecteur $\tilde{X}_t$ de dimension 6 x 1 dans notre exemple dans le modèle sans incertitude, nous obtenons le système d'équations

suivant pour les pays du BRICS et le Canada :

$$\underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{61} & \cdots & a_{66} \end{pmatrix}}\text{A} \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \cdots & \Sigma_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{61} & \cdots & \Sigma_{66} \end{pmatrix}}\Sigma \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} a_{11} & \cdots & a_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{16} & \cdots & a_{66} \end{pmatrix}}\text{A'} = \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \cdots & \Omega_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Omega_{61} & \cdots & \Omega_{66} \end{pmatrix}}\Omega. \tag{2.15}$$

En normalisant à 1 tous les termes de la diagonale de la matrice A et en supposant que tous les chocs d'innovations structurels sont non-corrélés (orthogonaux) l'équation (2.15) devient :

$$\underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & a_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{61} & \cdots & 1 \end{pmatrix}}\text{A} \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \cdots & \Sigma_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{61} & \cdots & \Sigma_{66} \end{pmatrix}}\Sigma \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & a_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{16} & \cdots & 1 \end{pmatrix}}\text{A'} = \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \Omega_{66} \end{pmatrix}}\Omega. \tag{2.16}$$

Le problème d'identification est le suivant : la matrice Σ est une matrice symétrique qui possède 21 éléments différents connus et les matrices A et Ω quant à elles contiennent respectivement 30 éléments et 6 éléments différents et inconnus. On cherche donc à identifier 36 éléments à l'aide de 21 éléments différents. Pour résoudre le problème d'identification, il est possible d'imposer au moins 15 restrictions. Toutes les restrictions utilisées pour déterminer les innovations structurelles seront présentées dans la suite. Le choix d'ordonnancement des variables avec une décomposition dite de Cholesky, permet d'imposer des restrictions d'identification de court terme. En imposant des valeurs nulles à certains coefficients de la matrice A, cela revient à supposer qu'un choc structurel sur une variable n'a pas d'effet contemporain (immédiat) sur une ou

d'autres variables. Ainsi, un ordonnancement donné des variables revient à poser la matrice comme triangulaire. En considérant cette méthode nous obtenons la nouvelle équation :

$$\underset{\text{A}}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{61} & \cdots & 1 \end{pmatrix}}_{(6\text{x}6)} \cdot \underset{\Sigma}{\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \cdots & \Sigma_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{61} & \cdots & \Sigma_{66} \end{pmatrix}}_{(6\text{x}6)} \cdot \underset{\text{A'}}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & a_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}}_{(6\text{x}6)} = \underset{\Omega}{\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \Omega_{66} \end{pmatrix}}_{(6\text{x}6)}. \quad (2.17)$$

2.1.3.2 Identification par des restrictions de long terme

Une autre méthode d'identification d'un VAR structurel consiste à imposer des restrictions de long terme à la place ou en combinaison avec des restrictions d'identification contemporaines. Cette méthode a été suivie par Blanchard et Quah (1989), ainsi que Bjørnland et Leitemo (2009). La théorie économique pourrait suggérer des valeurs particulières des coefficients à long terme du modèle structurel (2.9). Par exemple, dans un modèle avec des variables monétaires et réelles, on pourrait vouloir imposer que les effets cumulatifs d'un choc monétaire sur une variable réelle soient nuls à long terme. Reprenons l'expression du modèle structurel (2.9) :

$$AX_t = B(L)X_{t-1} + \eta_t,$$
$$X_t = S(L)\eta_t,$$

et celle de la forme réduite du VAR :

$$X_t = C(L)\epsilon_t.$$

Nous déduisons que :

$$S(L)\eta_t = C(L)\epsilon_t = C(L)A^{-1}\eta_t, \quad (2.18)$$
$$A = S(L)^{-1}[I - \Phi(L)L]^{-1}. \quad (2.19)$$

En considérant le relation $\Sigma = A^{-1}\Omega A^{-1'}$, et en remplaçant A par son expression obtenue dans l'équation (2.19) nous avons :

$$\Sigma = [I - \Phi(L)L]\; S(L)\; \Omega\; S(L)S(L)^{'}\; [I - \Phi(L)L]^{'}, \tag{2.20}$$

$$[I - \Phi(L)L]^{-1}\; \Sigma\; [I - \Phi(L)L]^{-1'} = S(L)\; \Omega\; S(L)^{'}. \tag{2.21}$$

L'évaluation de l'équation (2.21) à l'état stationnaire de long terme ($X_{t+s} = X^{LT}$ pour tout s = 0, 1, . . . ,) revient à poser la valeur du polynôme en L à L =1. Ainsi, nous avons :

$$[I - \Phi(1)]^{-1}\; \Sigma\; [I - \Phi(1)]^{-1'} = \; S(1)\; \Omega\; S(1)^{'}. \tag{2.22}$$

En considérant les variables d'intérêt du VAR X_t dans la relation (2.9) nous avons :

$$\underset{}{\overset{[I-\Phi(1)]^{-1}}{\begin{pmatrix} 1-\Phi_{11} & \cdots & -\Phi_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -\Phi_{61} & \cdots & 1-\Phi_{66} \end{pmatrix}}} \cdot \underset{}{\overset{\Sigma}{\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \cdots & \Sigma_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{61} & \cdots & \Sigma_{66} \end{pmatrix}}} \cdot \underset{}{\overset{[I-\Phi(1)]^{-1'}}{\begin{pmatrix} 1-\Phi_{11} & \cdots & -\Phi_{66} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -\Phi_{16} & \cdots & 1-\Phi_{66} \end{pmatrix}}} =$$

$$\underset{(6x6)}{} \qquad \underset{(6x6)}{} \qquad \underset{(6x6)}{}$$

$$\underset{}{\overset{S(1)}{\begin{pmatrix} S_{11} & \cdots & S_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{61} & \cdots & S_{66} \end{pmatrix}}} \cdot \underset{}{\overset{\Omega}{\begin{pmatrix} \Omega_{11} & \cdots & \Omega_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Omega_{61} & \cdots & \Omega_{66} \end{pmatrix}}} \underset{}{\overset{\text{S(1)'}}{\begin{pmatrix} S_{11} & \cdots & S_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{16} & \cdots & S_{66} \end{pmatrix}}}. \tag{2.23}$$

$$\underset{(6x6)}{} \qquad \underset{(6x6)}{} \qquad \underset{(6x6)}{}$$

Avec un raisonnement similaire à celui utilisé dans l'identification des restrictions de court terme, selon Paquet (1994), en considérant que $\Omega = \text{I}$ et en normalisant les termes de la diagonale de la matrice S(1), le système d'équations (2.23) implique 15 restrictions d'identification additionnelles nécessaires pour le résoudre. En appliquant au système (2.23) ces hypothèses nous obtenons la relation suivante :

$$\underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1-\Phi_{11} & \cdots & -\Phi_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -\Phi_{61} & \cdots & 1-\Phi_{66} \end{pmatrix}}^{[I-\Phi(1)]^{-1}} \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} \Sigma_{11} & \cdots & \Sigma_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \Sigma_{61} & \cdots & \Sigma_{66} \end{pmatrix}}^{\Sigma} \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1-\Phi_{11} & \cdots & -\Phi_{66} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ -\Phi_{16} & \cdots & 1-\Phi_{66} \end{pmatrix}}^{[I-\Phi(1)]^{-1'}} =$$

$$\underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & \mathbf{S}_{16} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ S_{61} & \cdots & 1 \end{pmatrix}}^{S(1)} \cdot \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}}^{\Omega} \underset{(6x6)}{\begin{pmatrix} 1 & \cdots & S_{61} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \mathbf{S}_{16} & \cdots & 1 \end{pmatrix}}^{S(1)'} . \tag{2.24}$$

Dans un modèle avec incertitude défini avec les variables Δy_t^{us}, Δy_t^j, $\Delta \pi_t^j$, Δc_t^j, r_t^j, i_t^j, inc_t^j nous considérons les mêmes restrictions ainsi les matrices des équations (2.18) et (2.25) deviennent des matrices de dimension (7 x 7).

2.1.4 Hypothèses sur les restrictions d'identification

2.1.4.1 Hypothèse sur le VAR standard

Le VAR(p) s'écrit comme suit :

$$\underset{(6\text{x}1)}{\begin{pmatrix} \Delta y_t^{us} \\ \Delta y_t^{j} \\ \pi_t^{j} \\ \Delta c_t^{j} \\ r_t^{j} \\ i_t^{j} \end{pmatrix}} = \underset{(6\text{x}1)}{\begin{pmatrix} b_{11} \\ b_{21} \\ b_{31} \\ b_{41} \\ b_{51} \\ b_{61} \end{pmatrix}} + \underset{(6\text{x}6\text{P})}{\begin{pmatrix} a_{11}^{us} & \cdots & a_{1,p}^{us} & a_{1,p+1}^{j} & \cdots & a_{1,6p}^{j} \\ a_{21}^{us} & \cdots & a_{2,p}^{us} & a_{2,p+1}^{j} & \cdots & a_{2,6p}^{j} \\ a_{31}^{us} & \cdots & a_{3,p}^{us} & a_{3,p+1}^{j} & \cdots & a_{3,6p}^{j} \\ a_{41}^{us} & \cdots & a_{4,p}^{us} & a_{4,p+1}^{j} & \cdots & a_{4,6p}^{j} \\ a_{51}^{us} & \cdots & a_{5,p}^{us} & a_{5,p+1}^{j} & \cdots & a_{5,6p}^{j} \\ a_{61}^{us} & \cdots & a_{6,p}^{us} & a_{6,p+1}^{j} & \cdots & a_{6,6p}^{j} \end{pmatrix}} \underset{(6\text{P}\text{x}1)}{\begin{pmatrix} \Delta y_{t-1}^{us} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p}^{us} \\ \Delta y_{t-1}^{j} \\ \vdots \\ \Delta y_{t-p}^{j} \\ \pi_{t-1}^{j} \\ \vdots \\ \pi_{t-p}^{j} \\ \Delta c_{t-1}^{j} \\ \vdots \\ \Delta c_{t-p}^{j} \\ r_{t-1}^{j} \\ \vdots \\ i_{t-p}^{j} \\ i^{j}t-1 \\ \vdots \\ i_{t-p}^{j} \end{pmatrix}} + \underset{(6\text{x}1)}{\begin{pmatrix} \epsilon_{11} \\ \epsilon_{21} \\ \epsilon_{31} \\ \epsilon_{41} \\ \epsilon_{51} \\ \epsilon_{61} \end{pmatrix}} \tag{2.25}$$

L'équation (2.25) exprime les liens existant entre les valeurs contemporaines des variables macroéconomiques et toutes les valeurs retardées jusqu'à l'ordre p de toutes ces variables, leurs valeurs antérieures et les valeurs antérieures des autres variables. p

étant le nombre de retard optimal déterminé par un critère d'information. Le choix du nombre de retards est établi à l'aide du critère d'information Akaike (AIC) et qui se définit par l'équation :

$$AIC(p) = lnDet(\Sigma_p) + \frac{2m^2p}{T}, \tag{2.26}$$

où $lnDet(\Sigma_p)$ est le logarithme du déterminant de la matrice variance-covariance des termes d'erreurs du VAR(p), p est l'ordre du VAR(p) ou le nombre de retards, T est le nombre d'observations et N le nombre de variables.

La première hypothèse que nous posons dans l'équation (2.25) est que les variables retardées du taux de croissance mensuel annualisé de l'indice de production industrielle annualisé, du taux d'inflation annualisé, de la variation mensuelle annualisée de l'indice des prix relatifs des commodités, de la rentabilité boursière réelle annualisée et du taux d'intérêt des BRICS n'ont aucun effet sur le taux de croissance mensuel annualisé de l'indice de production industrielle contemporaine des États-Unis. Nous soutenons cette hypothèse par le faite qu'en pratique, ces économies sont assez petites pour influencer la production industrielle des États-Unis.

2.1.4.2 Hypothèse sur le VAR structurel

L'analyse met l'emphase sur l'interaction entre la politique monétaire et l'évolution des marchés boursiers. Ainsi, dans la même logique du modèle développé par Bjornland et Leitemo (2009), nous identifions les chocs des indices de production industrielle, taux d'inflation, des prix des matières premières à partir de leurs équations respectives.

- Hypothèses sur les restrictions de court terme

Comme première hypothèse de restriction de court terme, nous considérons que la politique monétaire influence la rentabilité du marché boursier dans le court terme. En effet Rigobon et al. (2004) en utilisant une technique d'identification basée sur l'hé-

téroscédasticité des chocs contemporains dans les données de haute fréquence pour analyser l'effet de la politique monétaire sur le marché boursier, constatent que suite à une augmentation inattendue du taux d'intérêt, les cours des actions chutent significativement. En utilisant la même méthode, mais en analysant la causalité inverse, Rigobon et al. (2003) trouvent que les mouvements du marché boursier ont un impact significatif sur les taux d'intérêt à court terme, conduisant au même changement de direction que ceux observés sur les cours des actions. Nous émettons parallèlement l'hypothèse selon laquelle, les chocs structurels d'innovation des indices de production industrielle, inflation, indice prix des matières premières, rendement boursier et taux d'intérêt ont tous un effet contemporain sur les cours des indices boursiers de chaque pays. En considérant les éléments de la matrice A de dimension (k x k), nous traduisons cette hypothèse par la relation $a^i_{k,k} \neq 0$ et $a^i_{k-1,k} \neq 0$ avec 6 variables inclues dans notre VAR, nous avons :

$a^i_{6,6} \neq 0$ et $a^i_{5,6} \neq 0$,

où k représente la position de la dernière variable macroéconomique dans le VAR. Ainsi $a^i_{k,k}$ est l'effet du choc d'innovations structurelles de la $k^{\text{ième}}$ variable sur elle-même, tandis que $a^i_{k-1,k}$ est l'effet du choc structurel de la $(k-1)^{\text{ième}}$ variable sur la $k^{\text{ième}}$ variable. Dans le cas échéant,il s'agit l'effet du choc d'une innovation structurelle de la politique monétaire du pays i sur la rentabilité boursière dudit pays et vice-versa.

Une autre hypothèse sera de supposer d'une part que l'indice de production industrielle des États-Unis ne peut être influencé contemporainement par une autre variable et d'autre part que les chocs de production industrielle américaine n'ont pas d'effets simultanés sur l'inflation, l'indice prix des matières premières, le taux d'intérêt et la rentabilité boursière des pays émergents. Néanmoins, fort de l'importance du volume des échanges commerciaux entre les États-unis et les BRICS, nous considérons que les chocs d'innovation structurelle de l'indice de production industrielle des États-Unis

agissent contemporainement sur les indices de production industrielle des BRICS.

En suivant Christiano *et al.* (1999), Christiano *et al.* (2005), nous identifions les chocs de politique monétaire en supposant que les variables macroéconomiques ne réagissent pas simultanément aux variables de politique monétaire, alors qu'une réaction simultanée de l'environnement macroéconomique aux variables de politique est autorisée.

Nous matérialisons ces restrictions dans l'ordonnancement en plaçant les quatre variables macroéconomiques au-dessus du taux d'intérêt dans l'ordre et en supposant cinq restrictions nulles sur les coefficients pertinents dans la sixième colonne de la matrice A. Des restrictions récursives similaires sont imposées sur la relation entre le choc du taux d'intérêt et les variables macroéconomiques. En plaçant quatre restrictions nulles dans la cinquième colonne de la relation (2.20) ci-dessous, les variables macroéconomiques réagissent avec un décalage par rapport au choc du taux d'intérêt, tandis que les rendements boursiers peuvent répondre immédiatement à toutes les variables (car il n'y a pas de zéros dans la sixième rangée). Nous traduisons ces hypothèses sur la Matrice A de dimension (6 x 6) par :

$$\begin{pmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{32} & a_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & a_{42} & a_{43} & a_{44} & 0 & 0 \\ 0 & a_{52} & a_{53} & a_{54} & a_{55} & a_{56} \\ 0 & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & a_{66} \end{pmatrix}. \tag{2.27}$$

- Hypothèses sur les restrictions de long terme

En ce qui concerne l'interaction entre la politique monétaire et les chocs boursiers, la pratique courante dans la littérature VAR a été soit de supposer que les cours bour-

siers réels réagissent avec un décalage aux chocs de politique monétaire (S_{56} = 0), soit que la politique monétaire réagit avec un décalage aux chocs boursiers. Seul ce dernier permet une réaction immédiate des cours réels des actions à un choc de politique monétaire. Cependant, comme indiqué ci-dessus, de telles identifications excluent un canal potentiellement important d'interaction entre la politique monétaire et les cours boursiers, qui, s'il était empiriquement pertinent, fausserait le résultat. En suivant les travaux de Bjørnland et Leitemo (2009), nous imposons donc la restriction d'identification alternative selon laquelle un choc de politique monétaire ne peut avoir d'effets à long terme sur le niveau des cours réels des actions. Cette restriction est traduite par S_{56} = 0 dans la matrice S(1). Le poids non négligeable de l'économie américaine sur les BRICS nous pousse à maintenir l'hypothèse selon laquelle un choc d'innovations de production industrielle américaine a un effet sur celle des BRICS, rendant non nul l'élément S_{21}.

Ces hypothèses sur les restrictions de long terme sont traduites par la matrice suivante :

$$
\begin{array}{c}
S(1) \\
\begin{pmatrix}
1 & S_{12} & S_{13} & S_{14} & S_{15} & S_{16} \\
S_{21} & 1 & S_{23} & S_{24} & S_{25} & S_{26} \\
S_{31} & S_{32} & 1 & S_{34} & S_{35} & S_{36} \\
S_{41} & S_{42} & S_{43} & 1 & S_{45} & S_{46} \\
S_{51} & S_{52} & S_{53} & S_{54} & 1 & 0 \\
S_{61} & S_{62} & S_{63} & S_{64} & S_{65} & 1
\end{pmatrix} \\
(6\text{x}6)
\end{array}.
$$

2.1.5 Fonction de réponses des variables à des chocs structurels

La représentation moyenne mobile infinie du vecteur autorégressif structurel d'ordre p, permet de déterminer les fonctions de réponses linéaires (Irf) lesquelles sont utiles

pour mesurer l'impact d'un choc d'une variable i, sur une autre variable j, toutes choses étant égales par ailleurs.

L'équation (2.10) peut aussi s'écrire comme suit :

$$X_t = S_0\eta_t + S_1\eta_{t-1} + S_2\eta_{t-2} + ... \qquad . \tag{2.28}$$

L'équation (2.28) est un VMA(∞) c'est-à-dire un vecteur de moyenne mobile infini, avec des chocs d'innovations structurels. Sa représentation nous donne l'impact des chocs sur les variables X_t et l'interprétation de la matrice S_h définie par :

$$S_h = \frac{\partial X_{jt+h}}{\partial \eta'_{jt}} \qquad . \tag{2.29}$$

L'équation (2.29) représente l'élément de la ligne i et de la colonne k de la matrice, qui identifie les conséquences d'une augmentation d'une unité de la kième variable d'innovation structurelle à la date t (η_{jt}) pour la valeur de la ième variable au temps t + h ($X_{i,t+h}$). Suivant les travaux de Bjørnland et Leitemo (2009), l'analyse de l'impact des chocs structurels de politique monétaire se fait à partir des représentations graphiques des effets non cumulés sur le taux d'intérêt et le taux d'inflation mensuel annualisé. Les réponses du rendement boursier réel mensuel annualisé et de la variation mensuelle de la production industrielle annualisée quant à elles sont cumulées.

2.1.6 Les intervalles de probabilité des sentiers de réponses dynamiques

Nous avons déterminons les intervalles de confiance en utilisant une fonction de densité normale gaussienne définie par : $f(S_h) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{S_h^2}{2}}$, où $f(S_h)$ = 68% se lit : la probabilité d'obtenir le sentier de réponses S_h égale 68%. En considérant Σ_{s_h} comme la matrice de variance-covariance de S_h, nous définissons l'intervalle de confiance I

par : I = $[S_h - f(S_h) * \Sigma_{s_h}; S_h + f(S_h) * \Sigma_{s_h}]$. Nos intervalles de probabilité à 68% ont été calculés en se référant aux écarts-types asymptotiques analytiques.

2.2 Les données

2.2.1 Périodes échantillonnales et variables du modèle

Les périodes échantillonnales, les sources et les définitions des variables utilisées dans les différents modèles de notre recherche sont contenues dans le tableau 2.2. Exceptés les indices boursiers et les taux d'intérêt, les séries de tous les pays ont des descriptions similaires ; les notes de bas de page nous présentent les définitions spécifiques aux pays de l'indice boursier représentatif du marché boursier et du taux d'intérêt représentatif de la politique monétaire. Les périodes échantillonnales quant à elles sont regroupées en fonction des pays dans le tableau 2.3.

Baker *et al.* (2016) définissent l'indice d'incertitude de politique économique (indice EPU) comme le risque économique associé à des politiques économiques gouvernementales et à des cadres réglementaires futurs non définis. Cet indice accroît le risque que les entreprises et les individus retardent leurs dépenses et leurs investissements en raison de l'incertitude des marchés. En nous inspirant des travaux de Brogaard et Detzel (2015), nous l'introduisons dans le VAR car selon eux, il peut être utilisé pour prédire les rendements futurs du marché financier. En effet, pendant les périodes de forte incertitude nous observons une diminution de la rentabilité boursière. Aussi, l'EPU doit être considéré comme un facteur de risque et compensé par une prime selon Pastor et Veronesi (2012).

Tableau 2.2. Liste des variables.

Séries	Description des variables	Source
y_t^{us}	indice de production industrielle américaine	Fred St. Louis
Δy_t^{us}	variation mensuelle de l'indice de production industrielle annualisée américaine	Par calcul
y_t^j	indice de production industrielle	Fred St. Louis
Δy_t^j	variation mensuelle de l'indice de production industrielle annualisée	Par calcul
ipc_t^j	indice mensuel de prix à la consommation	Fred St. Louis
π_t^j	taux d'inflation mensuel annualisé de ipc_t^j	Par calcul
c_t^j	indice mensuel des prix des commodités	Fred St. Louis
Δc_t^j	variation mensuelle de c_t^j annualisé	Par calcul
s_t^j	indice boursier mensuel représentatif du marché boursier[1]	Finance Yahoo
r_t^j	rendement boursier réel mensuel annualisé	Par calcul
i_t^j	taux d'intérêt représentatif de la politique monétaire[2]	Fred St. Louis
inc_t^j	indice d'incertitude de politique économique	www.policyuncertainty.com
Δinc_t^j	varation mensuelle de inc_t^j	Par calcul

[1] Les indices boursiers utilisés sont : S&P500 (USA), S&P/TSX (Canada), IBOVESPA (Brésil), MOEX (Russie), S&P BSE SENSEX (Inde), SSE Composite (Chine), JSE/FTSE (Afrique du Sud).

[2] Les taux d'intérêt utilisés sont : le taux cible du financement à un jour (États-Unis, Canada), le taux d'intérêt mensuel interbancaire de moins de 24 heure (Russie), taux d'intérêt des fonds fédéraux de moins de 24 heures (Brésil), taux d'intérêt de la banque centrale de moins de 24 heures (Afrique du Sud et Inde), le taux d'intérêt mensuel interbancaire de 90 jours (Chine).

Tableau 2.3. Périodes échantillonnales

Pays	Périodes échantillonnales
États - Unis, Brésil, Afrique du Sud	1995M01 - 2018M12
Canada	1995M01 - 2017M04
Fédération russe, Chine, Inde	1999M01 - 2018M04

2.2.2 Test de non stationnarité des variables

Pour vérifier la non stationnarité des séries, nous utilisons le test de Dickey-Fuller augmenté (test ADF) et la méthode retenue pour identifier le nombre de retards est la version modifiée du critère AIC (MAIC). Les résultats du test de non stationnarité sont présentés dans le tableau 2.4. Dans la colonne des équations des séries, "c" représente une équation avec constante, et (c,t) une équation avec constante et tendance. L'hypothèse nulle (la série a une racine unitaire, elle est non stationnaire) est rejetée si la significativité marginale du test est inférieure à 0,05 et acceptée dans le cas contraire.

Tableau 2.4. Résultats du test de non stationnarité.

Variables des États-Unis			
Variables	Spécification de l'équation	Significativité	Conclusion du test
ΔY_t^{us}	c et 2 retards	0,0061	rejeté
π_t^{us}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
ΔC_t^{us}	c et 10 retards	0,0041	rejeté
r_t^{us}	c et 7 retards	0,0000	rejeté
i_t^{us}	(c,t) et 2 retards	0,6339	non rejeté
inc_t^{us}	(c) et 0 retards	0,0620	rejeté

Suite du tableau 2.4.

Variables du Canada			
Variables	Spécification de l'équation	Significativité	Conclusion du test
ΔY_t^{ca}	c et 0 retard	0,0008	rejeté
π_t^{ca}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
ΔC_t^{ca}	c et 10 retards	0,0000	rejeté
r_t^{ca}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
i_t^{ca}	(c,t) et 3 retards	0,0329	rejeté
inc_t^{ca}	(c,t) et 10 retards	0,1090	non rejeté
Δinc_t^{ca}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
Variables du Brésil			
ΔY_t^{br}	c et 12 retards	0,0227	rejeté
π_t^{br}	c et 11 retards	0,0004	rejeté
ΔC_t^{br}	c et 10 retards	0,0023	rejeté
r_t^{br}	c et 12 retards	0,0385	rejeté
i_t^{br}	(c,t) et 13 retards	0,0090	rejeté
Δinc_t^{br}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
Variables de la Fédération russe			
ΔY_t^{ru}	c et 1 retard	0,0000	rejeté
π_t^{ru}	(c,t) et 11 retards	0,0412	rejeté
ΔC_t^{ru}	c et 4 retards	0,0000	rejeté
r_t^{ru}	c et 6 retards	0,0001	rejeté
i_t^{ru}	(c,t) et 9 retards	0,0000	rejeté
inc_t^{ru}	(c,t) et 3 retards	0,0000	rejeté

Suite et fin du tableau 2.4.

Variables de l'Inde			
Variables	Spécification de l'équation	Significativité	Conclusion du test
ΔY_t^{in}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
π_t^{in}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
ΔC_t^{in}	c et 3 retards	0,0015	rejeté
r_t^{in}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
i_t^{in}	c et 0 retard	0,5464	non rejeté
inc_t^{in}	(c,t) et 0 retard	0,6825	non rejeté
Δinc_t^{in}	c et 0 retard	0,000	rejeté
Variables de la Chine			
ΔY_t^{ch}	c et 0 retard	0,0163	rejeté
π_t^{ch}	c et 4 retards	0,0003	rejeté
ΔC_t^{ch}	c et 4 retards	0,0001	rejeté
r_t^{ch}	c et 3 retards	0,0000	rejeté
i_t^{ch}	(c,t) et 1 retard	0,0049	rejeté
inc_t^{ch}	(c,t) et 8 retards	0,8742	non rejeté
Δinc_t^{ch}	c et 0 retard	0,0000	rejeté
Variables de l'Afrique du Sud			
ΔY_t^{as}	c et 6 retards	0,0001	rejeté
π_t^{as}	c et 11 retards	0,0145	rejeté
ΔC_t^{as}	c et 10 retards	0,0024	rejeté
r_t^{as}	c et 15 retards	0,0142	rejeté
i_t^{as}	(c,t) et 9 retards	0,4651	non rejeté
inc_t^{as}	c et 4 retards	0,1023	non rejeté
Δinc_t^{as}	c et 0 retard	0,0000	rejeté

CHAPITRE III

ANALYSE DES RÉSULTATS

3.1 Rappel sur les modèles estimés

Rappelons que nous considérons 2 variantes de modèle. Dans un premier temps, nous présentons les résultats du modèle sans la variable d'incertitude de politique économique. Le vecteur de variables dans le modèle VAR pour les États-Unis défini par $\tilde{X}_t$ = (Δy_t^{us}, π_t^{us}, Δc_t^{us}, r_t^{us}, i_t^{us})' est constitué de la variation mensuelle annualisée de l'indice de production industrielle (Δy_t^{us}), du taux d'inflation mensuel annualisé (π_t^{us}), de la variation mensuelle du prix relatif annualisé des commodités (Δc_t^{us}), du rendement boursier mensuel réel annualisé (r_t^{us}), et de la mesure de la politique monétaire (i_t^{us}). Pour les pays du BRICS et le Canada, nous utilisons un modèle intégrant la variable Δy_t^{us}, mais qui est traitée comme une variable exogène. Leurs vecteurs de variables sont définis par $\tilde{X}_t$ = [Δy_t^j, π_t^j, Δc_t^j, r_t^j, i_t^j ; Δy_t^{us}]'.

Nous considérons ensuite un modèle qui inclut également une mesure d'incertitude macroéconomique. Le modèle pour les États-Unis est alors constitué des vecteurs de variables définis par $\tilde{X}_t$ = (Δy_t^{us}, $\Delta \pi_t^{us}$, Δc_t^{us}, r_t^{us}, i_t^{us}, inc_t^{us})', tandis que pour les pays du BRICS et pour le Canada les variables du modèles sont $\tilde{X}_t$ = [Δy_t^j, π_t^j, Δc_t^j, r_t^j, i_t^j, inc_t^j ; Δy_t^{us}]'.

Pour vérifier la robustesse des résultats des différents modèles, nous remplaçons la

variation mensuelle annualisée des indices de production industrielle par une mesure d'écart de production (output gap) déterminée en séparant à l'aide du filtre HP (Hodrick-Prescott) la partie tendancielle et la partie cyclique de la série de l'indice de production industrielle, cette dernière étant considérée comme notre mesure d'écart de production ; ensuite, nous substituons les mesures de la politique monétaire de chaque pays présentées dans le tableau 2.1 (page 36) par d'autres mesures de politique monétaire que nous définissons dans la partie consacrée à la vérification de la robustesse des résultats.

La discussion des résultats sera centrée sur (1) la réponse des rendements réels boursiers au choc structurel de politique monétaire mesurée par une hausse du taux d'intérêt associée à la politique monétaire, (2) la réaction immédiate et de plus long terme (entre 24 et 36 mois) des rendements réels boursiers au choc structurel sur le taux d'intérêt associé à la politique monétaire puis, (3) les amplitudes des réponses des rendements en comparant l'impact pour les pays développés tels que le Canada et les États - Unis, avec celui dans les pays émergents du BRICS.

Sur la base du critère AIC, nous avons retenu quatre retards (p = 4) pour tous les pays, excepté le modèle avec mesure d'incertitude macroéconomique américain pour lequel nous avons considéré deux retards (p = 2). Les chocs structurels sont normalisés de sorte que nous considérons la réponse des variables à un choc de un point de pourcentage (100 points de base) sur le taux d'intérêt associé à la politique monétaire, et les fonctions de réponse sont construites avec des intervalles de probabilité représentées par des fractiles de 0,16 et 0,84 soit une probabilité de réalisation de 68% (les intervalles de probabilité à 68% ont été calculés en se référant aux écarts-types asymptotiques analytique). L'analyse des réponses de l'indice de production industrielle et du taux d'inflation nous permet d'évaluer si nos résultats sont en accord ou non avec la théorie économique.

3.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans incertitude de politique économique

3.2.1 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique aux États-Unis

Les résultats obtenus se rapprochent très considérablement de ceux reportés par Rigobon et Sack (2004) et Bjørnland et Leitemo (2009) dans leurs travaux portant sur l'impact de la politique monétaire sur les prix des actifs boursiers. Les résultats des réactions du taux d'intérêt, des cours réels des actifs boursiers, du taux d'inflation et de l'indice de production industrielle à la suite d'un choc structurel de politique monétaire aux États-Unis sont présentés dans la figure 3.1 ci-dessous.

Un choc structurel de politique monétaire fait croître positivement le taux d'intérêt de 100 points de base. Cette variation inattendue du taux d'intérêt a un effet négatif et significatif sur la réponse des prix réels des actions (rendements réels annualisés cumulés) qui chutent immédiatement de 1,58%. Cette baisse des prix réels des actions sur le marché boursier serait causée par une augmentation du taux d'actualisation des dividendes associés d'une part à une augmentation du taux d'intérêt, mais aussi à une production industrielle temporairement réduite (à cause de la non-sensibilité à court terme de la politique monétaire) et un coût d'emprunt plus élevé qui sont susceptibles de réduire les dividendes futurs anticipés. À court terme, après le choc initial, les cours réels des actions chutent pendant environ un mois supplémentaire, avant de revenir vers leur niveau moyen dans le long terme. Bien que les interprétations de ce résultat doivent être faites avec prudence, Bjørnland et Leitemo (2009) suggèrent qu'à mesure que le taux d'intérêt baisse, la valeur actualisée des dividendes futurs attendus augmente.

L'indice de production industrielle des États-Unis réagit négativement à un choc structurel positif de politique monétaire. Cette réaction observée à partir du deuxième mois reste toutefois non significative ou du moins n'est pas estimées précisément. Le taux

d'inflation réagit positivement à un choc structurel de politique monétaire restrictive. Eichenbaum (1992) réfère à cette réaction positive du taux d'inflation à la suite d'une variation positive du taux d'intérêt appelée énigme des prix ou "price puzzle" (augmentation ou baisse du taux d'inflation à la suite d'une hausse ou d'une chute du taux d'intérêt). La hausse temporaire du taux d'inflation observée est essentiellement non significative.

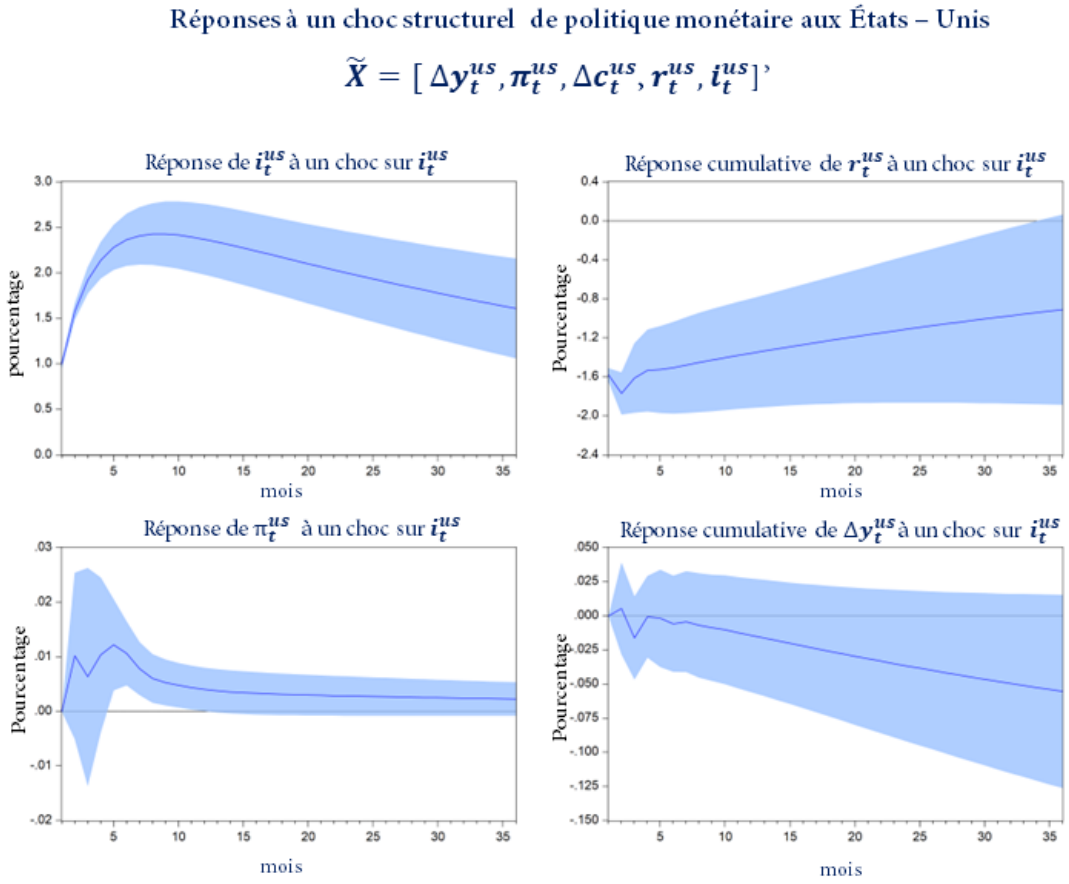

Figure 3.1. Effets des chocs de politique monétaire aux États-Unis dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique.

3.2.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique au Canada

Les résultats obtenus à la suite d'un choc structurel de politique monétaire au Canada sont contenus dans la figure 3.2. La réponse du marché boursier canadien est conforme à celle documentée dans les travaux de Bjørnland et Leitemo (2009). En effet, suite à un choc positif sur le taux d'intérêt de la politique monétaire de 100 points de base, le rendement boursier réel annualisé cumulatif réagit instantanément en variant négativement de 78 points de base. Cette baisse se poursuit pendant un mois et laisse place à une augmentation de la réponse des prix des actions qui retrouvent leurs valeurs moyennes après 3 ans. En observant le graphique de la fonction de réponse cumulative du rendement boursier réel annualisé, il apparaît clairement que les cours des actions ont une réponse négative au choc de politique monétaire restrictive durant toute la période d'observations. Cet effet s'estompe et devient non significatif après 24 mois.

À court terme, le taux d'inflation réagit négativement à la hausse du taux d'intérêt aux deuxième et troisième trimestres. Cette réaction négative est non significative. Dans le long terme, les effets du choc structurel de politique monétaire restrictive sur le taux d'inflation disparaissent.

La réponse cumulative du taux de croissance annualisé de l'indice de production industrielle au choc de politique monétaire restrictive est contre-intuitive durant les deux premiers mois. Après cette courte période, l'indice de production industrielle réagit négativement à une variation positive inattendue du taux d'intérêt. Cette réaction est toute fois non significative.

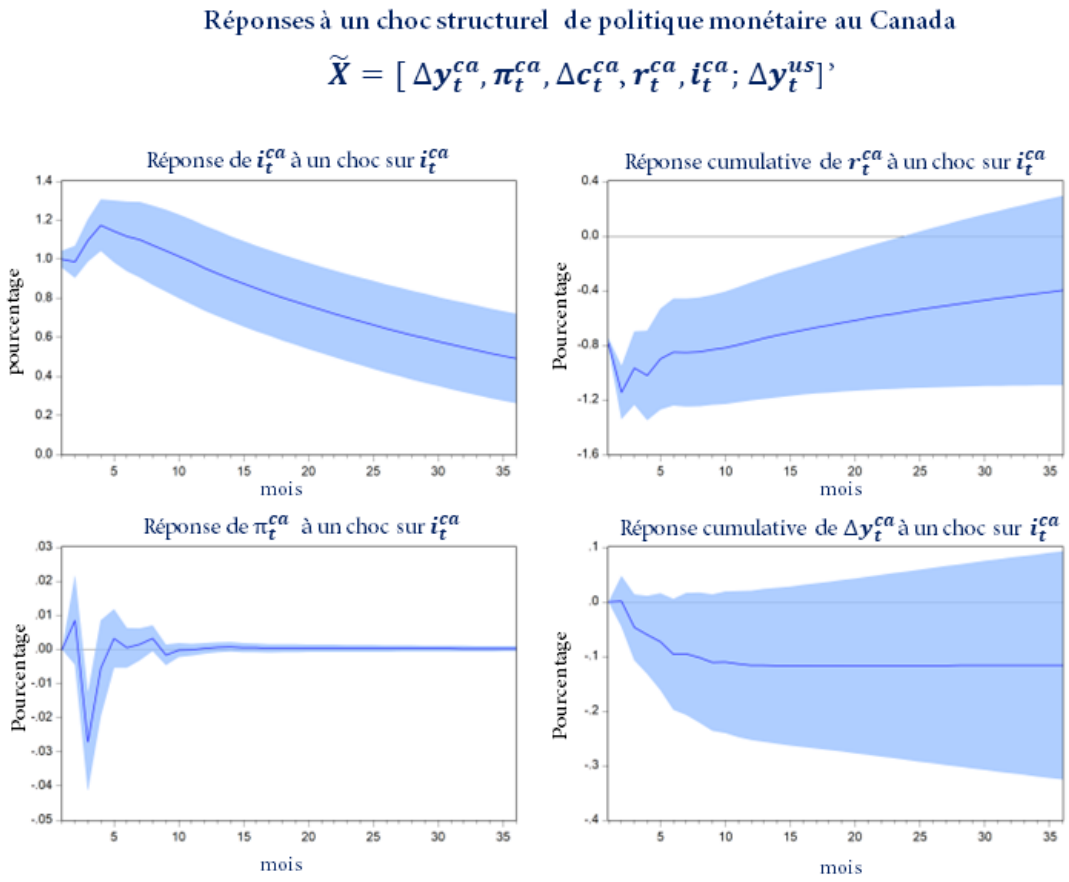

Figure 3.2. Effets des chocs de politique monétaire sans sans mesure d'incertitude macroéconomique au Canada.

3.2.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil

Au Brésil, la figure 3.3 pour le premier graphique montre que la dynamique de court terme qu'un choc structurel associé à une politique monétaire restrictive augmente initialement le taux d'intérêt de 100 points de base. Ce choc de politique monétaire restrictive a un effet négatif et significatif sur les prix réels des actions qui chutent immédiatement de 0,633%. Après ce choc initial, les prix réels des actions augmentent

continuellement et s'estompent à partir du 16ème mois, période à partir de laquelle leurs réponses au choc structurel de politique monétaire restrictive cessent d'être significatives. Ces résultats suggèrent qu'à court terme comme à long terme, les prix des actions réagissent négativement aux chocs structurels de politique monétaire restrictive.

Le taux d'inflation annualisé chute et réagit positivement à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive, cette réaction est toutefois non significative. L'effet contre-intuitif du "price puzzle" obtenu après le troisième mois est significatif seulement entre le cinquième et le neuvième mois. Les effets du choc structurel de politique monétaire restrictive disparaissent complètement à plus long terme.

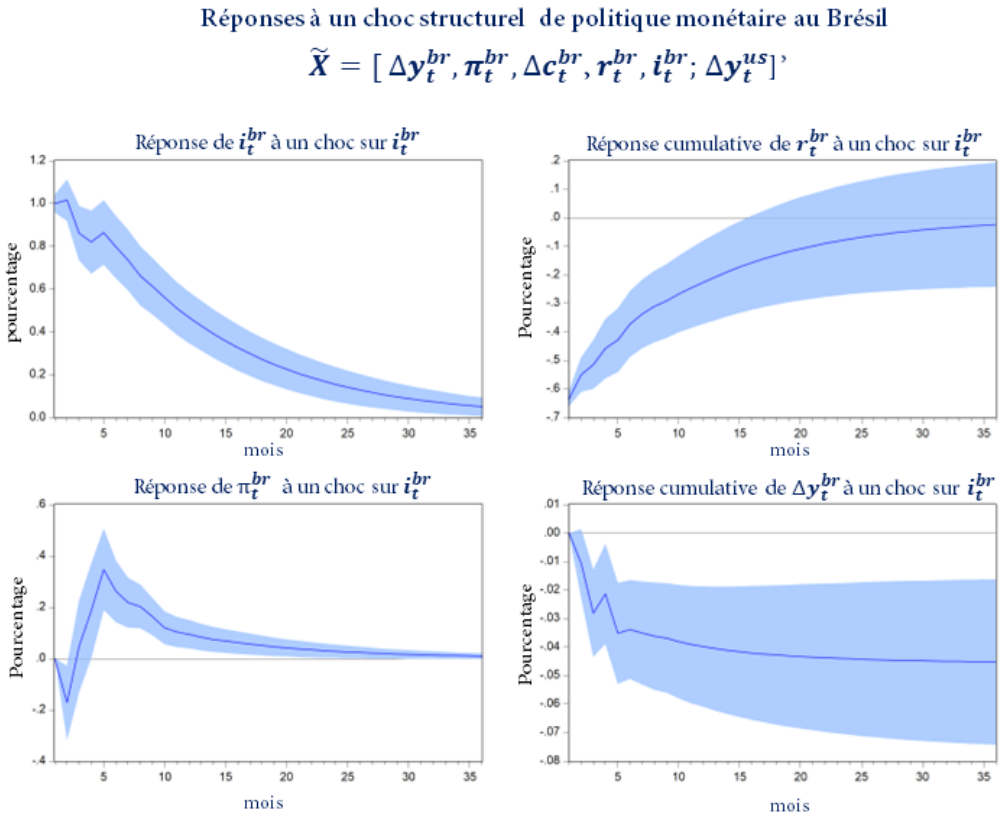

Figure 3.3. Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil.

L'indice de production industrielle annualisée répond négativement à une variation inattendue positive du taux d'intérêt, cette réponse devient significative après le deuxième mois et demeure négative et significative jusqu'à les 34 mois après le choc.

3.2.4 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Russie

La figure 3.4 présente les réponses du taux d'intérêt, des cours réels boursiers annualisés (ou réponse cumulative des rendements boursiers réels), de l'indice de production industrielle (ou réponse cumulative de la variation mensuelle annualisée de l'indice de production industrielle) et du taux d'inflation annualisé de la Fédération russe à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive de 1%.

Le marché boursier russe réagit instantanément et négativement à une augmentation de 100 points de base du taux d'intérêt. Cette réaction initiale négative de 3,7% est conforme aux prédictions suggérées par la théorie. Comme observé précédemment aux États-Unis et au Canada, dans le court terme, les prix réels des actions baissent au premier trimestre (baisse de 20 points de base), et augmentent ensuite pour atteindre leurs valeurs moyennes dans le long terme. Ces effets restent significatifs, puis s'estompent après trois ans.

L'effet sur le taux d'inflation annualisé de la Russie est essentiellement non significatif durant toute la période d'observations (excepté entre le 13ème et 15ème mois). Bien qu'elle réagisse négativement à un choc de politique monétaire restrictive entre le septième et le neuvième mois, sa réponse reste essentiellement contre-intuitive car nous observons une réaction positive, mais non significative du taux d'inflation durant toutes les autres périodes d'observations.

L'indice de production industrielle quant à lui a une réaction négative et significative au premier trimestre. Contrairement à ce qui est suggéré dans la théorie, dans le long terme

il réagit positivement à un choc structurel de politique monétaire restrictive, ce qui suggère une mauvaise spécification, des variables manquantes dans le modèle vectoriel autorégressif.

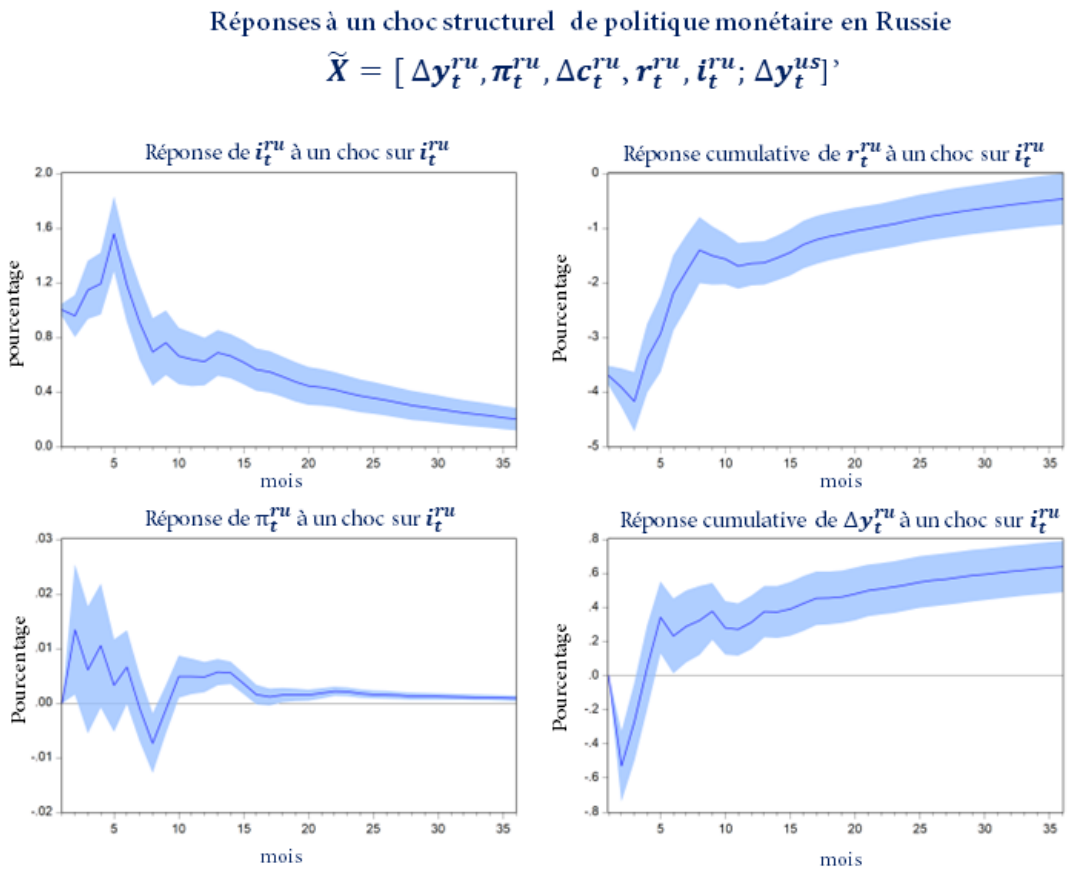

Figure 3.4. Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Russie.

3.2.5 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Inde

Les résultats des effets des chocs structurels de politique monétaire sur les variables de l'Inde sont présentés dans la figure 3.5.

Les prix réels des actions ont une réaction initiale conforme aux résultats observés dans les travaux de Bjørnland et Leitemo (2009). En effet, après une variation inattendue positive du taux d'intérêt de 1%, le marché boursier répond négativement et instantanément par une baisse de 4,9% des prix réels des actions. Après cette réaction instantanée négative, les prix réels des actions continuent de chuter pour atteindre leur réponse maximale (6,23%) après 2 mois, ensuite augmentent significativement jusqu'au 27ème mois, période après laquelle les effets du choc structurel de politique monétaire restrictive s'estompent et deviennent non significatifs. Les prix réels des actions réagissent négativement au choc structurel de politique monétaire restrictive durant toute la période d'observations.

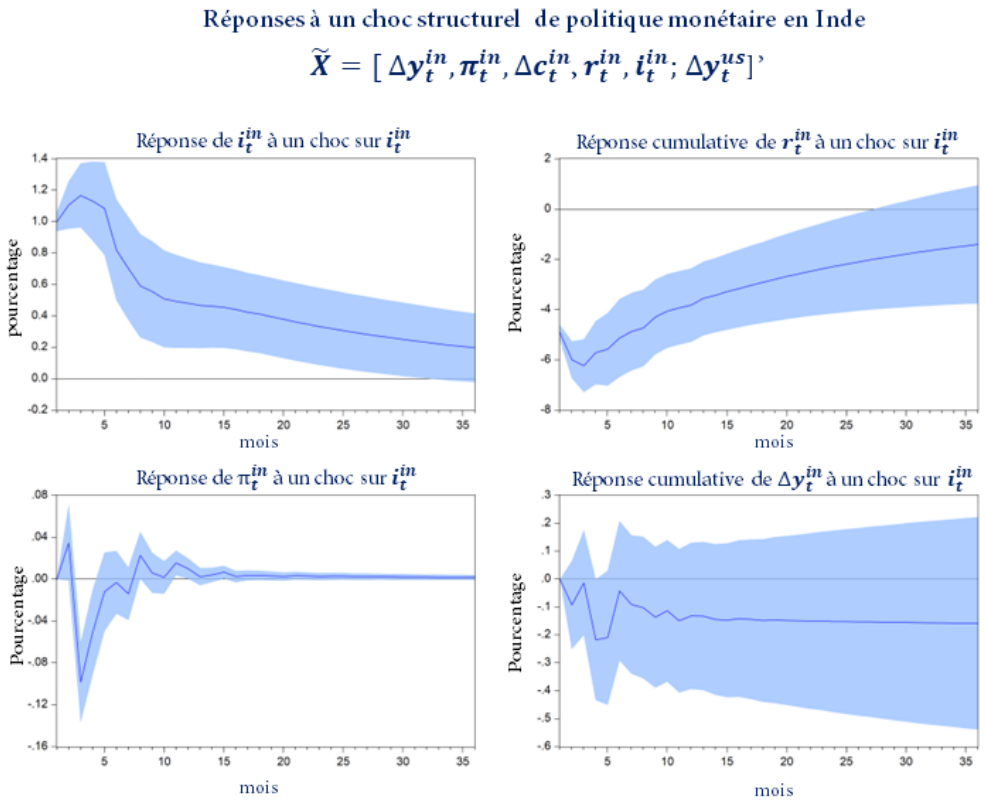

Figure 3.5. Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Inde.

La réponse du taux d'inflation à la variation positive inattendue du taux d'intérêt rappelle celle observée avec les données canadiennes. Une réaction négative du taux d'inflation est observée entre le deuxième et le huitième mois. Les réponses observées durant toutes les autres périodes sont positives ("price puzzle") mais non significatives. À long terme par contre, les effets des chocs sur le taux d'inflation baissent et disparaissent. Du côté de l'indice de production industrielle de l'Inde, nous constatons que les résultats restent non significatifs durant toute la période d'observations. Un choc structurel positif de politique monétaire fait réagir négativement l'indice de production industrielle dans le court et le long terme.

3.2.6 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans incertitude en Chine

La figure 3.6 présente les réponses du taux d'intérêt, des prix réels des actions sur le marché boursier, de l'indice de production industrielle et du taux d'inflation de la Chine à la suite d'un choc structurel de politique monétaire.

Une variation inattendue positive du taux d'intérêt de la Chine de 1% entraîne une réaction négative instantanée des cours réels des actions sur le marché boursier qui baissent immédiatement de 2,53%, résultat conforme à ce que suggère la théorie. Après cette réaction initiale, les prix des actions baissent pour atteindre leur valeur maximale au deuxième trimestre (4,35%). Les cours réels des actions réagissent négativement à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive. À long terme ces effets s'estompent et deviennent non significatifs après un an et demi environ.

L'effet sur le taux d'inflation de la Chine peut suggérer une énigme des prix mais il demeure non significatif durant toute la période d'observations. La réaction négative à un choc structural de politique monétaire restrictive est observée entre le cinquième et le neuvième mois.

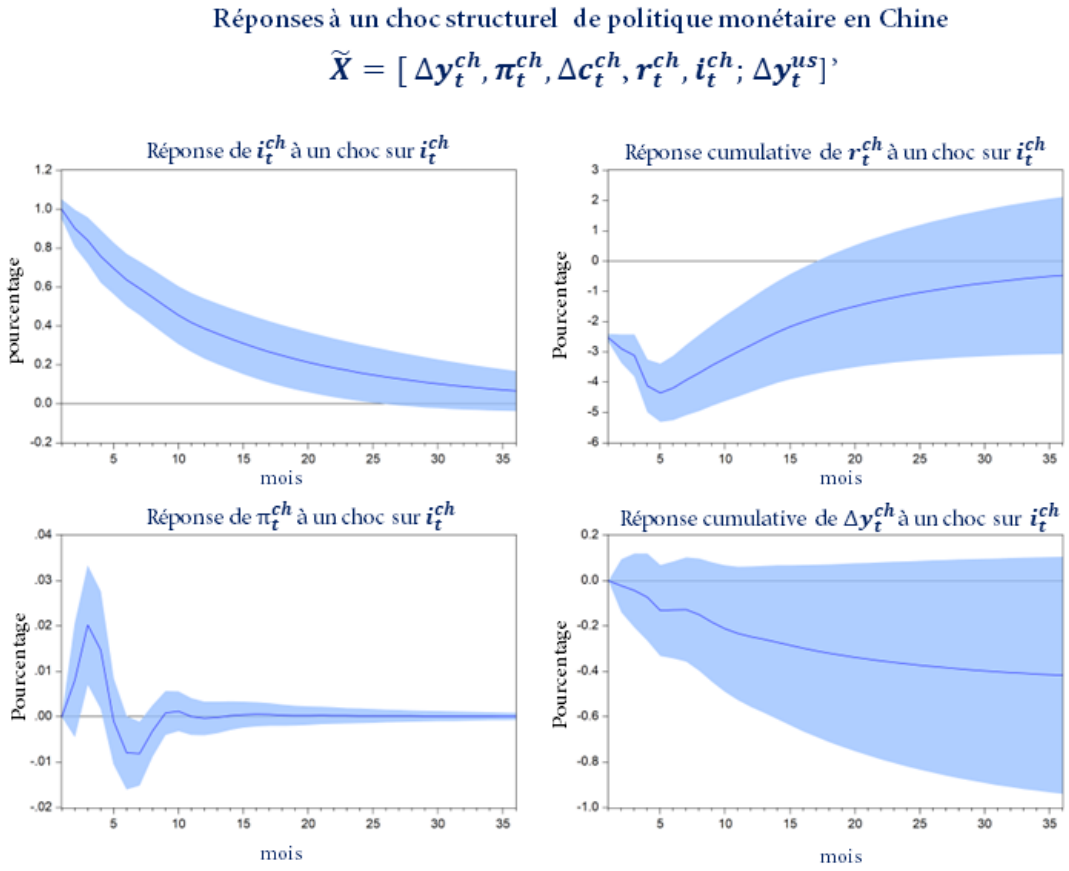

Figure 3.6. Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Chine.

L'indice de production industrielle quant à lui réagit négativement à une variation positive inattendue du taux d'intérêt. Toutefois, cette réaction est non significative.

3.2.7 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud

La figure 3.7 présente les résultats des réponses des variables d'intérêt aux chocs structurels de politique monétaire en Afrique du Sud. Ces chocs entraînent une variation

positive initiale du taux d'intérêt d'un pourcent. Cette variation inattendue du taux d'intérêt fait réagir négativement le marché boursier dont les prix des actions baissent immédiatement de 1,13%. Dans le court terme, cette baisse initiale est suivie d'une chute des cours réels des actions qui atteignent leur valeur maximale (1,67%) au neuvième mois. Après cette période, les prix réels des actions augmentent significativement pour retrouver leur valeur moyenne. Le marché boursier sud africain réagit négativement aux chocs structurels de politique monétaire restrictive et sa réponse reste significative durant toute la période d'observations.

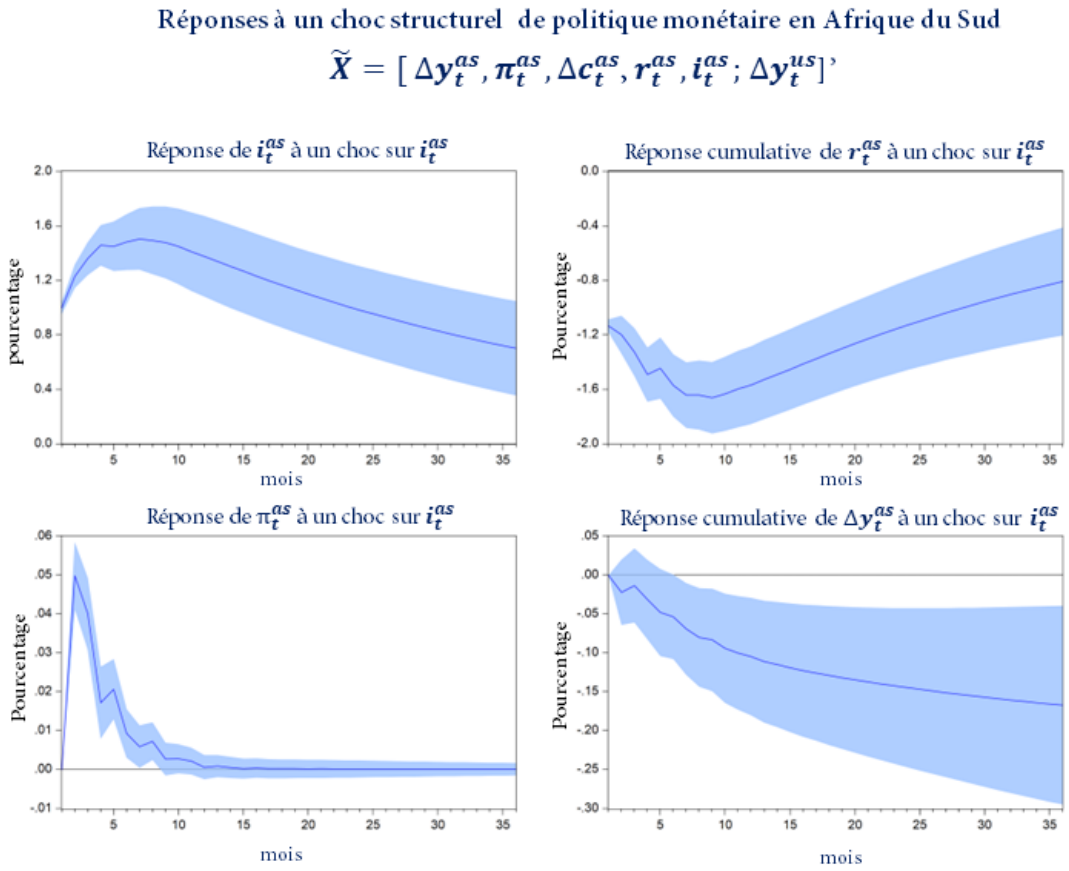

Figure 3.7. Effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud.

Le taux d'inflation a une réponse analogue à celle des États-Unis, qui contrairement à ce que nous suggère la théorie économique, réagit positivement et significativement à une variation initiale positive inattendue du taux d'intérêt. L'indice de production industrielle annualisé de l'Afrique du Sud réagit conformément aux résultats prédit par la théorie. En effet, à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive, la production industrielle réagit négativement et baisse durant tout l'horizon d'observations. Cette réponse devient significative après le sixième mois d'observations.

3.2.8 Comparaison des amplitudes des réponses aux chocs de politique monétaire des marchés émergents et développés dans un modèle sans incertitude de politique économique

Pour entreprendre l'étude comparée des réponses des rendements boursiers des marchés émergents et développés, nous procédons de deux manières. Premièrement nous comparons la valeur numérique des réponses initiales des marchés boursiers aux chocs de politique monétaire dans les deux groupes de pays. Ensuite, nous comparons les amplitudes et leur significativité. Les résultats des ampleurs des réponses aux chocs de politique monétaire dans les marchés émergents du BRICS, du Canada et des États-Unis sont documentés dans le tableau 3.1

Les prix réels des actifs boursiers des pays émergents et des pays développés réagissent négativement initialement à une variation positive de 1% du taux d'intérêt, mais à des proportions différentes et des niveaux variables de significativité. Les valeurs initiales des réponses des cours réels des actions à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive de 100 points de base est de - 158 points de base aux États-Unis et - 78 points de base au Canada. Elles sont significatives durant 34 mois d'observations aux États-Unis et 24 mois au Canada. Les marchés boursiers de l'Inde, de la Russie et de la Chine ont des réactions initiales supérieures en valeur absolue à celles des États-Unis et du Canada. En effet, une variation positive inattendue du taux d'intérêt

de 1% entraîne initialement une variation négative des prix réels des actions sur le marché boursier de 4,9% en Inde, 3,7% en Russie, 2,53% en Chine (toutes supérieures à 1,58% aux États-Unis et 0,78% au Canada). Le marché boursier brésilien est le seul à avoir une réaction initiale négative inférieure en valeur absolue à celle des États-Unis et du Canada (0,633%). Les prix réels des actions en Afrique du Sud ont une réponse initiale inférieure en valeur absolue à celle des cours des actions sur le marché boursier américain (1,13% < 1,58%), mais supérieure à celle du marché canadien (1,13% > 0,78%).

Les résultats présentés dans le tableau 3.1 montrent que les réponses des prix des actifs boursiers de l'Inde, de la Russie et de la Chine ont des amplitudes environ 3 fois supérieures à celles des États-Unis et 4 fois supérieures à celles du Canada (6,23% en Inde, et 4,35% en Chine, 4,17% en Russie contre 1,77% aux États-Unis et 1,02% au Canada). Le marché boursier sud africain enregistre une amplitude inférieure à celle des États-Unis (1,67% < 1,77%), mais supérieure à celle du Canada (1,67% > 1,02%), tandis que l'amplitude des réponses des prix réels sur le marché boursier brésilien est inférieure à celles du Canada et des États-Unis (0,633% < 1,02% < 1,77%) (Voir tableau 3.1). Concernant la durée de significativité des réponses, les marchés boursiers américain et canadien ont une durée de significativité plus importante que celle des marchés boursiers brésilien, et chinois. Les réponses de l'Afrique du Sud et de la Russie ont respectivement des durées de significativité supérieure à 36 mois en Afrique du Sud, égale à 36 mois en Russie et égale à 27 mois en Inde.

Tableau 3.1. Réactions des rendements boursiers sans incertitude macroéconomique

Pays	Réponse$_0^{(1)}$	Réponse$_{max}^{(2)}$	Durée de significativité des réponses
États-Unis	-1,58%	-1,77%	34 mois
Canada	-0,78%	-1,02%	24 mois
Brésil	-0,633%	-0,633%	16 mois
Russie	-3,7%	-4,17%	36 mois
Inde	-4,9%	-6,23%	27 mois
Chine	-2,53%	-4,35%	17 mois
Afrique du Sud	-1,13%	-1,67%	> 36 mois

$^{(1)}$Réponse$_0$: La valeur de la réponse initiale, $^{(2)}$Réponse$_{max}$: La valeur de la réponse maximale.

3.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique

Rappelons que Baker *et al.* (2016) définissent l'indice d'incertitude de politique économique (indice EPU) comme le risque économique associé à des politiques économiques gouvernementales et à des cadres réglementaires futurs non définis. Cet indice accroît le risque que les entreprises et les individus retardent leurs dépenses et leurs investissements en raison de l'incertitude des marchés.

La méthode de construction de l'indice EPU utilisée dans la majorité des pays, est basée sur la quantification mensuelle de la fréquence avec laquelle on retrouve rapportée une combinaison d'expressions relatives à une situation d'incertitude quant à différentes facettes de la politique économique dans les médias majeurs du pays. Le site web `www.policyuncertainty.com` contient les données et les détails du processus de calcul de l'indice d'incertitude de politique économique de plusieurs pays.

Nous l'introduisons dans le VAR car selon Brogaard et Detzel (2015), il peut être utilisé

pour prédire les rendements futurs du marché financier. En effet, pendant les périodes de forte incertitude nous observons une diminution de la rentabilité boursière ; Aussi Pastor et Veronesi (2012) suggèrent que l'EPU doit être considéré comme un facteur de risque et compensé par une prime. Tous les résultats de cette analyse sont contenus dans l'appendice (Figure C1 à C7) et le tableau 3.2 (page 62).

3.3.1 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique pour les États-Unis

En introduisant dans le modèle vectoriel autorégressif américain la variable de l'incertitude de politique économique, nous obtenons les résultats présentés dans la figure C.1. La présence de cette mesure d'incertitude dans le modèle affecte considérablement les résultats pour les États-Unis.

Un choc structurel de politique monétaire restrictive fait varier initialement le taux d'intérêt de 1%. Cette variation du taux d'intérêt entraîne une réponse négative des cours réels des actions qui chutent immédiatement de 8,49%. Avec une amplitude de 9,29%, sa réponse est considérablement supérieure à celle du modèle sans incertitude de politique économique dans le VAR (valeur absolue (réponse$_0$) = 1,56%, valeur absolue (réponse$_{max}$) = 1,76%). Dans le court et le long terme, la réponse des prix des actions réagit négativement à un choc structurel de politique monétaire restrictive et cette réponse est significative durant toute la période d'observations.

Dans le court terme le taux d'inflation répond négativement au choc structurel de politique monétaire restrictive entre le troisième et le cinquième mois, septième et onzième mois, quatorzième et seizième mois, mais cette réponse est non significative. Dans le long terme, les effets du choc structurel de politique monétaire restrictive sur le taux d'inflation disparaissent. L'indice de production industrielle répond négativement à un choc structurel de politique monétaire restrictive après le premier trimestre. Cette réac-

tion est toutefois non significative durant tout l'horizon d'observations.

3.3.2 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Canada

Le modèle vectoriel autorégressif avec une mesure d'incertitude macroéconomique appliqué aux données canadiennes n'apporte pas beaucoup de changements aux résultats obtenus dans le VAR sans incertitude de politique économique (Voir figure C.2).

Un choc structurel de politique monétaire restrictive entraîne une variation initiale négative des prix réels des actions qui chutent immédiatement de 0,49% (contre 0,78% dans le modèle précédent). La présence de l'incertitude de politique économique réduit l'amplitude de la réponse des rendements boursiers cumulatifs qui passent de 1,02% dans un modèle sans incertitude de politique économique à 0,80% dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique. La réponse des cours réels des actions à une variation positive du taux d'intérêt reste négative durant tout l'horizon d'observations, mais cesse d'être significative après 18 mois (24 mois dans le modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique).

Dans le court terme l'inflation répond négativement au choc structurel de politique monétaire restrictive entre le deuxième et le sixième mois. Dans le long terme, ces effets s'estompent et disparaissent.

La réponse de la production industrielle quant à elle est négative à partir du deuxième mois. Elle demeure toutefois non significative durant toute la période d'observations.

3.3.3 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil

Au Brésil, l'introduction d'une mesure d'incertitude macroéconomique dans le VAR donne des résultats presque similaires à ceux produit par le modèle sans variable d'incertitude de politique économique. La figure C.3 et le tableau 3.2 présentent ces résultats. Un choc structurel de politique monétaire restrictive fait varier positivement le taux d'intérêt d'un pourcent et entraîne une réponse cumulative négative des rendements boursiers cumulatifs qui chutent immédiatement de 0,630%. Ces effets s'estompent à partir du 16ème mois.

Les réactions du taux d'inflation et de l'indice de production industrielle du Brésil à la suite d'un choc structurel positif sur le taux d'intérêt sont presque similaires à celles présentées dans la figure 3.3 des réponses à un choc de politique monétaire dans un VAR sans mesure d'incertitude macroéconomique.

3.3.4 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Russie

La figure C.4 et le tableau 3.2 montrent que la présence de l'incertitude de politique économique dans le VAR produit des réponses cumulatives des rendements boursiers légèrement plus fortes que celles observées dans le modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique. En effet, à la suite d'une variation positive inattendue du taux d'intérêt de un pourcent, les prix réels des actions réagissent négativement et chutent immédiatement de 3,81% contre 3,70% dans un modèle sans incertitude de politique économique, avec une amplitude de 4,27% contre 4,17% dans un modèle sans d'incertitude de politique économique. Les durées de significativité des réponses des cours réels des actions dans les deux modèles sont similaires.

Les réactions du taux d'inflation et de l'indice de production à un choc de politique mo-

nétaire sont presque similaires à celles observées dans la figure 3.4 des effets des chocs de politique monétaire dans un modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique en Russie.

3.3.5 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Inde

La présence de la variable d'incertitude de politique économique dans le modèle vectoriel autorégressif réduit les effets des chocs structurels de politique monétaire restrictive sur les prix réels des actions du marché boursier indien. Ces résultats sont présentés dans la figure C.5 et le tableau 3.2. En effet, un choc structurel positif de politique monétaire (variation du taux d'intérêt d'1%) entraîne initialement une réponse négative des cours réels boursiers de 3,30% contrairement à 4,9% dans le modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique, avec une amplitude de 4,35% inférieure à celle du modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique (6,23%). La présence de la variable d'incertitude macroéconomique réduit la durée de significativité des réponses qui est de 15 mois pour le modèle avec incertitude et 27 mois pour le modèle sans incertitude. Toutefois, la réponse des prix réels des actifs boursiers reste négative pour les deux modèles durant toute la période d'observations avec des niveaux de significativité variable selon le modèle. À court terme la réponse du taux d'inflation est négative entre le deuxième et le huitième mois. Dans le long terme les effets du choc structurel positif de politique monétaire sur le taux d'inflation disparaissent. La production industrielle réagit essentiellement négativement (excepté au troisième mois) à un choc structurel positif de politique monétaire, mais cette réponse est non significative.

3.3.6 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Chine

La présence de l'incertitude de politique économique dans le VAR réduit les effets des chocs structurels d'une politique monétaire restrictive sur les prix réels des actifs boursiers pour le cas de la Chine. L'analyse de la figure C.6 et du tableau 3.2 révèle que suite à une variation de 1% du taux d'intérêt, la réponse des cours réels des actions sur le marché boursier chinois est négative et baisse immédiatement de 0,84% dans le modèle avec incertitude de politique économique, alors que dans le modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique nous enregistrons une réaction négative initiale de 2,53%. L'amplitude de la réponse des prix réels des actifs boursiers du modèle avec incertitude est inférieure à celle du modèle sans incertitude (2,14% < 4,35%), toutefois, nous constatons qu'à un mois près, les durées de significativité des réponses cumulatives des rendements boursiers réels sont presque égales (18 mois pour le modèle avec incertitude et 17 mois pour le modèle sans incertitude).

À court terme, la réaction négative du taux d'inflation suite à un choc structurel positif de politique monétaire est observée entre le quatrième et le septième mois, et après le huitième mois. Ces effets disparaissent dans le long terme. La production industrielle répond négativement au choc structurel de politique monétaire restrictive durant toute la période des observations, mais cette réponse est cependant non significative.

3.3.7 Effets des chocs de politique monétaire dans un modèle avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud

En introduisant la variable d'incertitude de politique économique dans le VAR, nous obtenons des réponses des cours réels des actions presque similaires à celles du modèle sans mesure d'incertitude macroéconomique pour le cas de l'Afrique du Sud. Ces résultats sont documentés dans la figure C.7 et le tableau 3.2. En effet, une variation

positive inattendue du taux d'intérêt de 1% fait réagir négativement et instantanément les prix réels des cours boursiers qui baissent de 1,19% (1,13% dans le modèle sans incertitude, soit un écart de 0,06%) avec une amplitude de 1, 70% (contre 1,67% dans le modèle sans incertitude, soit un écart de 0.03%). Dans les deux modèles, les prix réels des actifs boursiers répondent négativement au choc structurel de politique monétaire restrictive durant toute la période d'observations, avec la même durée de significativité des réponses (supérieure à 36 mois).

À court terme, la réponse du taux d'inflation est un cas typique de "price puzzle", similaire à ce que nous avons observé dans la figure 3.7 des effets des chocs de politique monétaire sans mesure d'incertitude pour l'Afrique du Sud. Toutefois, dans le long terme ces effets disparaissent et cessent d'être significatifs entre le huitième et le neuvième mois. La production industrielle a une réponse négative au choc structurel de politique monétaire restrictive, cette réponse est cependant non significative.

3.4 Effets des chocs structurels d'incertitude de politique économique

Rappelons que d'après les travaux de Pastor et Veronesi (2012), en moyenne les cours boursiers devraient chuter à l'annonce d'un changement de politique. La baisse des prix des actions devrait être importante si l'incertitude sur la politique gouvernementale est grande, et aussi si le changement de politique est précédé d'un ralentissement économique court ou peu profond. Arouri *et al.* (2016) en étudiant l'impact de l'incertitude des politiques économiques sur les marchés boursiers aux États-Unis sur la période 1900 - 2014 montrent qu'une augmentation de l'incertitude politique réduit considérablement les rendements boursiers et que cet effet est plus fort et persistant pendant les périodes de volatilité extrême.

Les résultats des effets d'un choc structurel d'incertitude de politique économique sur le taux d'intérêt mensuel, le rendement boursier mensuel annualisé et le taux de crois-

sance mensuel annualisé sont présentés dans l'appendice E. Conformément aux résultats que suggèrent les travaux de Pastor et Veronesi (2012) et Arouri *et al.* (2016), l'estimation de la réponse des variables d'intérêt aux chocs structurels positifs d'incertitude de politique économique suggère qu'un choc structurel positif sur la variable de mesure d'incertitude économique entraîne une variation négative inattendue du rendement boursier annualisé aux États-Unis, Canada et dans tous les pays du BRICS. Ces réponses ont toutefois des niveaux de significativité variant d'un pays à l'autre.

Tableau 3.2. Comparaison des amplitudes des réponses cumulatives des rendements boursiers réels au choc de politique monétaire dans les deux modèles

Pays	Modèles	Réponse$_0$	Réponse$_{max}$	Durée de significativité
États-Unis	sans inc_t^{us}	-1,56%	-1,77%	34 mois
	avec inc_t^{us}	-8,49%	-9,29%	supérieure à 36 mois
Canada	sans inc_t^{ca}	-0,78%	-1,02%	24 mois
	avec inc_t^{ca}	-0,49%	-0,80%	18 mois
Brésil	sans inc_t^{br}	-0,633%	-0,633%	16 mois
	avec inc_t^{br}	-0,630%	-0,630%	16 mois
Russie	sans inc_t^{ru}	-3,70%	-4,17%	36 mois
	avec inc_t^{ru}	-3,81%	-4,27%	36 mois
Inde	sans inc_t^{in}	-4.9%	-6,23%	27 mois
	avec inc_t^{in}	-3,30%	-4,35%	15 mois
Chine	sans inc_t^{ch}	-2,53%	-4,35%	17 mois
	avec inc_t^{ch}	-0,84%	-2,14%	18 mois
Afrique du Sud	sans inc_t^{as}	-1,13%	-1,67%	supérieure à 36 mois
	avec inc_t^{as}	-1,19%	-1,70%	supérieure à 36 mois

3.4.1 Comparaison des amplitudes des réponses aux chocs de politique monétaire des marchés émergents et développés dans un modèle avec incertitude de politique économique

Dans le tableau 3.7 ci-dessous, la présence de la variable de l'incertitude de politique économique rend l'amplitude de la réponse cumulative des rendements boursiers réels des États-Unis supérieure à celles des pays du BRICS et du Canada (9,29% aux États-Unis > 4,35% en Inde > 4,27% en Russie > 2,14% en Chine > 1,70% en Afrique du Sud > 0,80% au Canada > 0,63% au Brésil). Tous les pays du BRICS excepté le Brésil, ont des amplitudes de réponse cumulatives des rendements boursiers réels supérieures à celle du Canada.

Tableau 3.3. Réaction des rendements boursiers en présence d'incertitude économique

Pays	Réponse$_0$	Réponse$_{max}$	Durée de significativité des réponses
États-Unis	-8,49%	-9,29%	supérieure à 36 mois
Canada	-0,49%	-0,80%	18 mois
Brésil	-0,63%	-0,63%	16 mois
Russie	-3,81%	-4,27%	36 mois
Inde	-3,30%	-4,35%	15 mois
Chine	-0,84%	-2,14%	18 mois
Afrique du Sud	-1,19%	-1,70%	supérieure à 36 mois

3.5 Vérification de la robustesse des résultats

Le contrôle de la robustesse des résultats est un exercice courant dans les études empiriques. Par cette analyse nous examinons comment l'estimation de certains coefficients de régression se comportent lorsque la spécification de régression est modifiée. Leamer (1983) préconise fortement d'effectuer systématiquement des analyses de sensibi-

lité (vérifications de robustesse) pour aider à diagnostiquer les erreurs de spécification. Notre vérification de robustesse se fait essentiellement de trois façons. Premièrement, nous observons le comportement des réponses cumulatives des rendements boursiers réels en remplaçant dans le VAR le taux de croissance mensuel annualisé de l'indice de production industrielle par l'écart de production (outputgap) dans chaque modèle et pour chaque pays. Pour déterminer l'écart de production de chaque pays nous appliquons le filtre HP (Hodrick-Prescott) sur la série de l'indice de production industrielle de chaque pays. Ce filtre va séparer la série en deux parties, la partie tendancielle et la partie cyclique. La partie cyclique est l'écart de production que nous utilisons dans cette vérification de robustesse. L'intérêt de l'utilisation de l'écart de production à la place du taux de croissance de l'indice de production mensuel annualisé, est d'estimer le modèle de Bjørnland et Leitemo (2009) lequel intègre dans le VAR une variable d'écart de production obtenue en appliquant le filtre HP [1], et voir si ce modèle produit des résultats proche des notres. Ensuite, nous considérons un modèle où nous substituons la mesure de la politique monétaire de chaque pays par une autre mesure du taux d'intérêt. Paquet *et al.* (1996) dans leur recherche sur les effets asymétriques de la politique monétaire, utilisent la pente de la courbe de rendement (yield spread) comme instrument de la politique monétaire. Elle est définie comme la différence entre un taux d'intérêt de long terme (exemples : taux des obligations du gouvernement à 10 ans, taux des obligations

1. L'application d'un filtre de Hodrick-Prescott symétrique de l'indice de production industrielle retranche une tendance calculée en utilisant des valeurs retardées et avancées de la variable à filtrer. À cause du recours à des valeurs avancées et le traitement des observations en fin d'échantillon, ceci peut biaiser la mesure d'écart de production ainsi définie, particulièrement en fin d'échantillon. Conséquemment, d'autres filtres basés sur les méthodes de composantes non observées, ou d'autres méthodes multivariées (p. ex. Blanchard et Quah (1989)) auraient pu être plus utiles et éliminer une possibilité de biais dans les résultats obtenus avec des VAR structurels qui utilisent les mesures d'écart de production estimées avec le filtre HP. Il serait utile de mentionner le point dans une note de bas de page ou dans une phrase pour reconnaître la limitation.

du gouvernement à 30 ans, etc.) et un taux d'intérêt de court terme (exemples : taux de financement à un jour, taux des bons de trésor à 3 mois, etc.). D'après Paquet *et al.* (1996), un des avantages d'utiliser cette mesure est qu'elle sert à isoler la composante des variations du taux d'intérêt attribuée à la politique monétaire. Enfin, nous considérons également la stabilité des réponses au choc structurel monétaire sur une période post 2008, c'est à dire après la crise économique et financière.

Les réponses des prix réels des actions à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive dans les trois modèles sont présentés dans les appendices A, B et D. En substituant premièrement le taux de croissance annualisé de l'indice de production industrielle par l'écart de production, ensuite les taux d'intérêt par les pentes des courbes de rendement, et enfin, en utilisant une période échantillonnale post 2008, comme dans les différents modèles vectoriels autorégressifs, ces résultats nous révèlent que suite à un choc structurel positif de politique monétaire tous les marchés boursiers sélectionnés ont une réponse instantanée négative et significative. Bien que les ampleurs des réponses et les niveaux de significativité vont varier d'un pays à un autre et d'un modèle à un autre, ces résultats correspondant à ceux observés dans les modèles standards. À long terme, les effets des chocs structurels de politique monétaire sur les rendements boursiers réels s'estompent comme dans les deux modèles étudiés précédemment.

Nos résultats sont bel et bien robustes. Que ce soit en substituant le taux de croissance annualisé de l'indice de production industrielle par l'écart de production, ou encore en substituant les différentes mesures de la politique monétaire par les pentes des courbes de rendement, nous obtenons des résultats qui sont conformes à la théorie économique, notamment la réaction négatives et significatives attendues des cours réels des actifs boursiers à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive.

CONCLUSION

La politique monétaire élaborée et mise en oeuvre par les banques centrales a pour but de stabiliser le pouvoir d'achats des ménages, influencer l'activité économique et apporter une stabilité dans les marchés des capitaux. L'instrument principal utilisé pour mener à bien ce contrôle est généralement le taux directeur représentatif de la politique monétaire. Étant donné les arbitrages entre les actifs sur différents marchés financiers, une question pertinente concerne donc l'interaction entre la conduite de la politique monétaire et les marchés boursiers, tant en ce qui a trait à l'identification empirique d'un tel lien, sa significativité, sa quantification et sa robustesse dans le temps. Cette question largement étudiée dans les économies développées, et très peu documentée dans les économies émergents, a suscité l'intérêt de son application dans un échantillon constitué des cinq marchés émergents que sont le Brésil, la Russie, l'Inde, la Chine et l'Afrique du Sud (BRICS). L'objectif général de notre recherche a donc été d'étudier l'existence et l'ampleur des effets des chocs structurels de politique monétaire restrictive sur les rendements réels des actions dans les marchés boursiers émergents à l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel (SVAR) avec des données mensuelles des BRICS. Deux questions ont encadré notre recherche. Premièrement, nous nous sommes intéressés aux effets de court terme et de moyen terme de ces politiques sur la rentabilité boursière réelle des BRICS. En second lieu, une étude comparée des résultats obtenus dans des pays développés tels que le Canada, les États-Unis a été effectuée. Nous nous sommes notamment intéressés à l'amplitude des effets des chocs de politique monétaire sur les marchés développés et émergents. La robustesse des résultats a été vérifiée dans une certaine mesure.

Inspiré des travaux effectués par Bjørnland et Leitemo (2009), portant sur l'identification de l'interdépendance entre la politique monétaire et le marché boursier américain, notre première étape a consisté à estimer des fonctions de réponses avec un modèle vectoriel autorégressif sans variable d'incertitude de politique économique, en utilisant les données mensuelles des États-Unis, Canada, Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud, sur une période débutant soit en 1995, soit en 1999 selon la disponibilité des données et se terminant en 2018. Un choc structurel de politique monétaire a entraîné une variation positive inattendue du taux d'intérêt de 1%, causant instantanément une réaction négatives des cours réels des actions dans tous les pays émergents et développés avec des ampleurs de réponses variant d'un pays à l'autre. Au Brésil nous avons enregistré une réponse négative initiale des cours réels des actions qui baisse de 0,633%, 3,7% en Russie, 4,99% en Inde, 2,53% en Chine et 1,13% en Afrique du Sud, contre 0,78% au Canada et 1,58% aux États-Unis. Les réponses des prix des actifs boursiers de l'Inde, de la Russie et de la Chine ont des amplitudes environ 3 fois supérieures à celles des États-Unis et 4 fois supérieures à celles du Canada (6,23% en Inde, et 4,35% en Chine, 4,17% en Russie contre 1,77% aux États-Unis et 1,02% au Canada). Le marché boursier sud africain a enregistré une amplitude inférieure à celle des États-Unis (1,67% < 1,77%), mais supérieure à celle du Canada (1,67% > 1,02%), tandis que, l'amplitude des réponses des prix réels sur le marché boursier brésilien était inférieure à celles du Canada et des États-Unis (0,633% < 1,02% < 1,77%). Concernant la durée de significativité des réponses, les marchés boursiers américain et canadien ont une durée de significativité plus importante que celle des marchés boursiers brésilien, et chinois. Les réponses de l'Afrique du Sud et de la Russie ont respectivement des durées de significativité supérieure à 36 mois en Afrique du Sud, égale à 36 mois en Russie et égale à 27 mois en Inde. À court terme comme à long terme, les rendements boursiers réels réagissent négativement à un choc structurel de politique monétaire restrictive, toutefois ces effets disparaissent à long terme dans tous les marchés émergents et développés considérés.

Nous avons ensuite estimé les effets d'un choc structurel de politique monétaire sur les rendements boursiers des marchés émergents et développés dans un modèle vectoriel autorégressif intégrant une mesure d'incertitude macroéconomique. Les résultats obtenus dans tous les marchés boursiers sont une fois de plus presque analogues à ceux obtenus par Bjørnland et Leitemo (2009). À court terme, les chocs structurels de politique monétaire sont également suivis d'une réaction instantanée négative observée dans tous les marchés émergents et les pays développés sélectionnés, ces effets négatifs observés à court terme disparaissent dans le long terme. La comparaison des amplitudes des réponses cumulatives des rendements boursiers des marchés émergents nous a révélé des informations plus tôt intéressantes. En effet, en présence d'une mesure d'incertitude macroéconomique dans le VAR, l'amplitude de la réponse des prix réels des actifs boursiers américains est largement supérieure à celles de tous les autres pays.

Les résultats de ces deux modèles, appliqués avec des données mensuelles des pays du BRICS et les pays développés tels que les États-Unis et le Canada, suggèrent une réaction initiale négative des rendements boursiers à la suite d'un choc structurel de politique monétaire restrictive. Ces réactions essentiellement négatives et significatives à court terme, disparaissent dans le long terme, la durée de significativité allant de 17 mois à plus de 36 mois, selon le pays et le modèle estimé. L'ampleur des réponses des rendements boursiers a varié aussi selon le modèle. En effet, nous avons constaté que les amplitudes des réponses des cours réels des actions sur les marchés boursiers des BRICS (excepté le Brésil) sont supérieures à celles des États-Unis et du Canada dans un modèle vectoriel autorégressif sans mesure d'incertitude macroéconomique. Par contre, dans un modèle intégrant une variable d'incertitude macroéconomique, l'amplitude des réponses des cours réels des actions sur le marché boursier américain est nettement supérieure à celles des autres BRICS et du Canada.

Dans le cadre de notre recherche, la vérification de la robustesse a été faite de deux façons. Premièrement, nous avons observé le comportement des réponses des rende-

ments boursiers en remplaçant dans le VAR le taux de croissance mensuel annualisé de l'indice de production industrielle par l'écart de production dans chaque modèle et pour chaque pays. Ensuite, nous avons considéré un modèle où nous avons substitué la mesure de la politique monétaire par la pente de la courbe de rendement de chaque pays.

Certains résultats ont néanmoins présenté quelques faits contre-intuitifs au niveau des réactions de l'inflation ("price-puzzle") et parfois de l'indice de production industrielle. L'énigme des prix est assez commune dans la littérature utilisant des modèles VAR structurels. Aussi on pourrait entrevoir une réponse à la même question de recherche mais avec un modèle vectoriel avec facteurs (FAVAR). En effet, Les modèles VAR sont construits avec un petit nombre de variables pour conserver les degrés de liberté. Bernanke *et al.* (2005) ont présenté trois problèmes potentiels qui découleraient de la rareté des informations utilisées pour estimer les effets des politiques monétaires. Premièrement, l'exclusion de certaines variables pourrait fausser la mesure des chocs de politique monétaire. Deuxièmement, un concept économique pourrait ne pas être parfaitement représenté par un indicateur observable. Enfin, les fonctions de réponses pourraient indiquer uniquement les résultats des variables incluses dans le modèle VAR. Comme solution, Bernanke *et al.* (2005) proposent de regrouper un grand nombre de séries macroéconomiques en quelques facteurs significatifs et appellent ces modèles FAVAR.

APPENDICE A

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE SANS INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

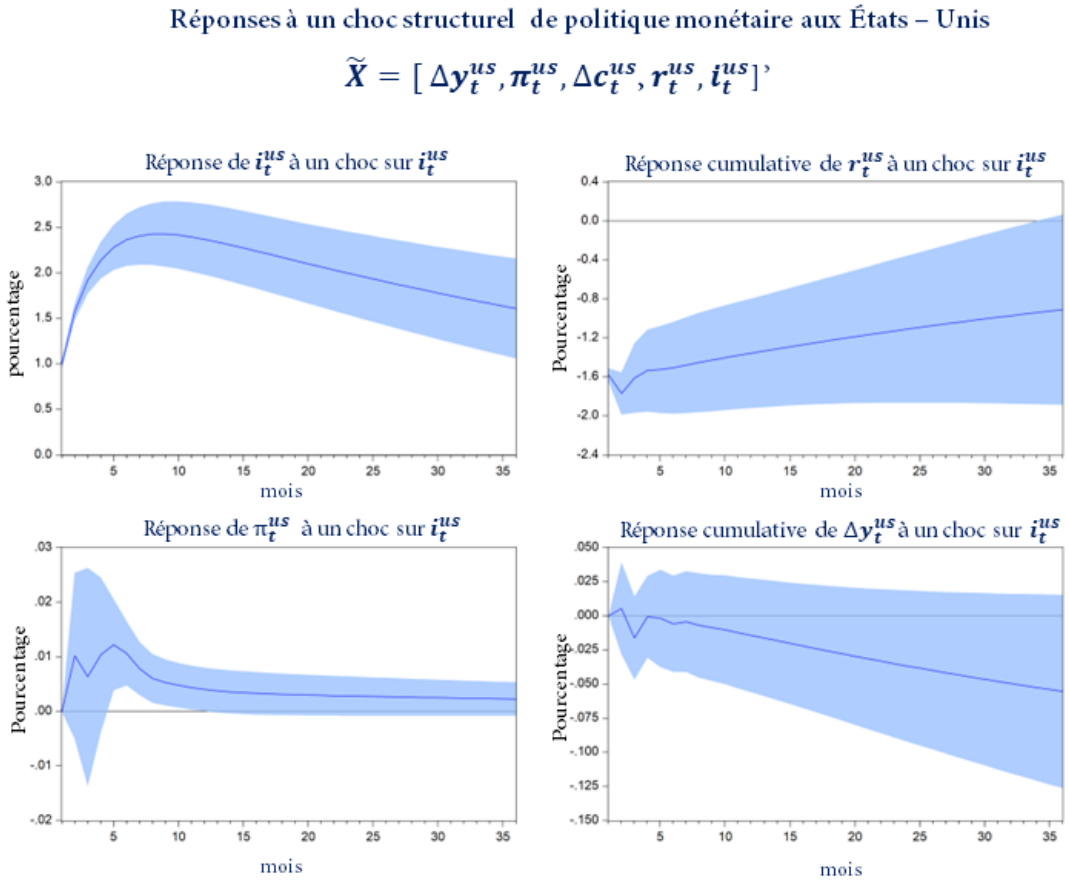

Figure A.1. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et sans inc_t^{us} dans le VAR.

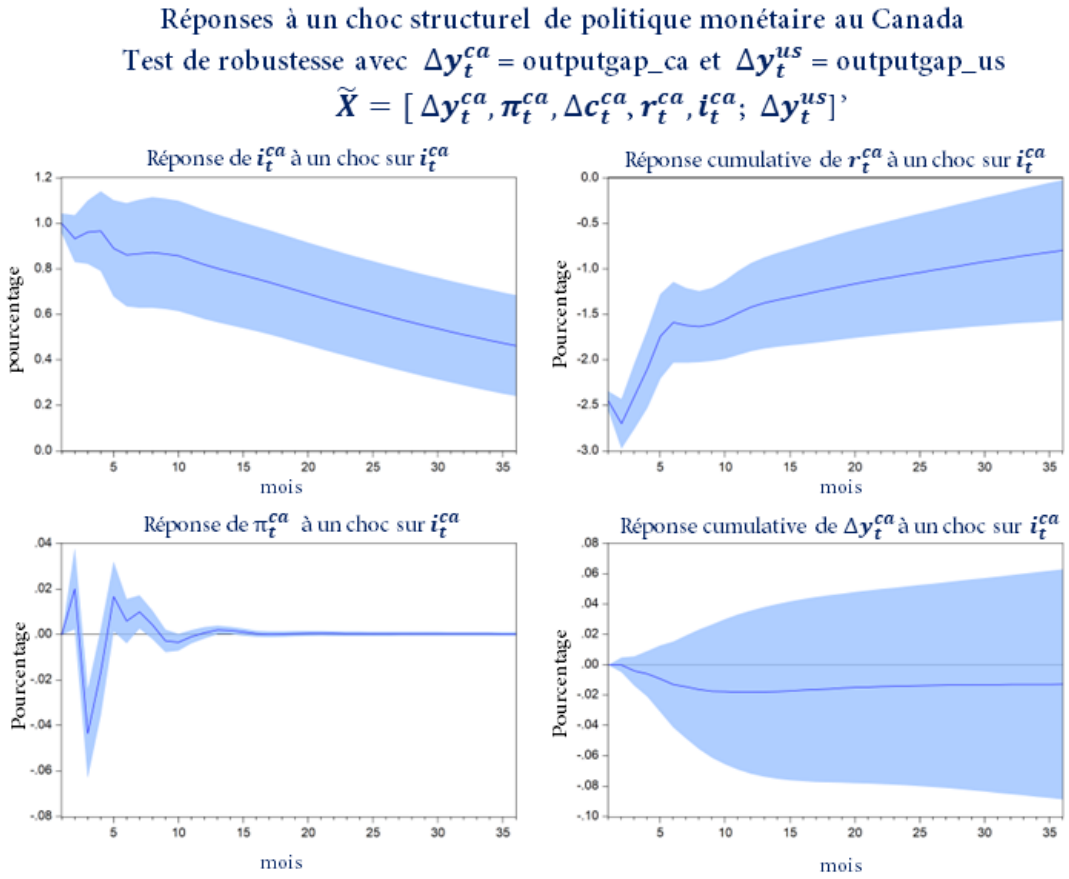

Figure A.2. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ca} = outputgap_{ca}$, et sans inc_t^{ca} dans le VAR.

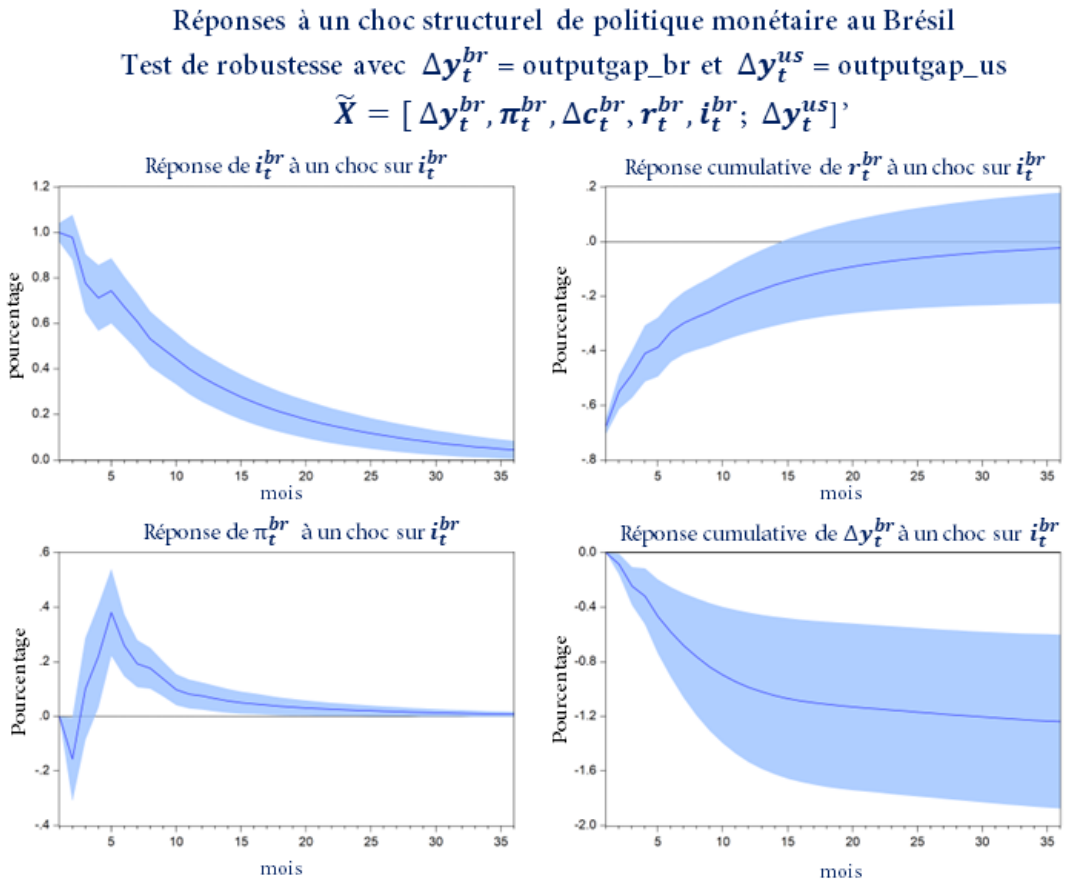

Figure A.3. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{br} = outputgap_{br}$, et sans inc_t^{br} dans le VAR.

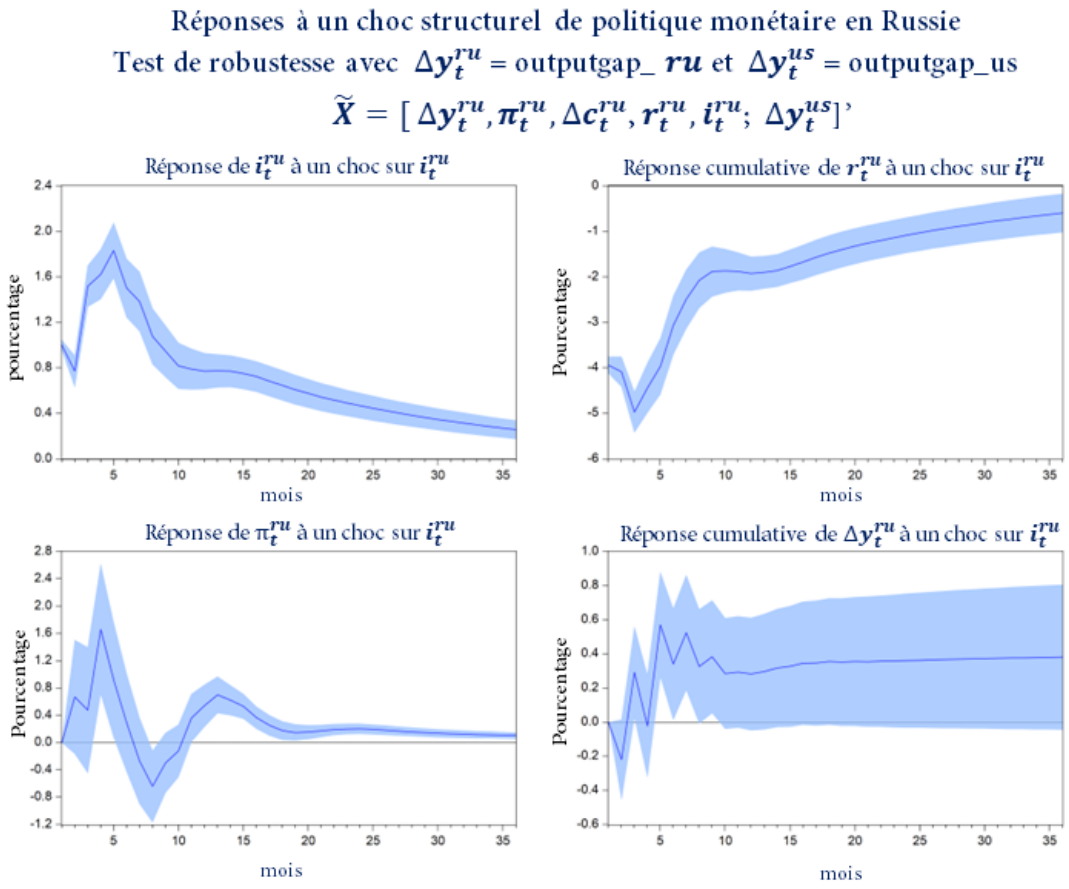

Figure A.4. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ru} = outputgap_{ru}$, et sans inc_t^{ru} dans le VAR.

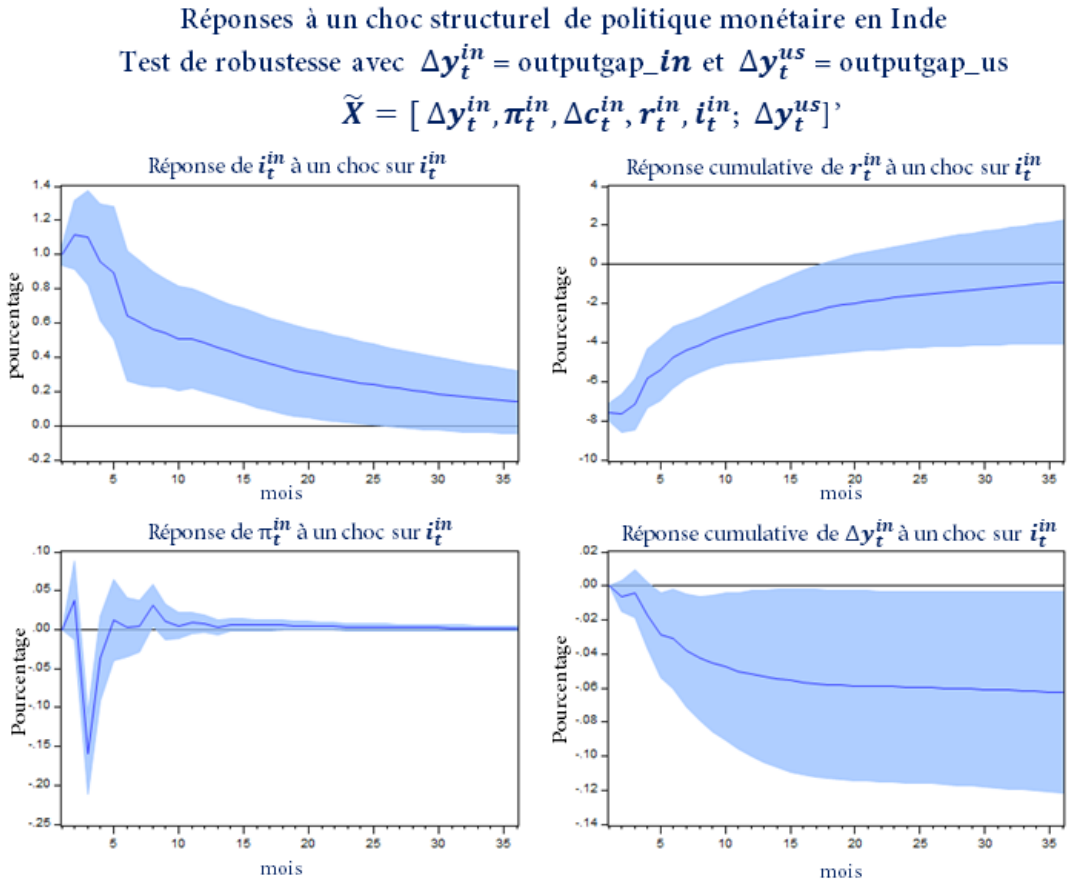

Figure A.5. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{in} = outputgap_{in}$, et sans inc_t^{in} dans le VAR.

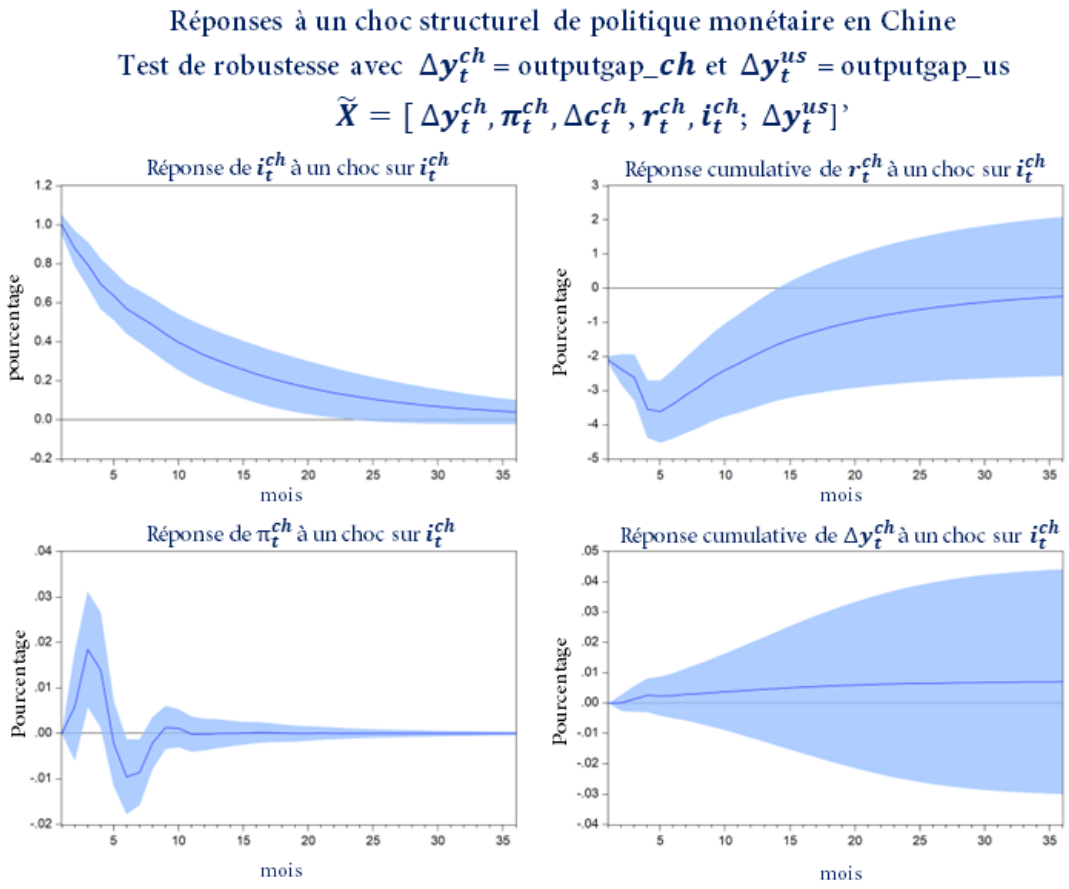

Figure A.6. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ch} = outputgap_{ch}$, et sans inc_t^{ch} dans le VAR.

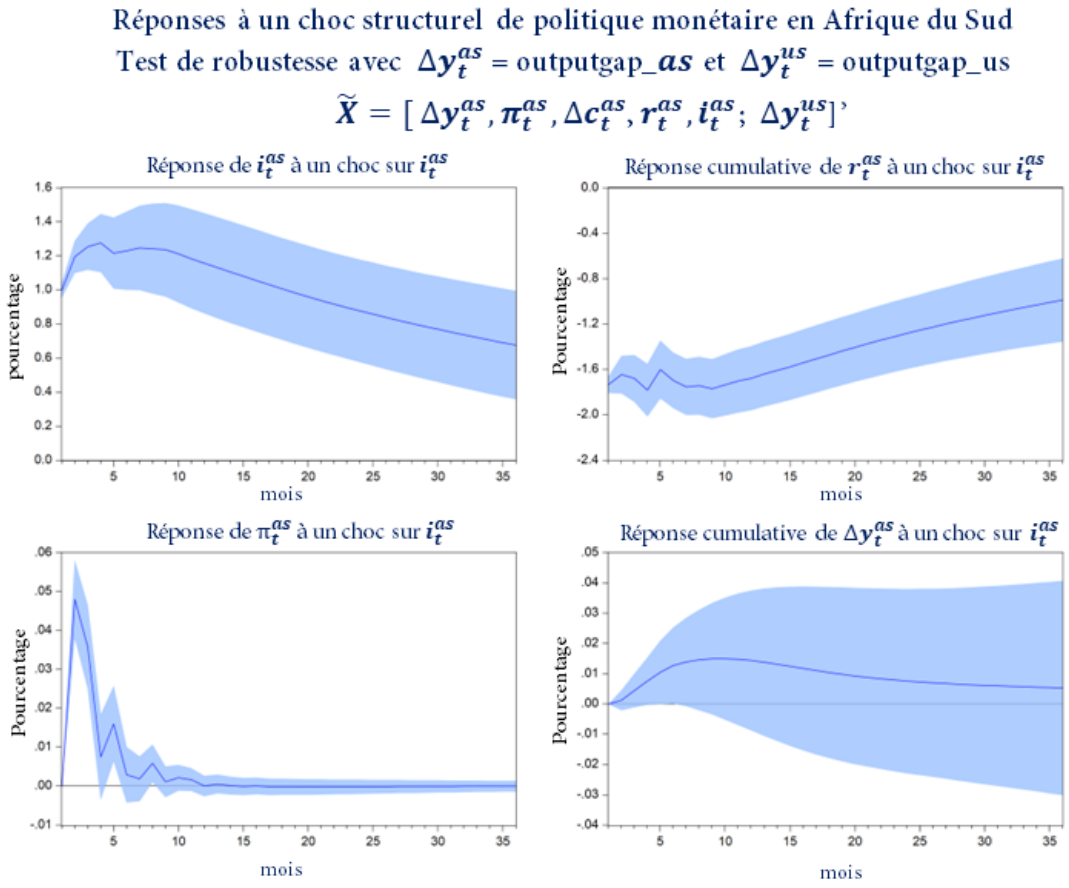

Figure A.7. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{as} = outputgap_{as}$, et sans inc_t^{as} dans le VAR.

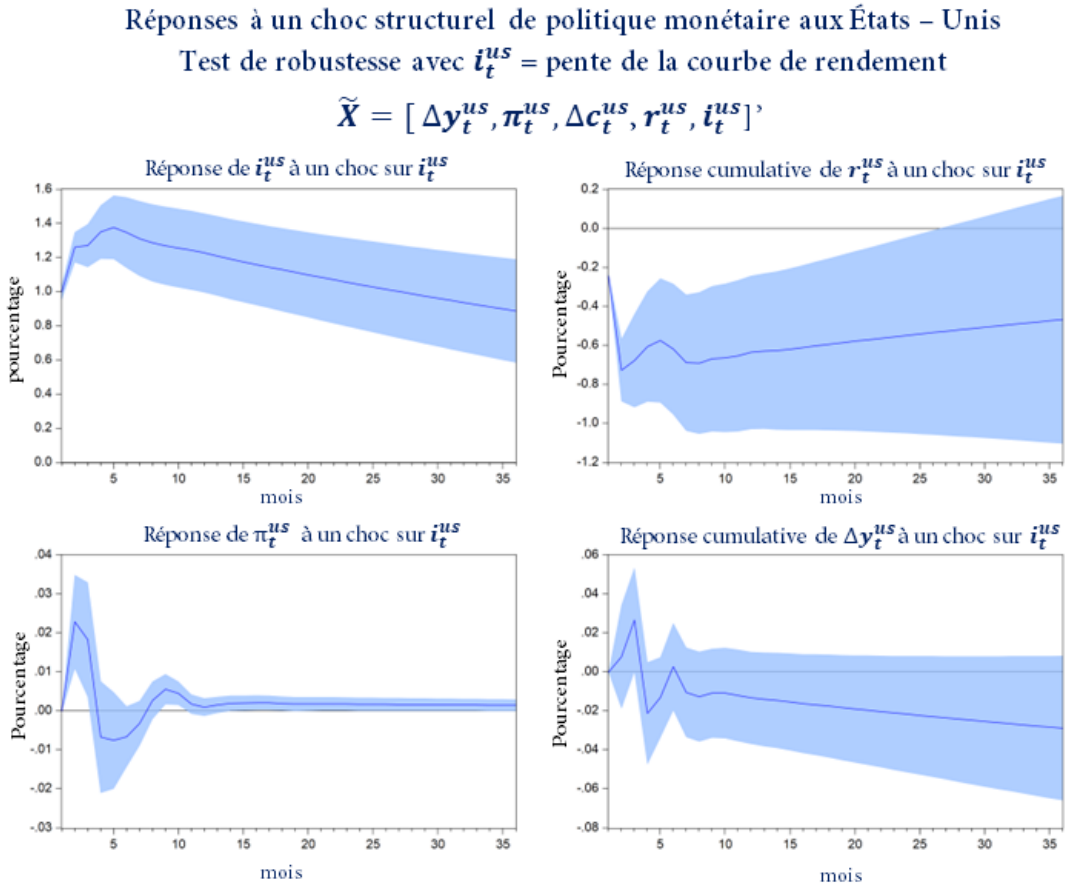

Figure A.8. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec i_t^{us} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{us} dans le VAR.

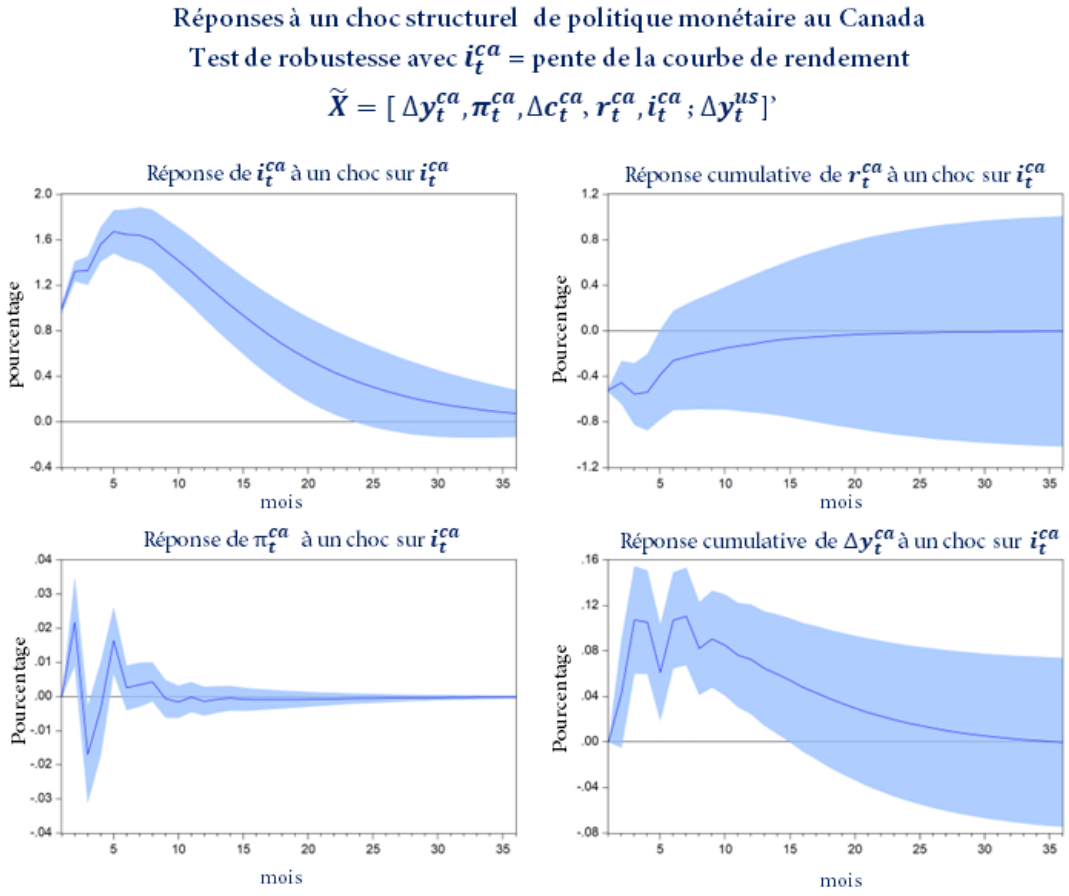

Figure A.9. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec i_t^{ca} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ca} dans le VAR.

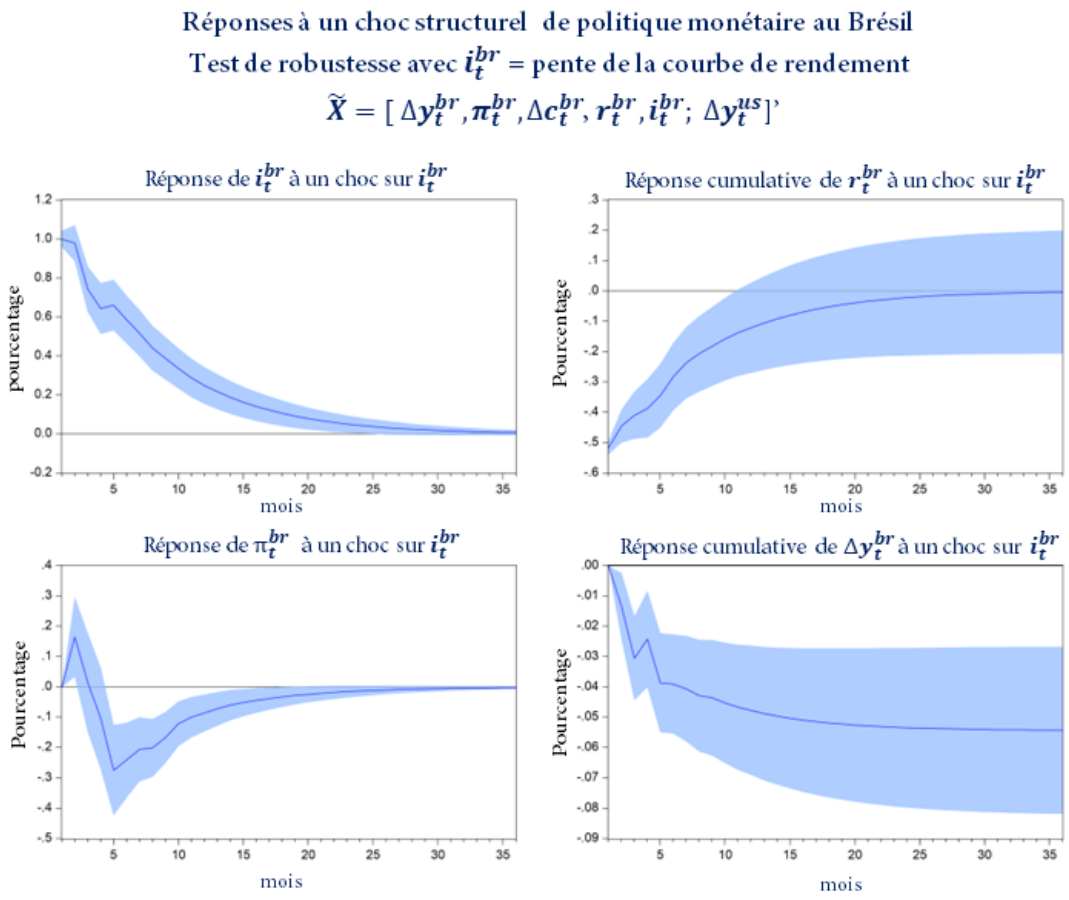

Figure A.10. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec i_t^{br} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{br} dans le VAR.

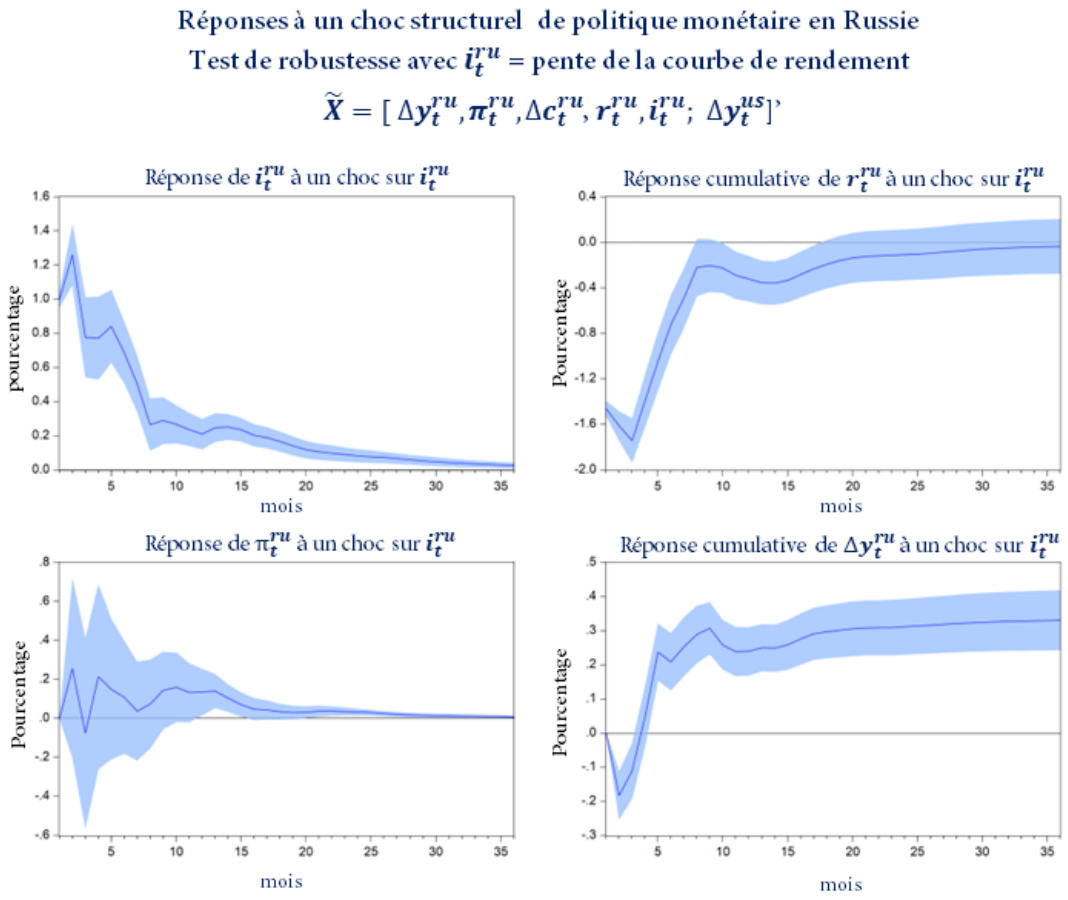

Figure A.11. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec i_t^{ru} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ru} dans le VAR.

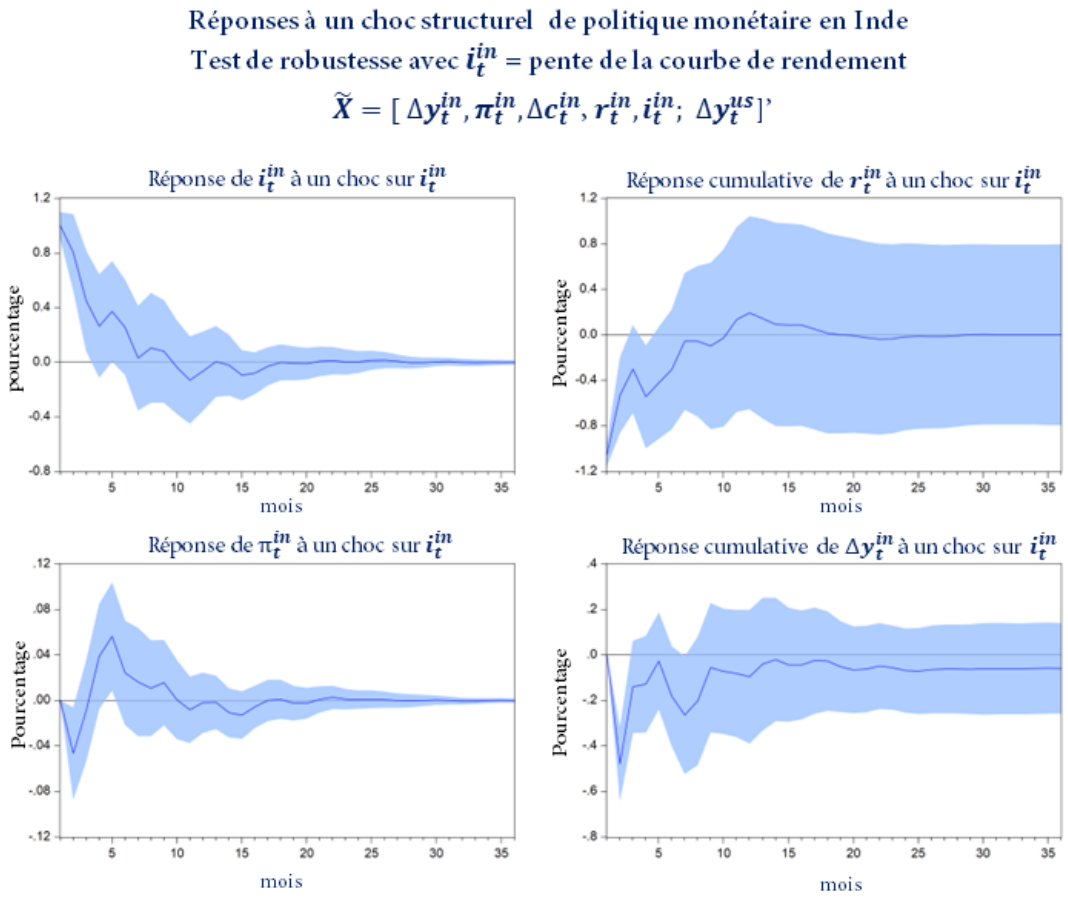

Figure A.12. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec i_t^{in} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{in} dans le VAR.

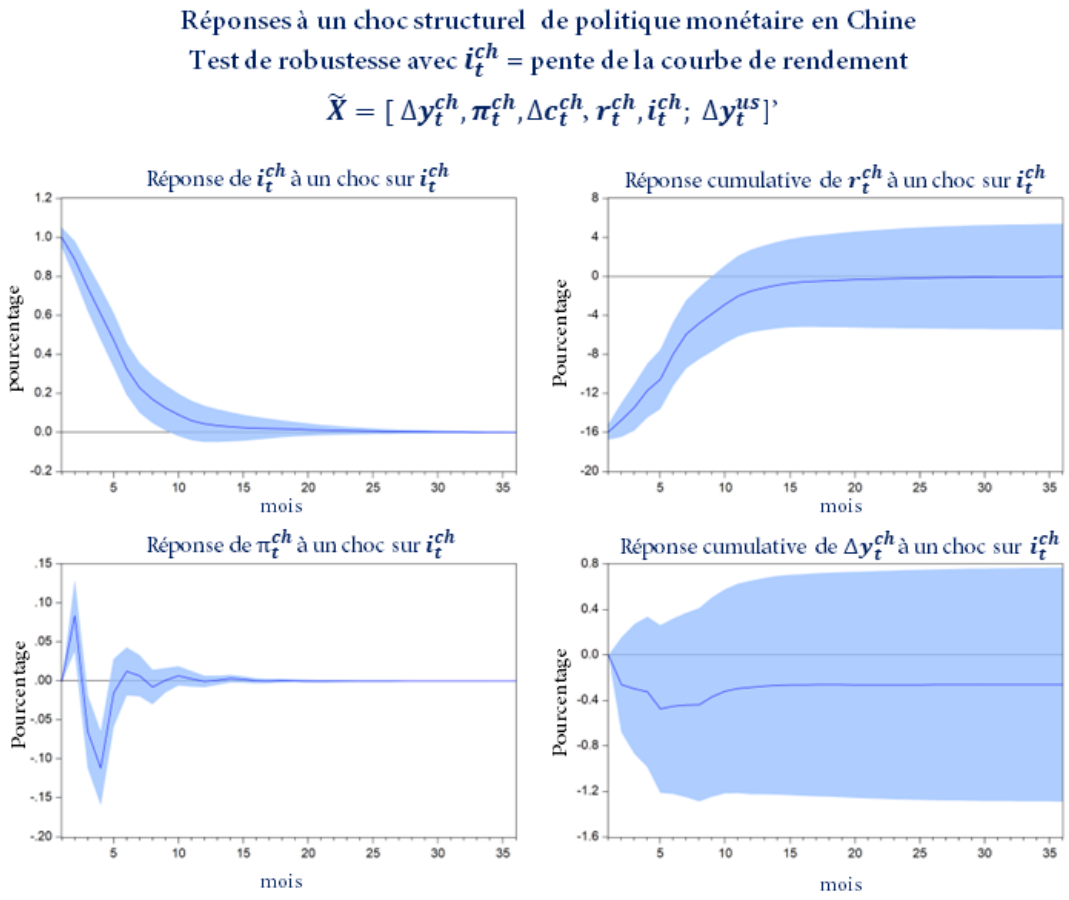

Figure A.13. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec i_t^{ch} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{ch} dans le VAR.

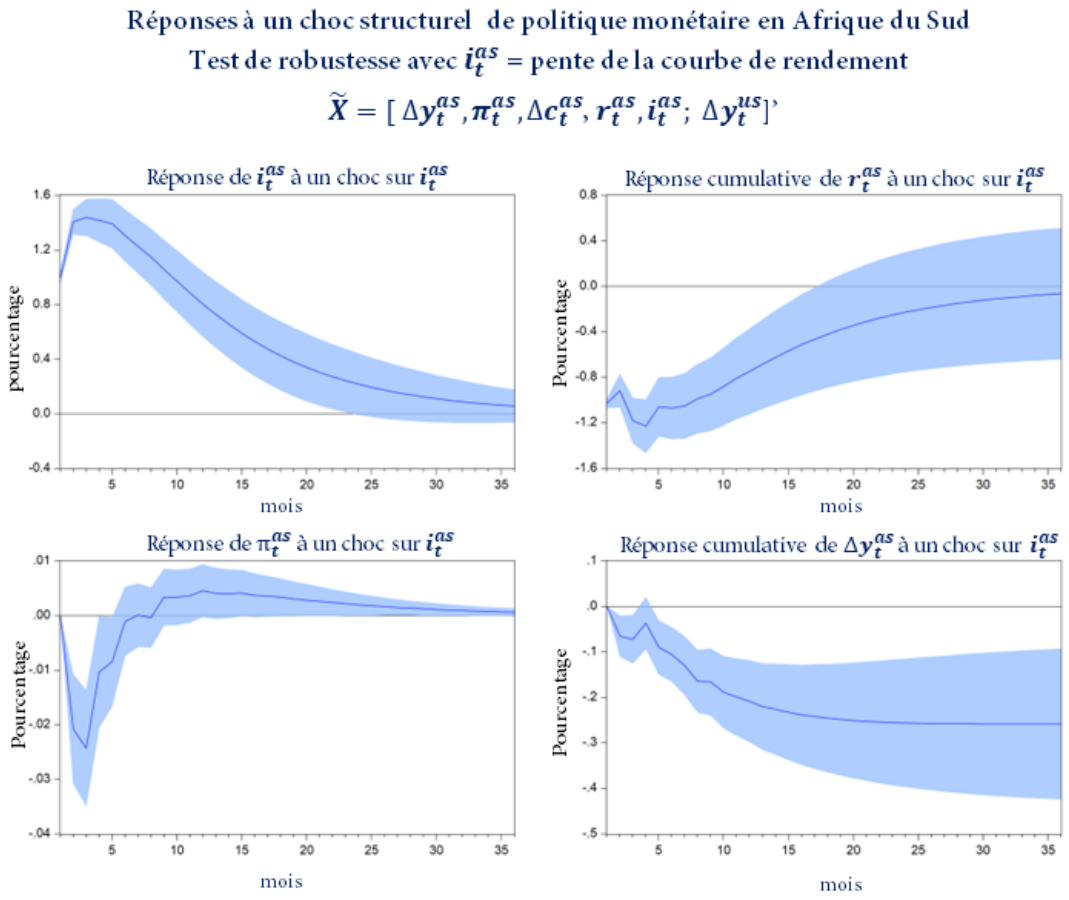

Figure A.14. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec i_t^{as} = pente de la courbe de rendement, et sans inc_t^{as} dans le VAR.

APPENDICE B

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE AVEC INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

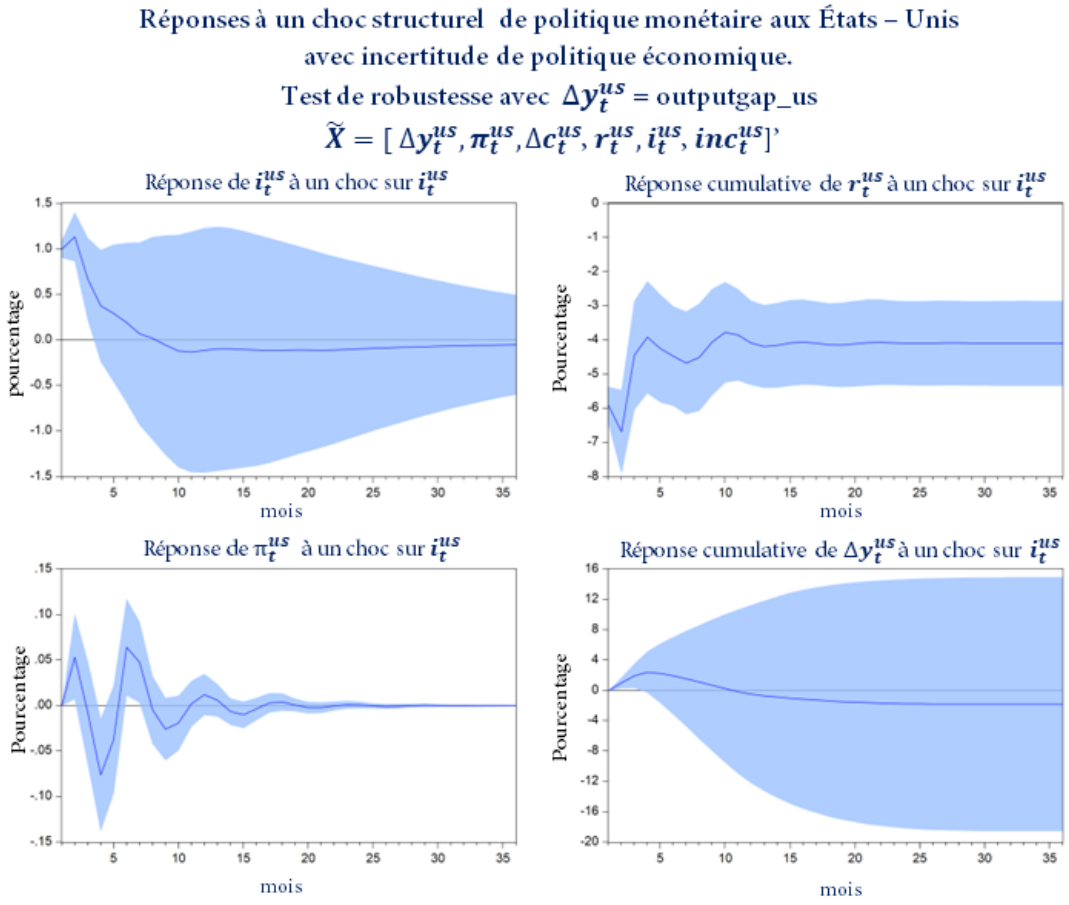

Figure B.1. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$, et inc_t^{us} dans le VAR.

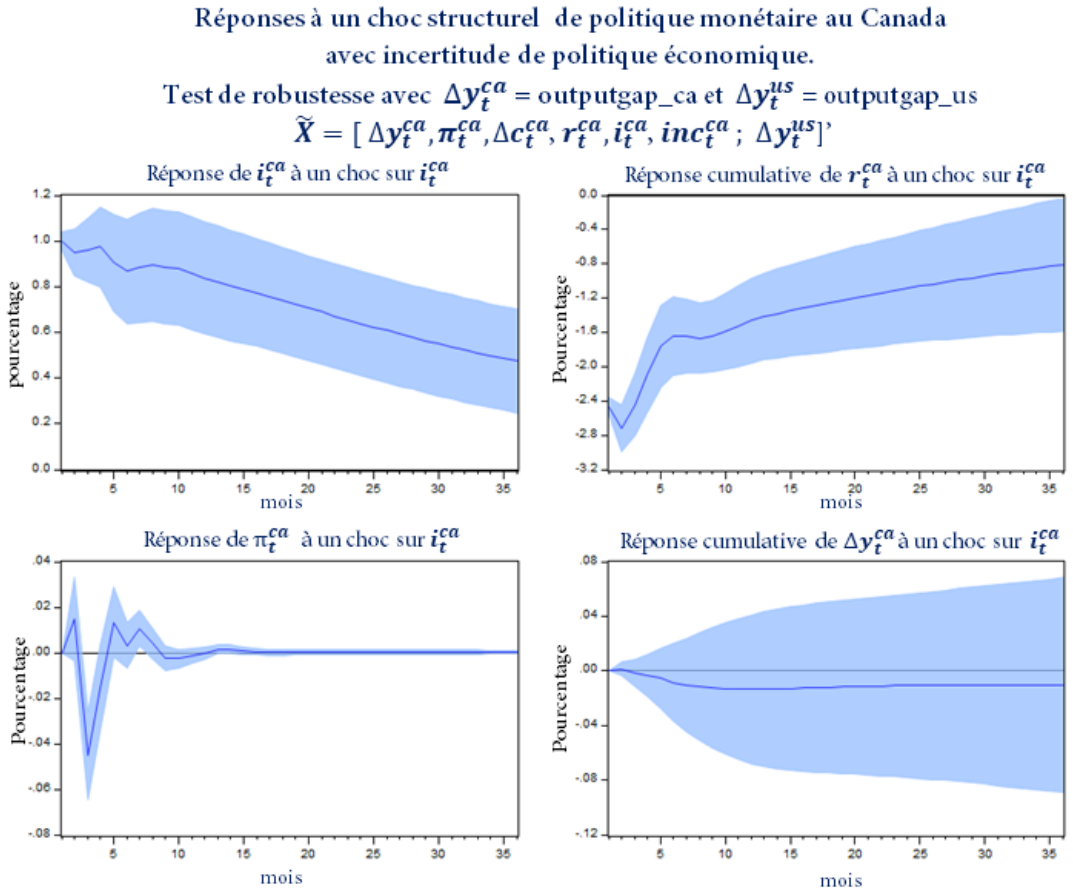

Figure B.2. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ca} = outputgap_{ca}$, et inc_t^{ca} dans le VAR.

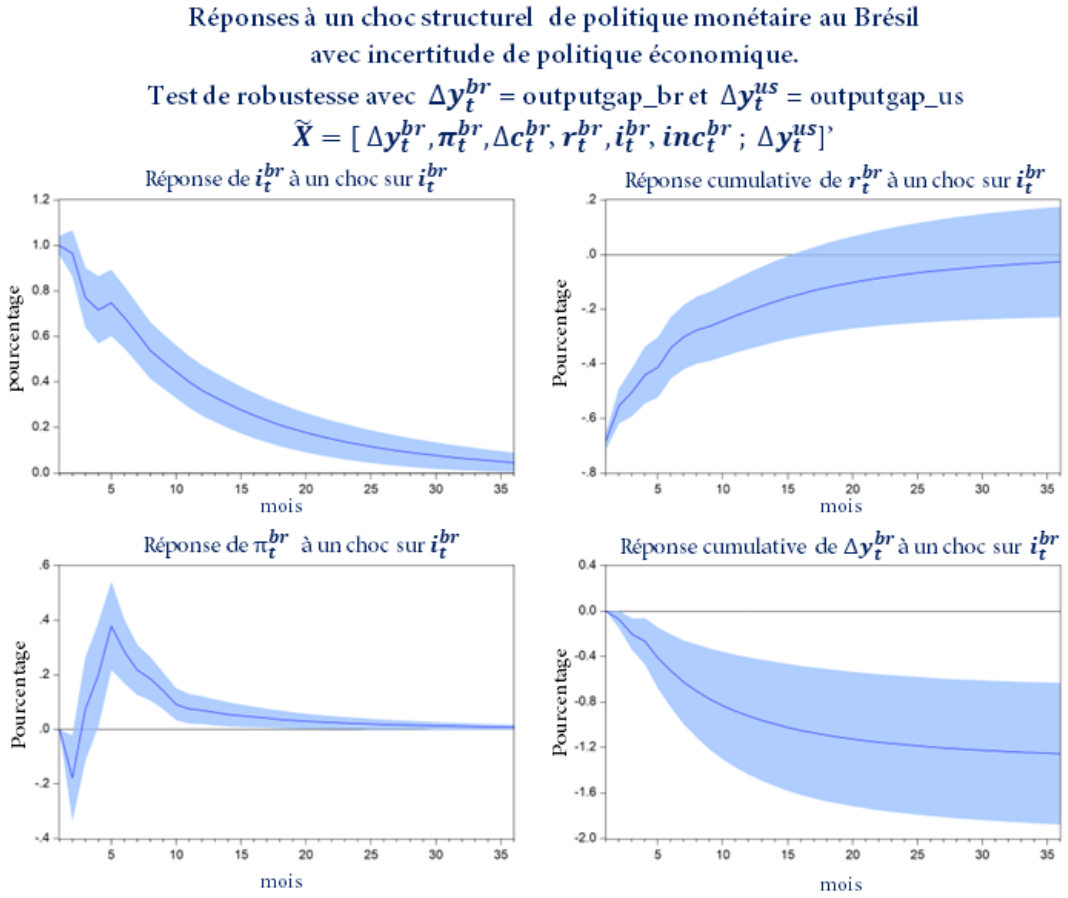

Figure B.3. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{br} = outputgap_{br}$, et inc_t^{br} dans le VAR.

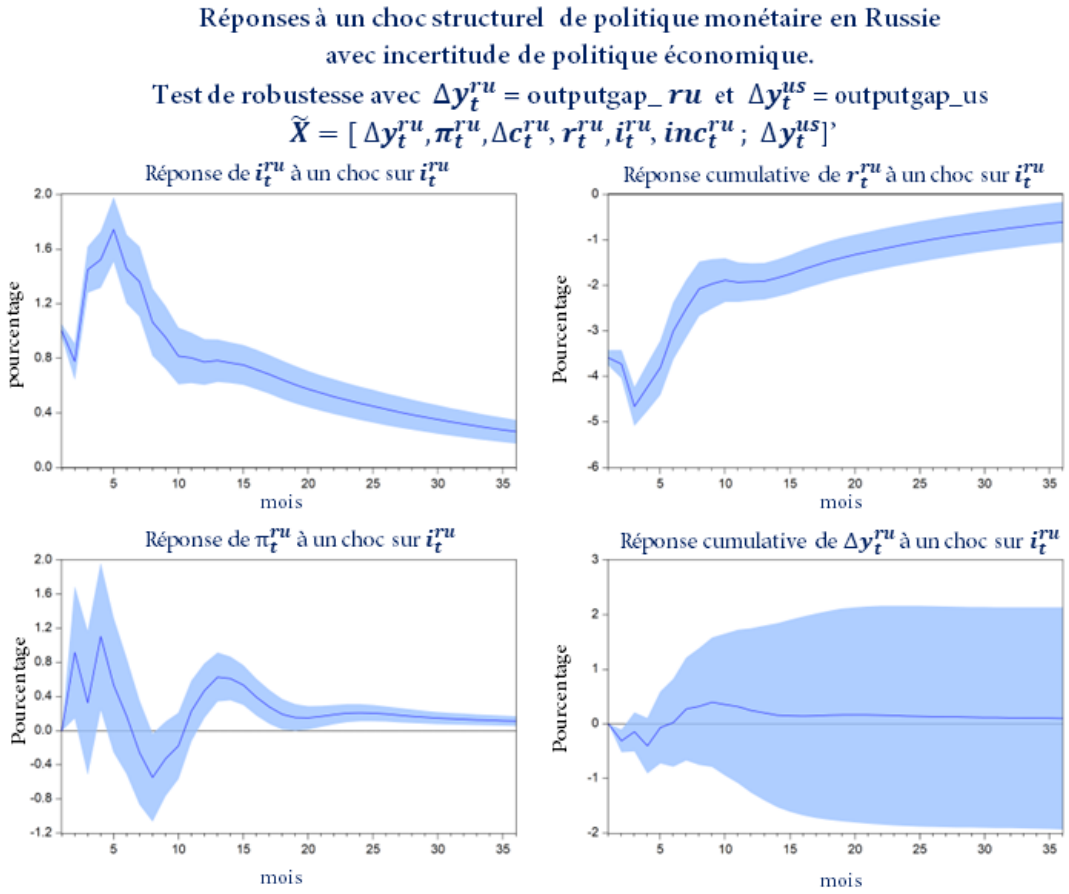

Figure B.4. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ru} = outputgap_{ru}$, et inc_t^{ru} dans le VAR.

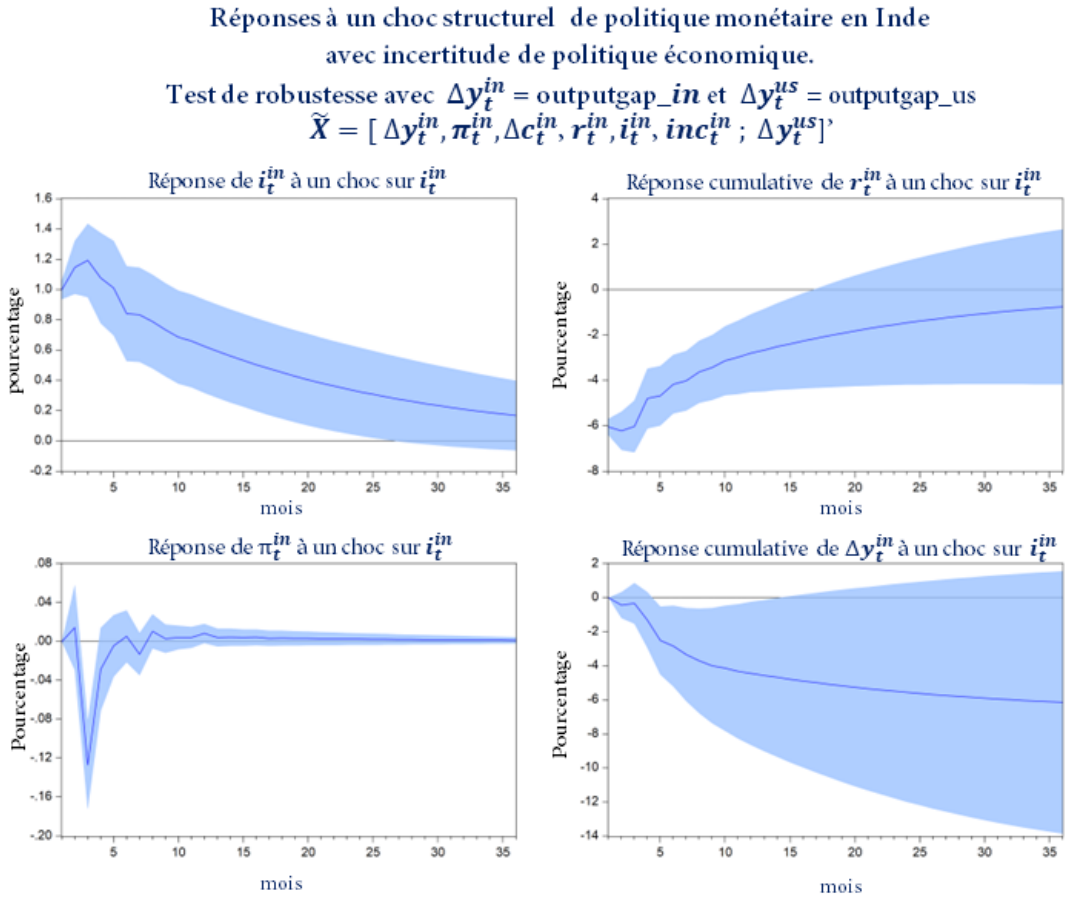

Figure B.5. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{in} = outputgap_{in}$, et inc_t^{in} dans le VAR.

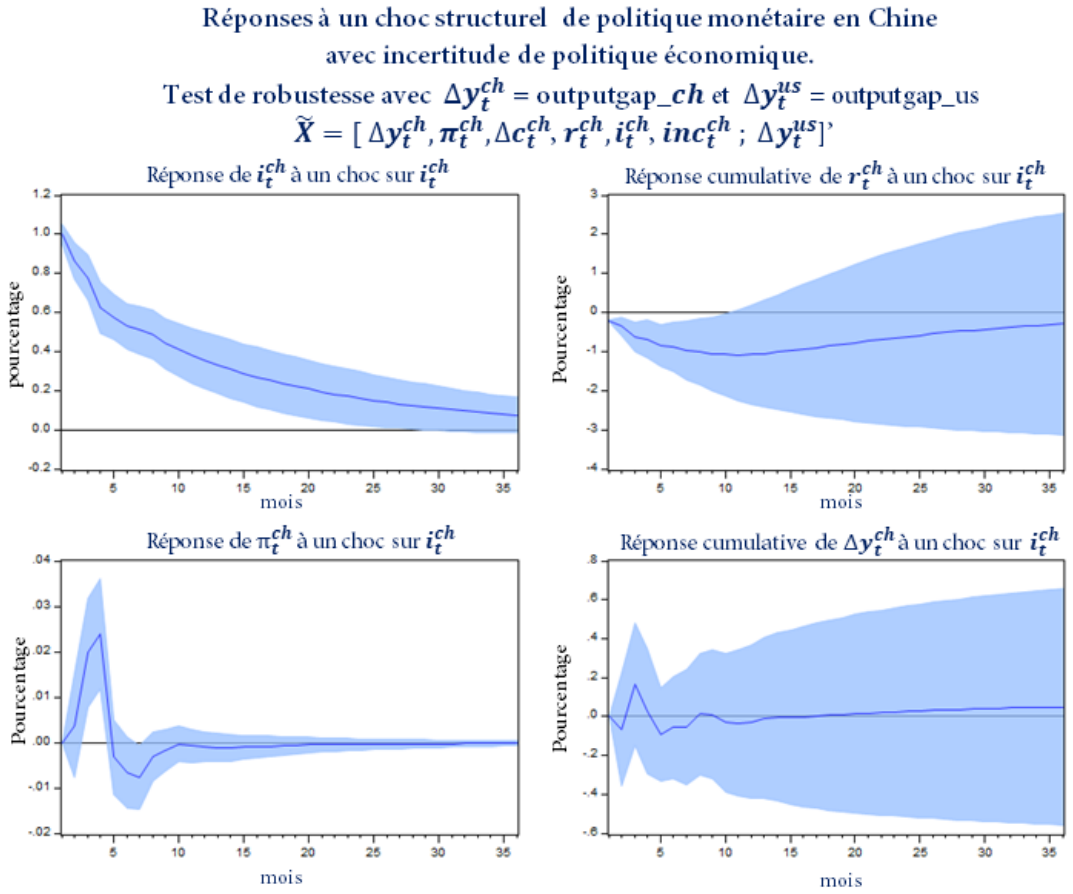

Figure B.6. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{ch} = outputgap_{ch}$, et inc_t^{ch} dans le VAR.

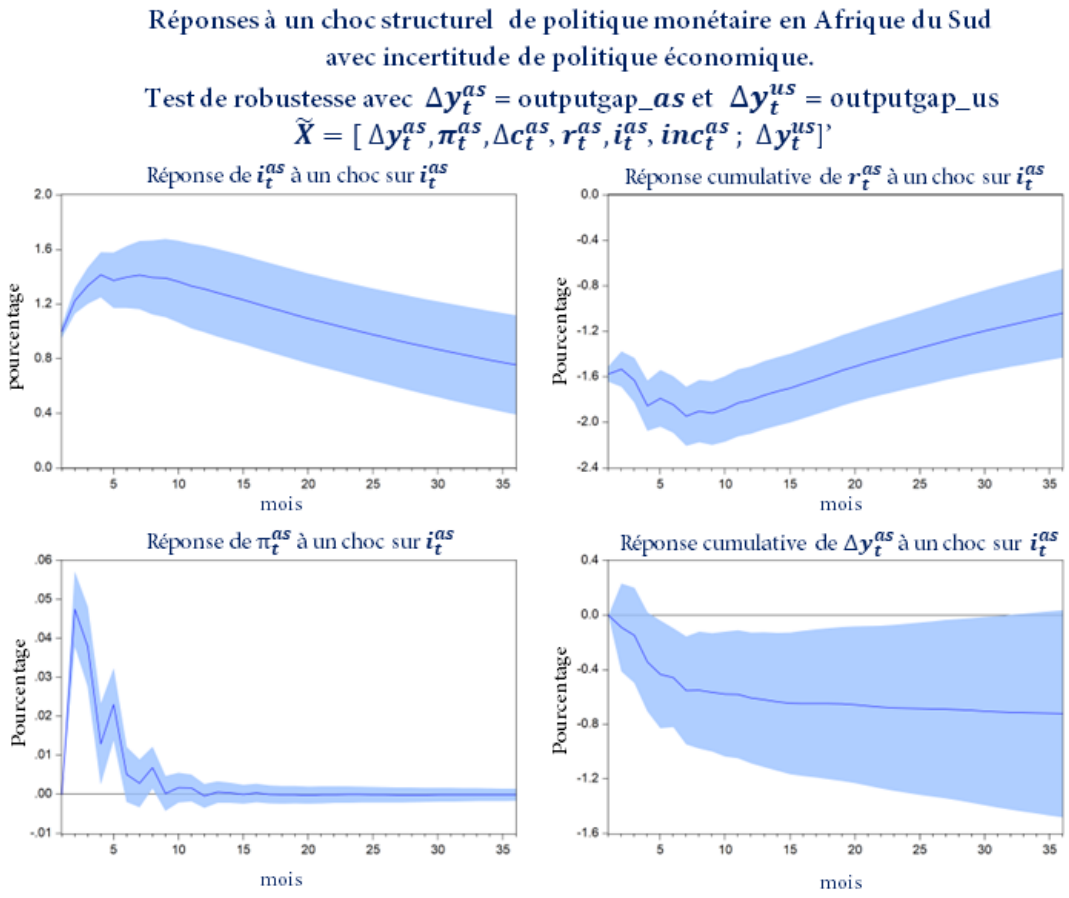

Figure B.7. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec $\Delta y_t^{us} = outputgap_{us}$ et $\Delta y_t^{as} = outputgap_{as}$, et inc_t^{as} dans le VAR.

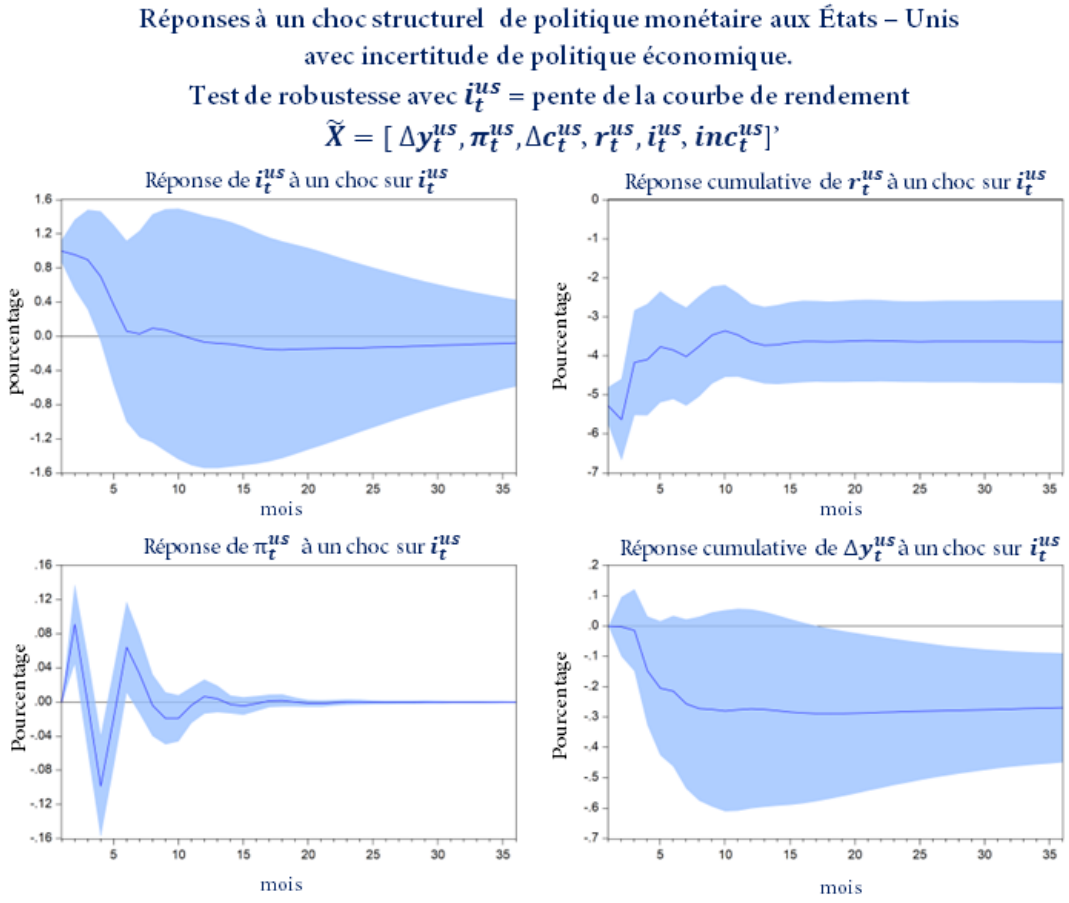

Figure B.8. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers des États-Unis avec i_t^{us} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{us} dans le VAR.

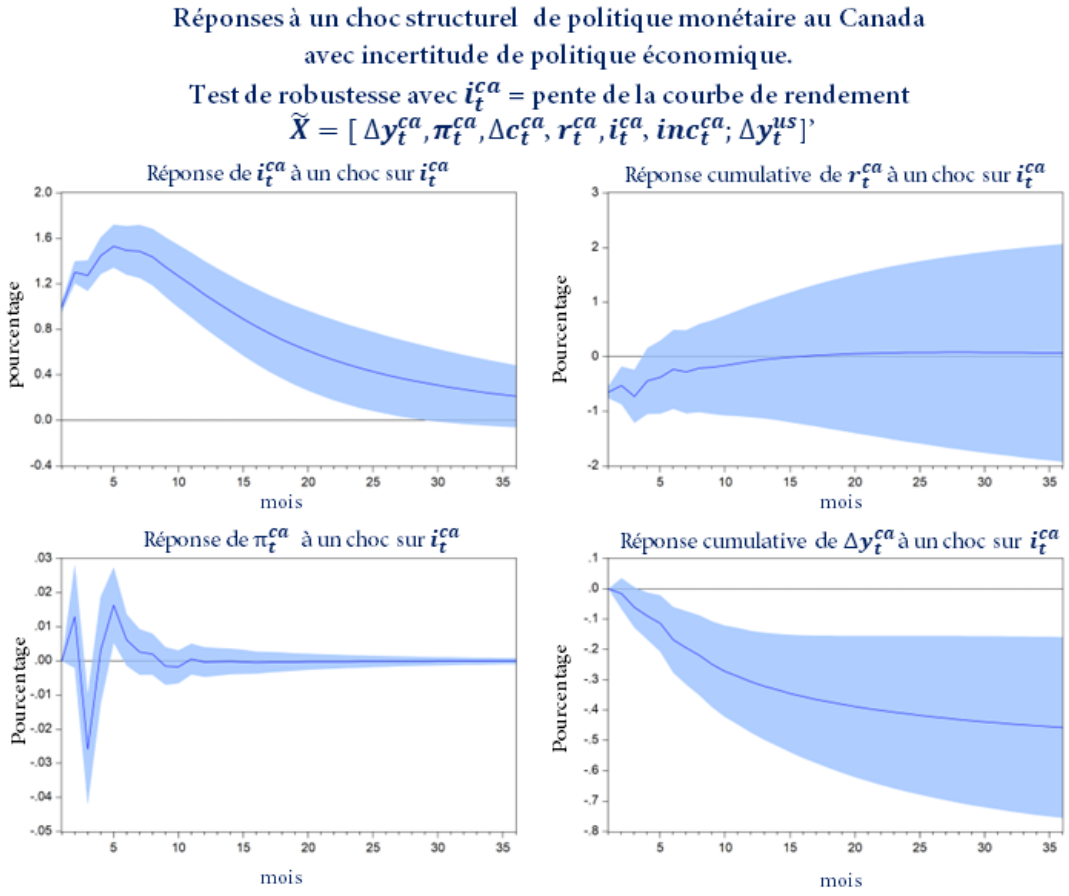

Figure B.9. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Canada avec i_t^{ca} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ca} dans le VAR.

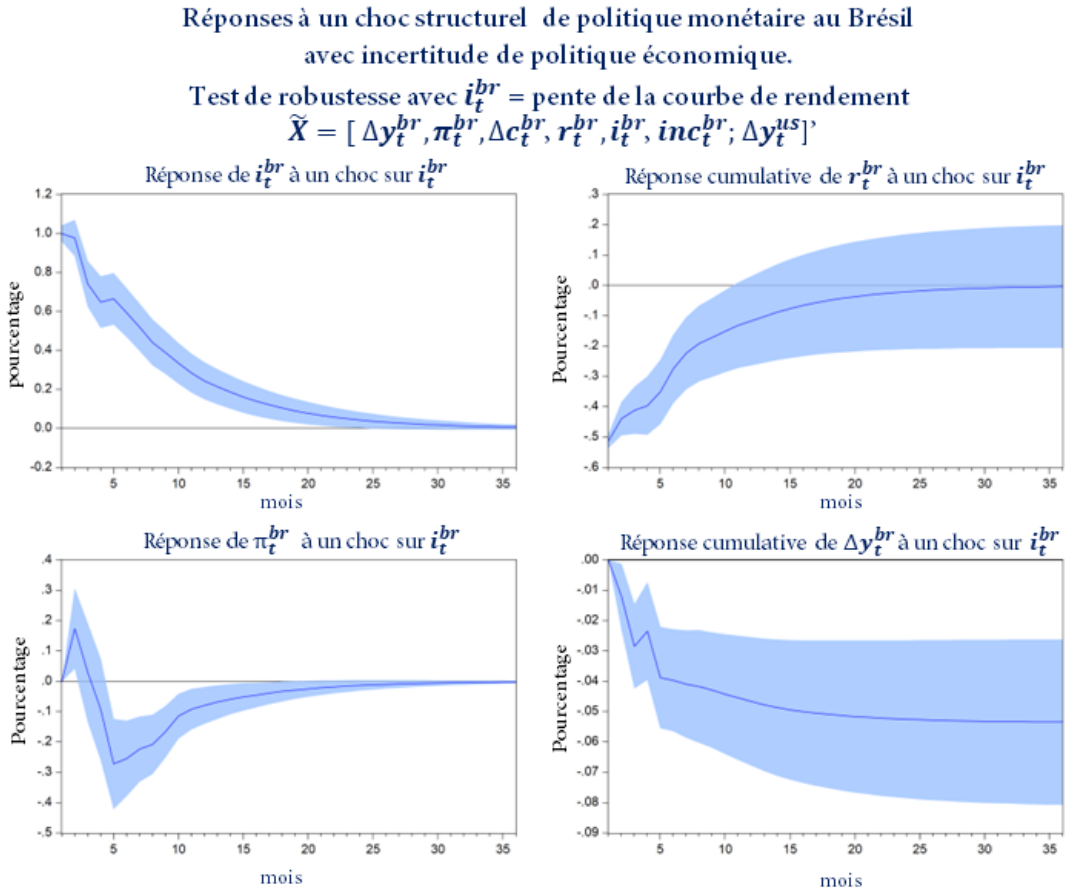

Figure B.10. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers au Brésil avec i_t^{br} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{br} dans le VAR.

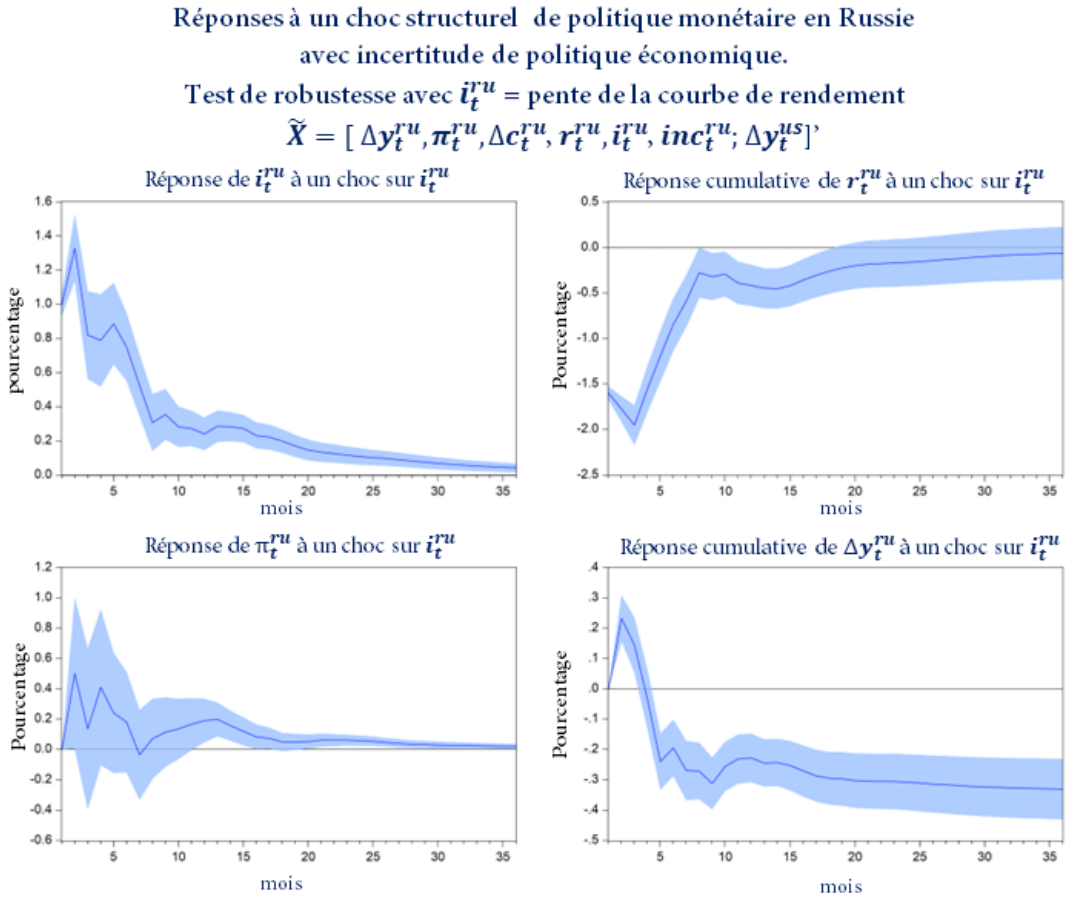

Figure B.11. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Russie avec i_t^{ru} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ru} dans le VAR.

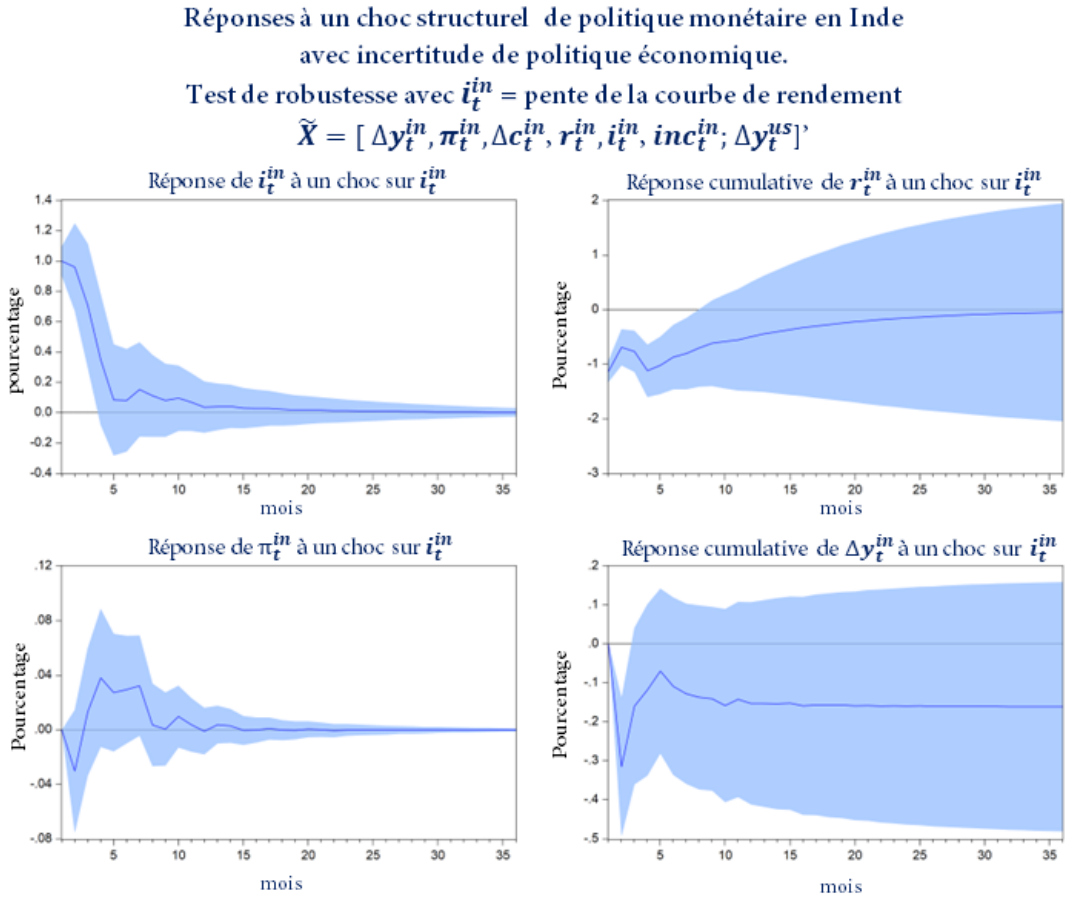

Figure B.12. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Inde avec i_t^{in} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{in} dans le VAR.

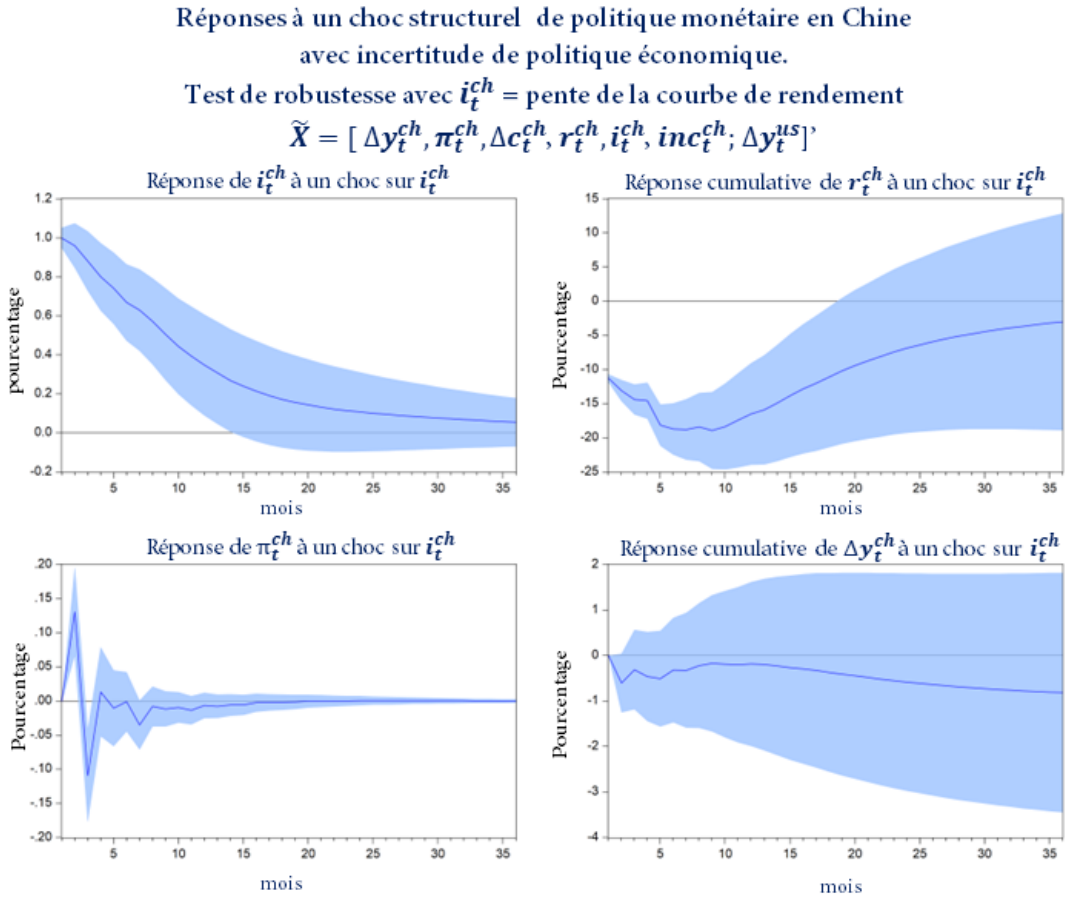

Figure B.13. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Chine avec i_t^{ch} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{ch} dans le VAR.

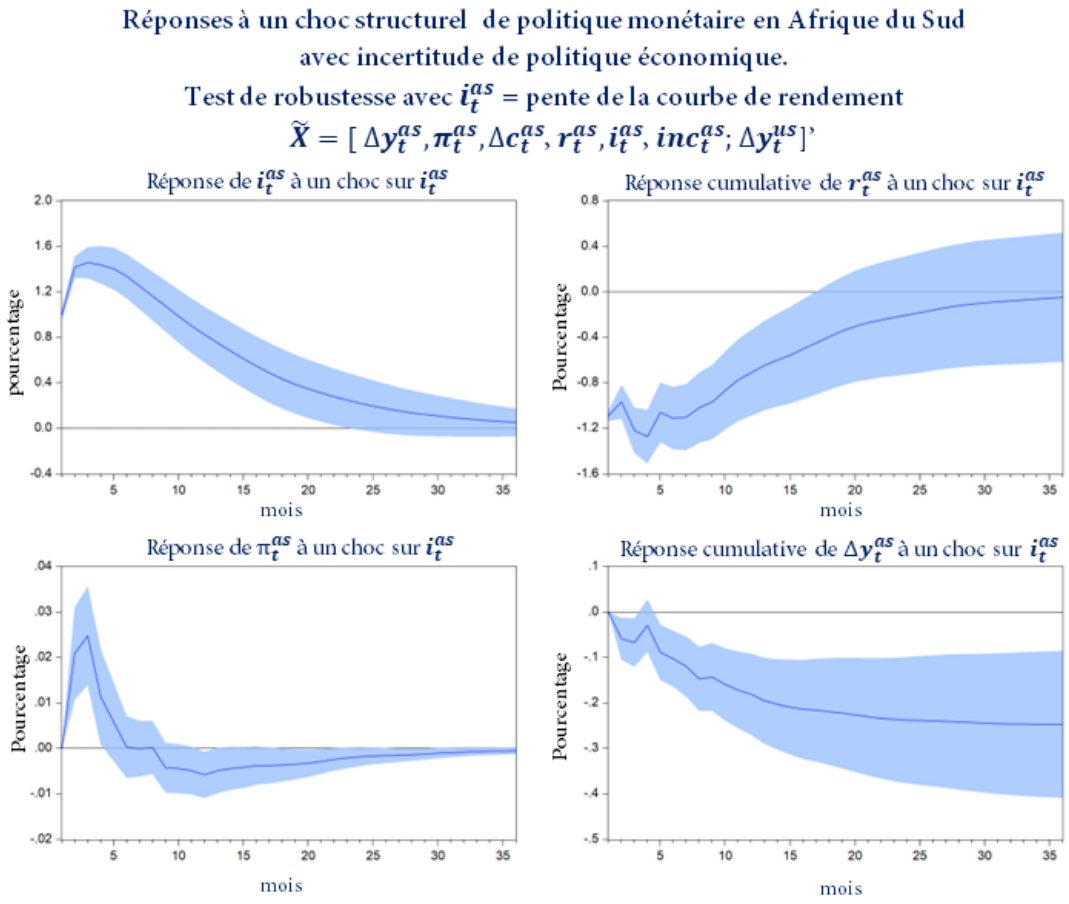

Figure B.14. Effets des chocs de politique monétaire sur les rendements boursiers en Afrique du Sud avec i_t^{as} = pente de la courbe de rendement et inc_t^{as} dans le VAR.

APPENDICE C

EFFETS DES CHOCS DE POLITIQUE MONÉTAIRE AVEC UNE MESURE D'INCERTITUDE

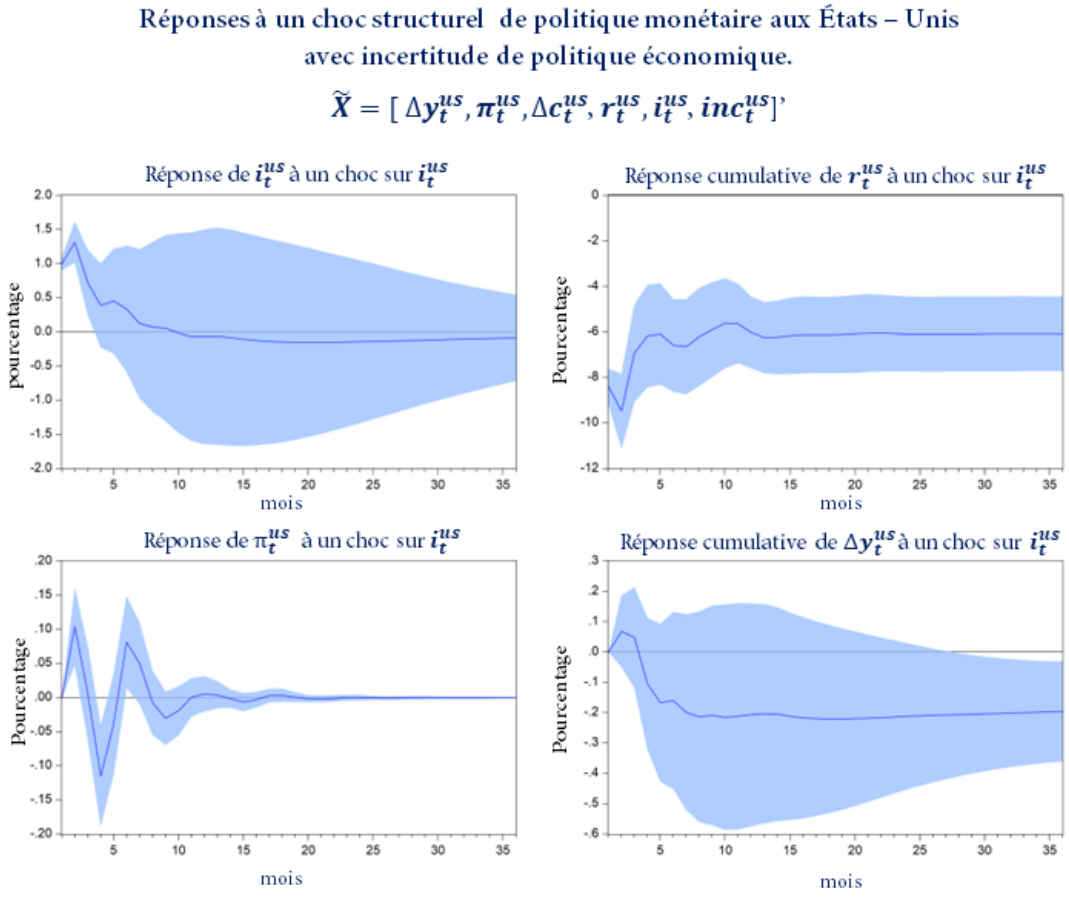

Figure C.1. Effets des chocs de politique monétaire aux États-Unis dans un modèle avec mesure d'incertitude macroéconomique.

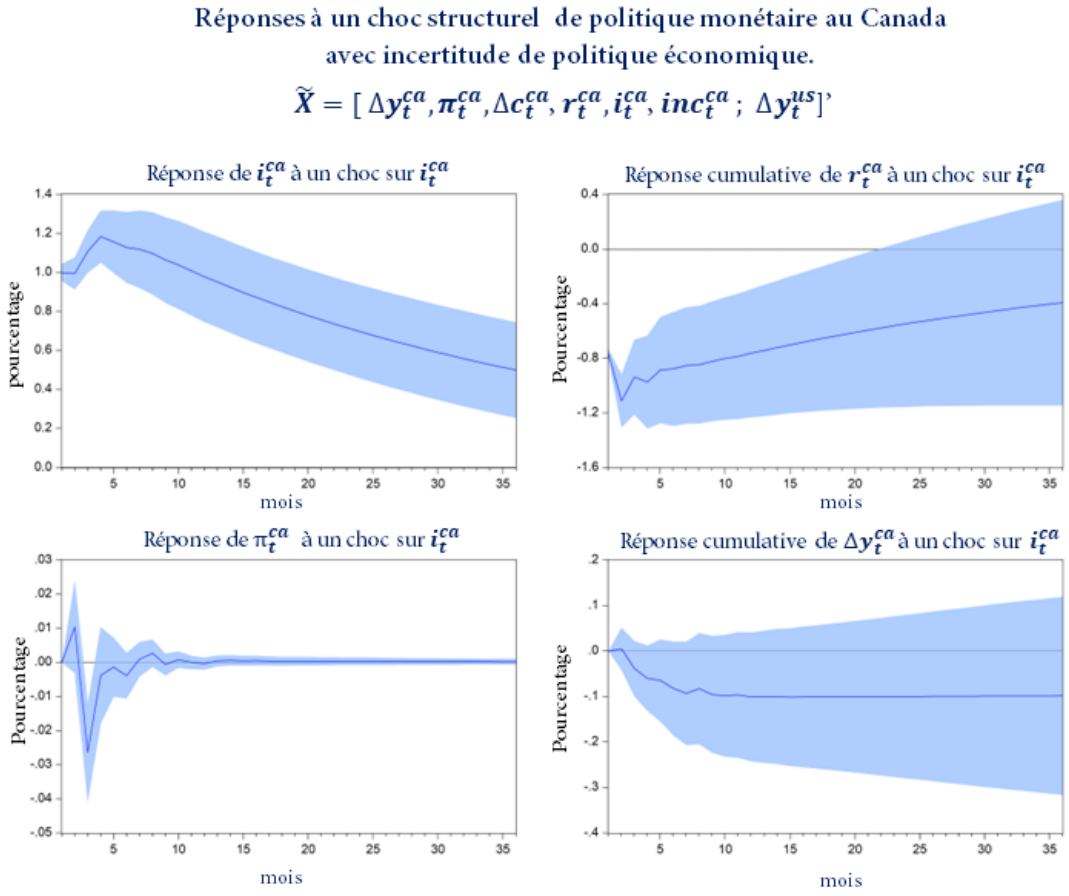

Figure C.2. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Canada.

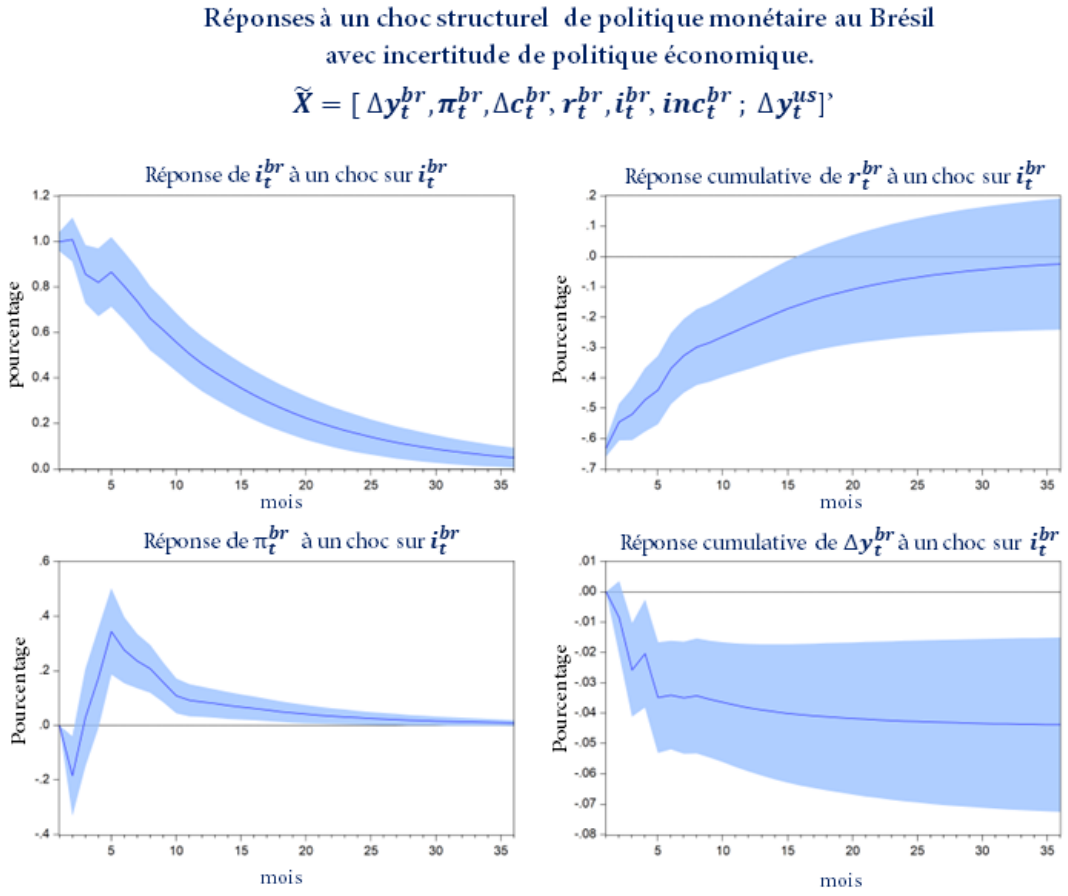

Figure C.3. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique au Brésil.

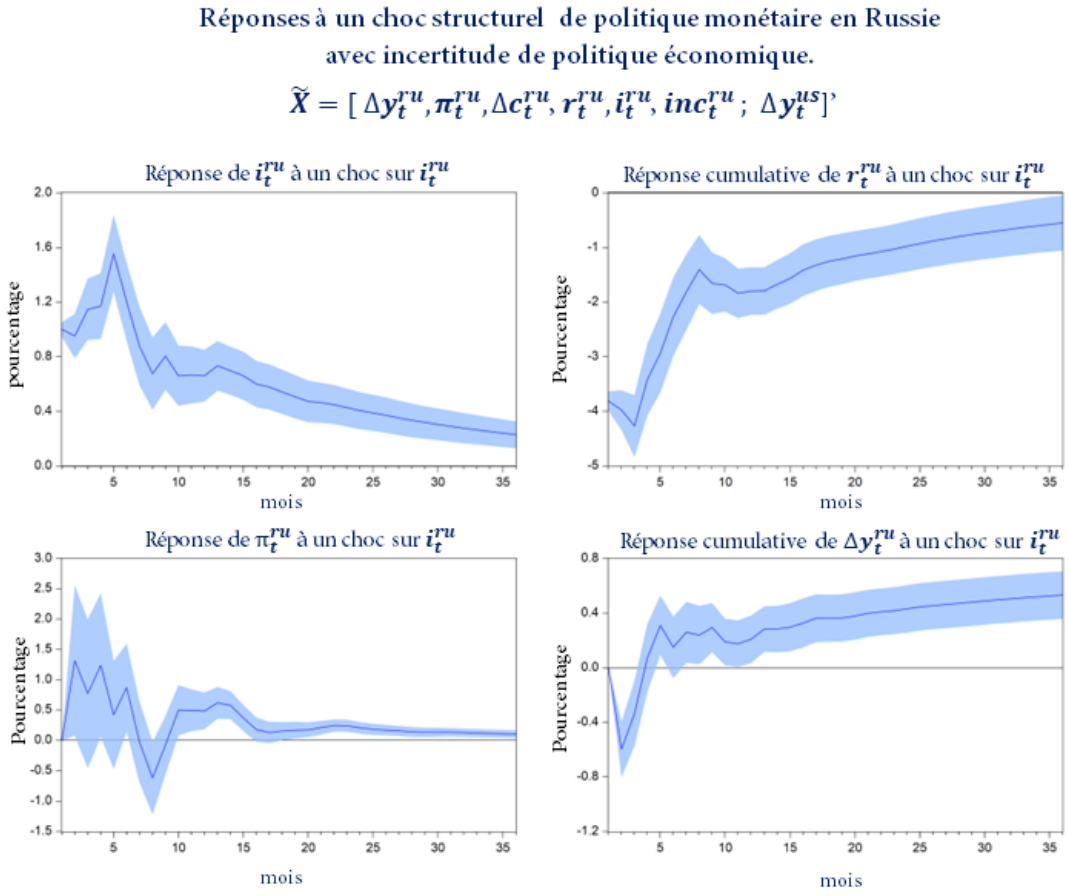

Figure C.4. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Russie.

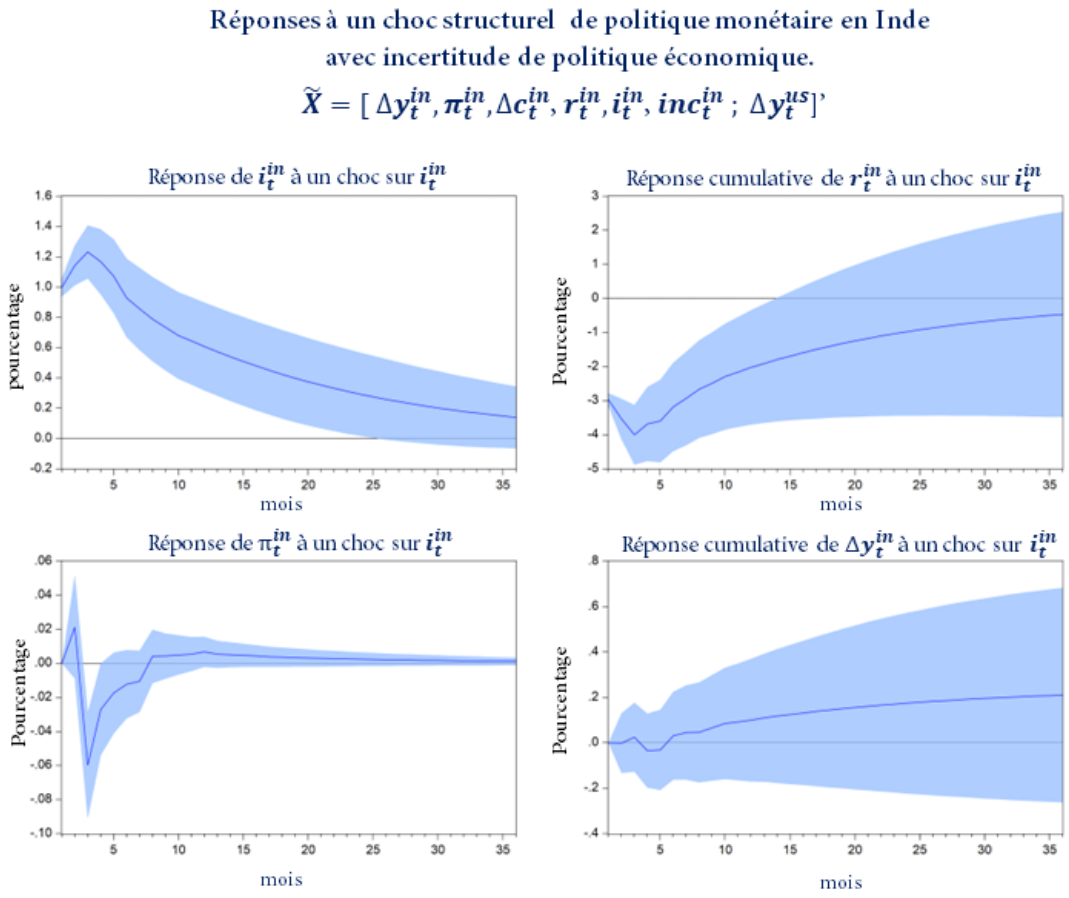

Figure C.5. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Inde.

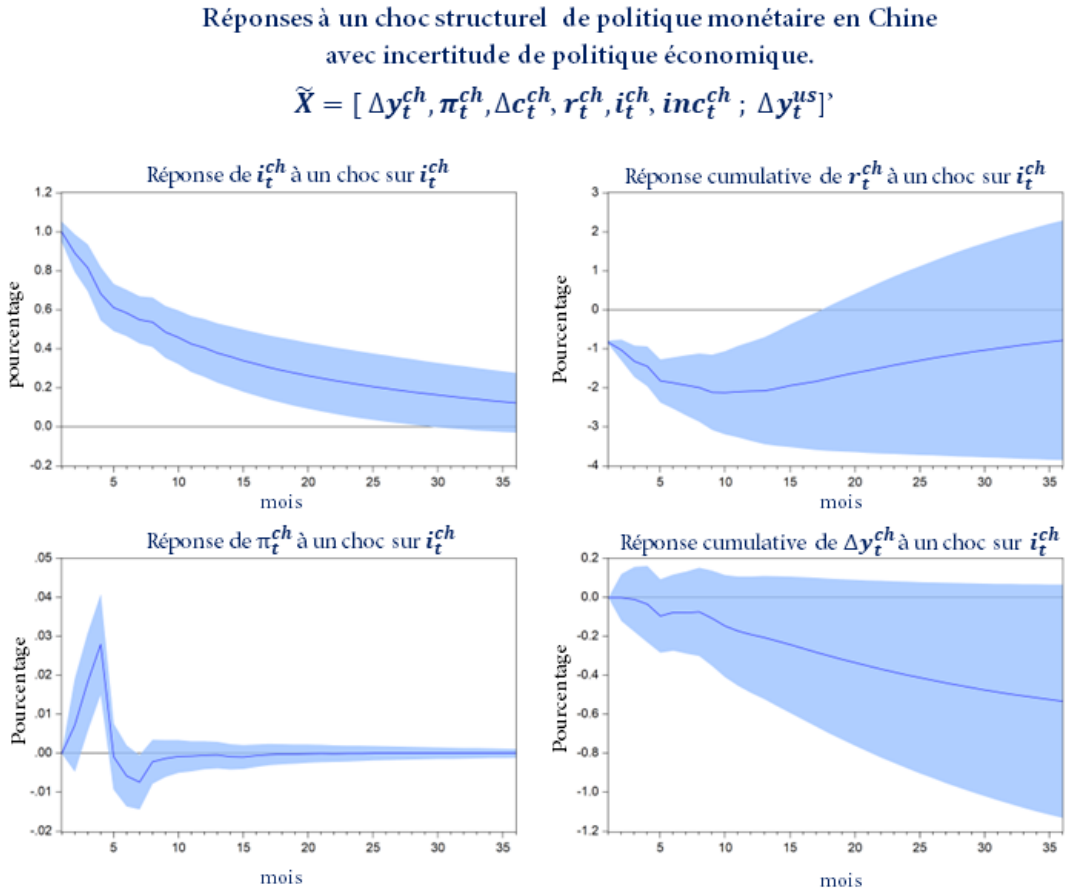

Figure C.6. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Chine.

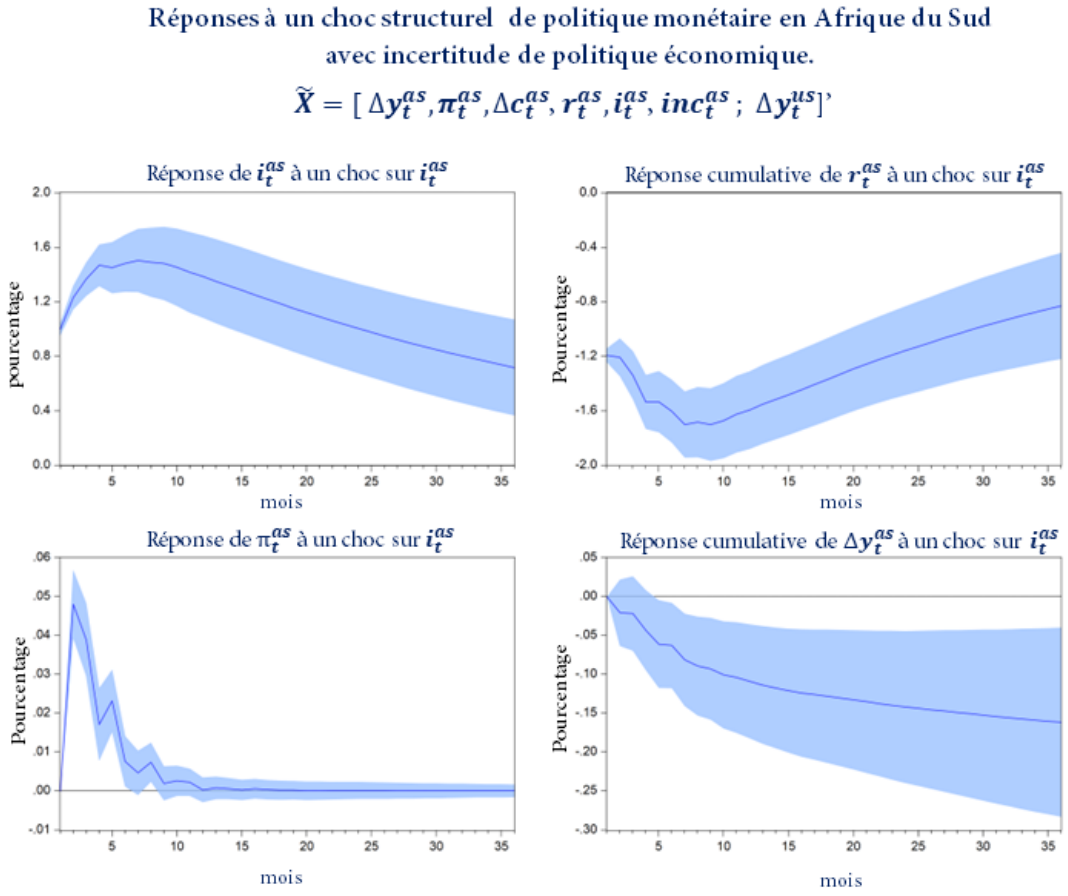

Figure C.7. Effets des chocs de politique monétaire avec une mesure d'incertitude macroéconomique en Afrique du Sud.

APPENDICE D

ANALYSE DE ROBUSTESSE DU MODÈLE AVEC UN ÉCHANTILLON POST 2008 SANS MESURE D'INCERTITUDE

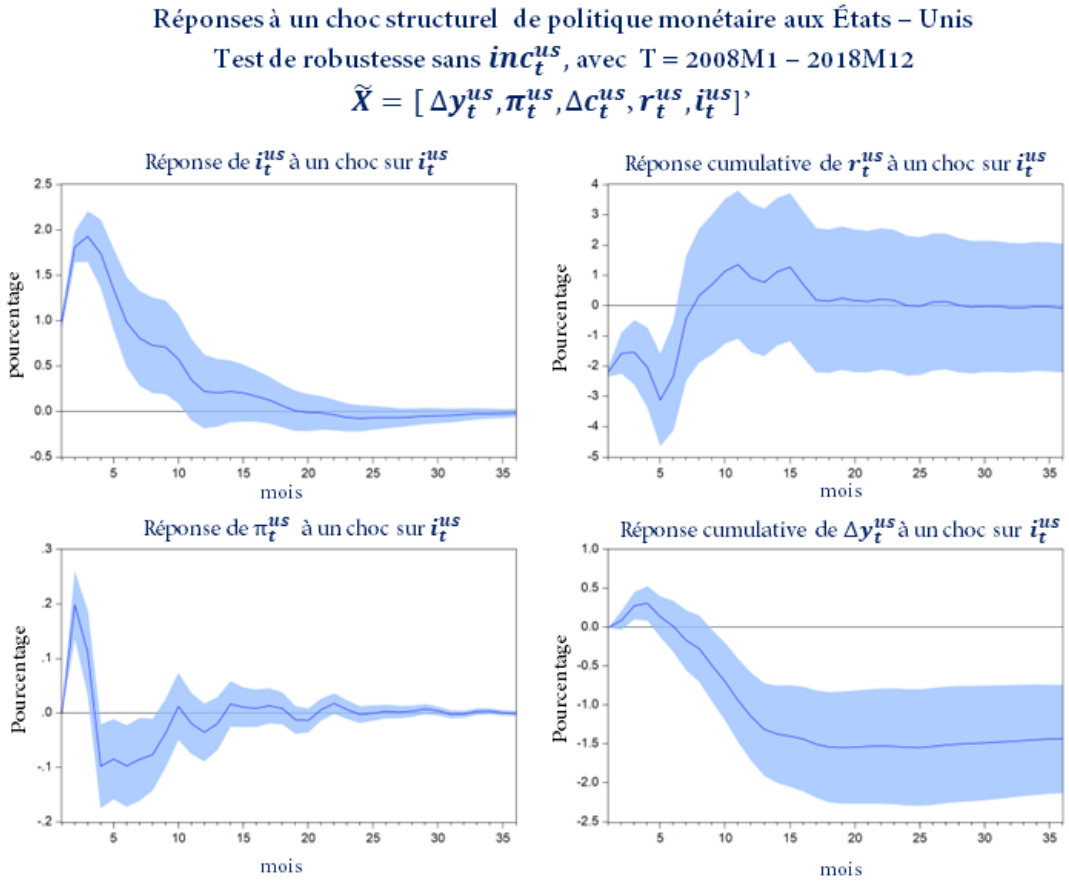

Figure D.1. Effets des chocs de politique monétaire aux É.U. avec T = 2008M01 - 2018M12.

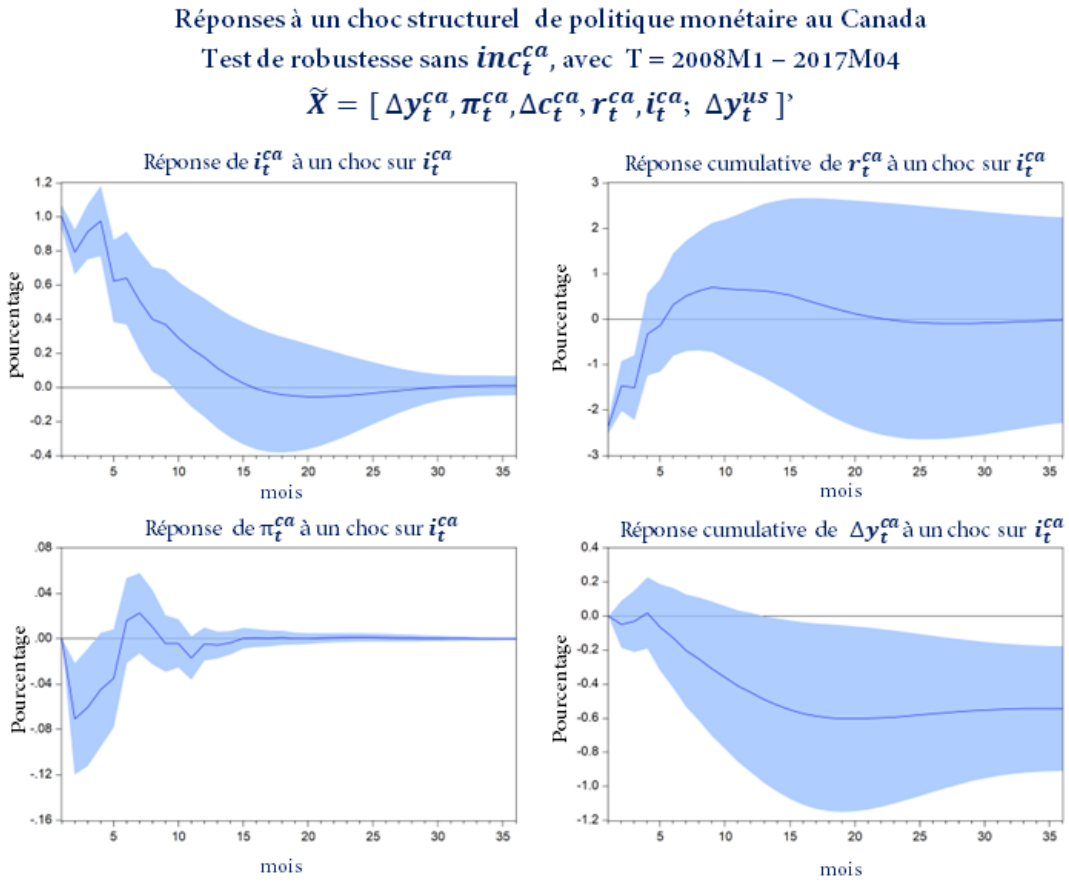

Figure D.2. Effets des chocs de politique monétaire au Canada avec T = 2008M01 - 2017M04.

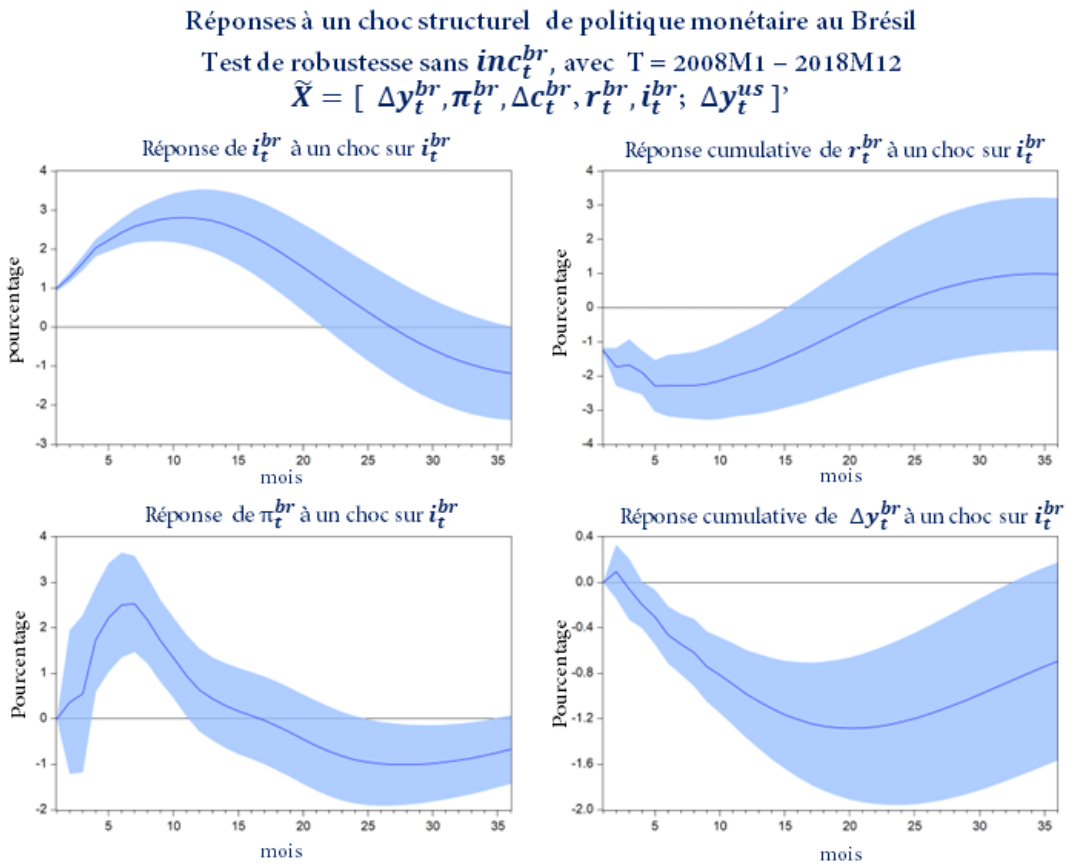

Figure D.3. Effets des chocs de politique monétaire au Brésil avec T = 2008M01 - 2018M12.

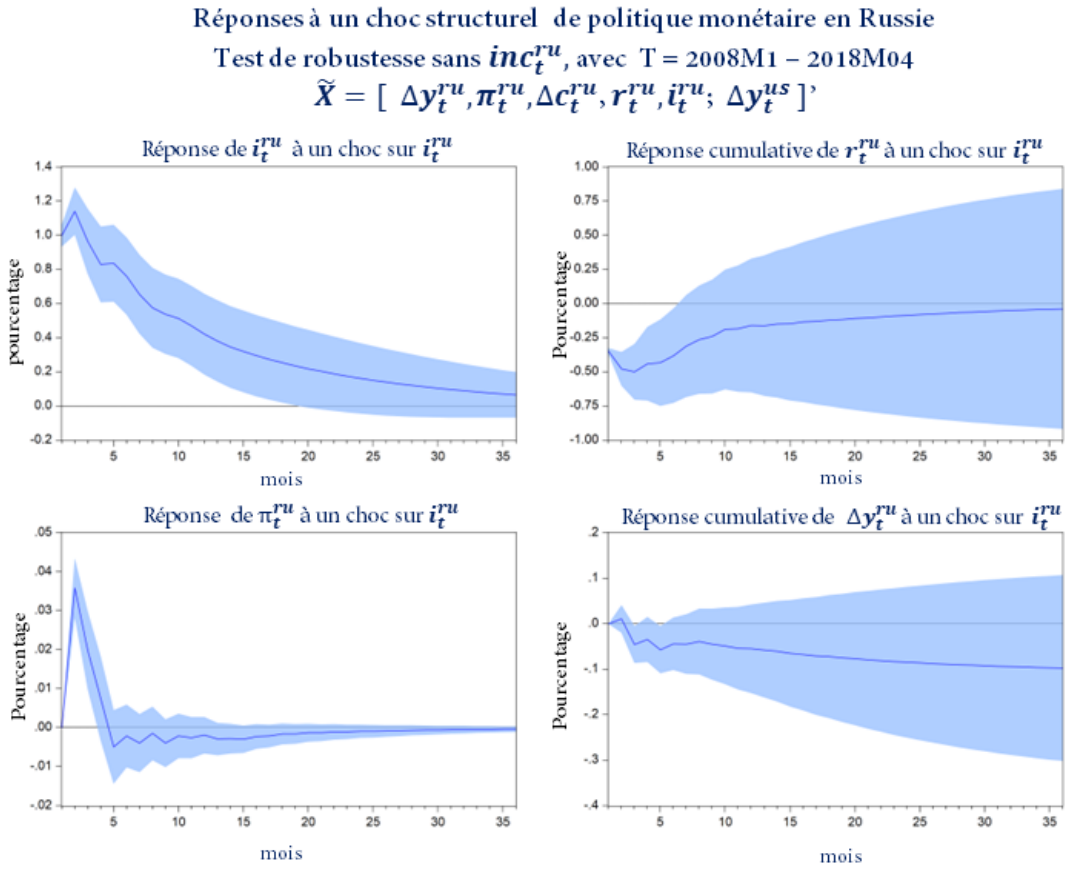

Figure D.4. Effets des chocs de politique monétaire en Russie avec T = 2008M01 - 2018M04.

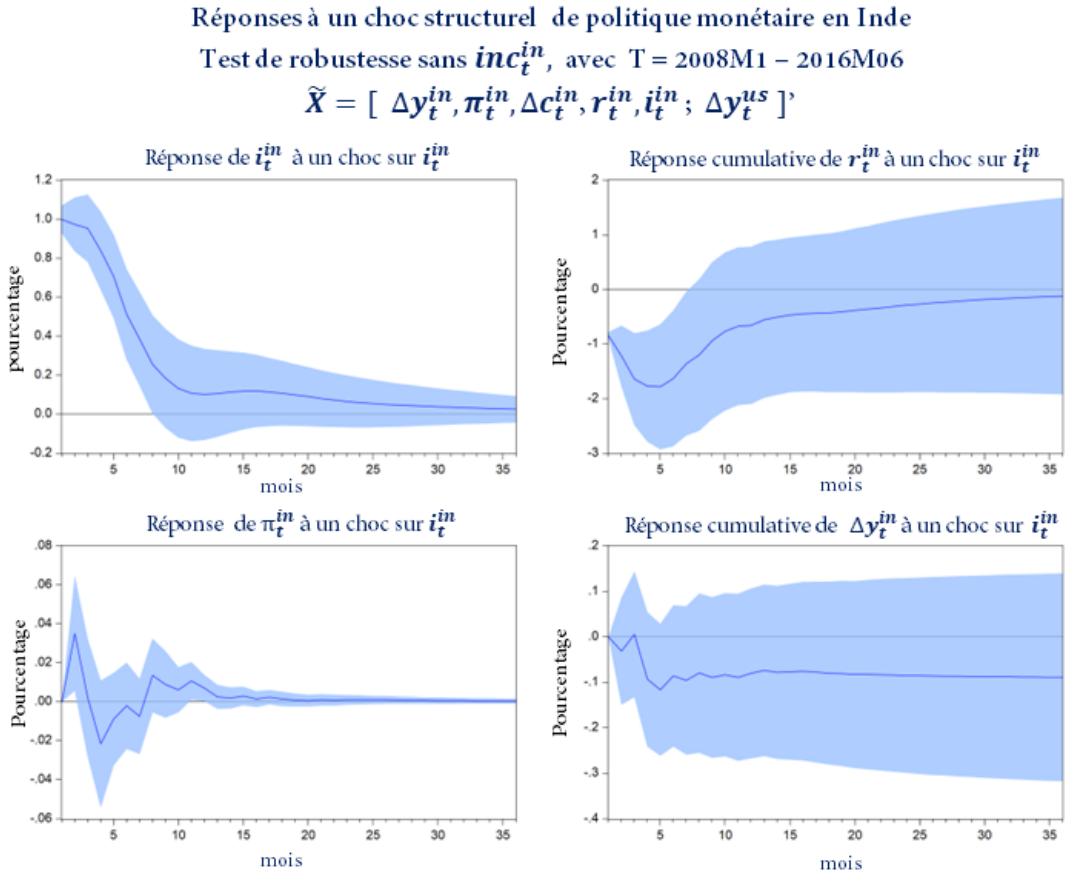

Figure D.5. Effets des chocs de politique monétaire en Inde avec T = 2008M01 - 2016M06.

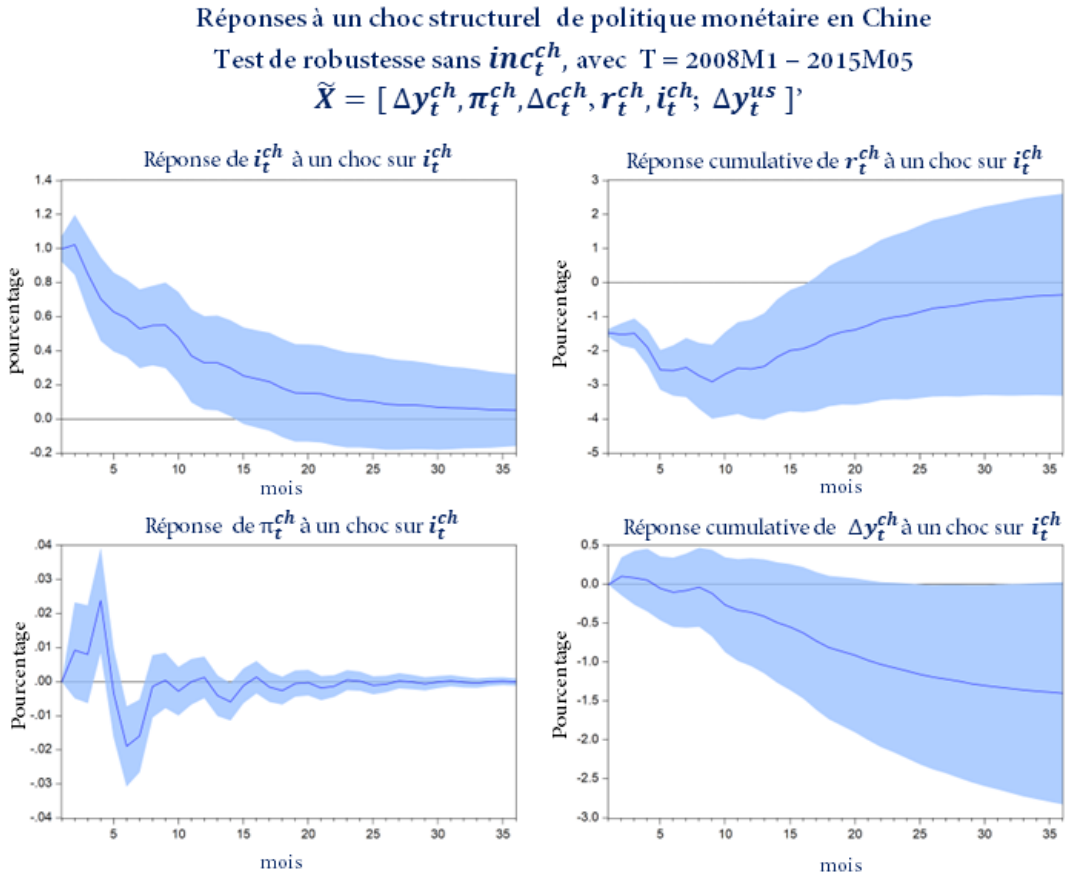

Figure D.6. Effets des chocs de politique monétaire en Chine avec T = 2008M01 - 2015M05.

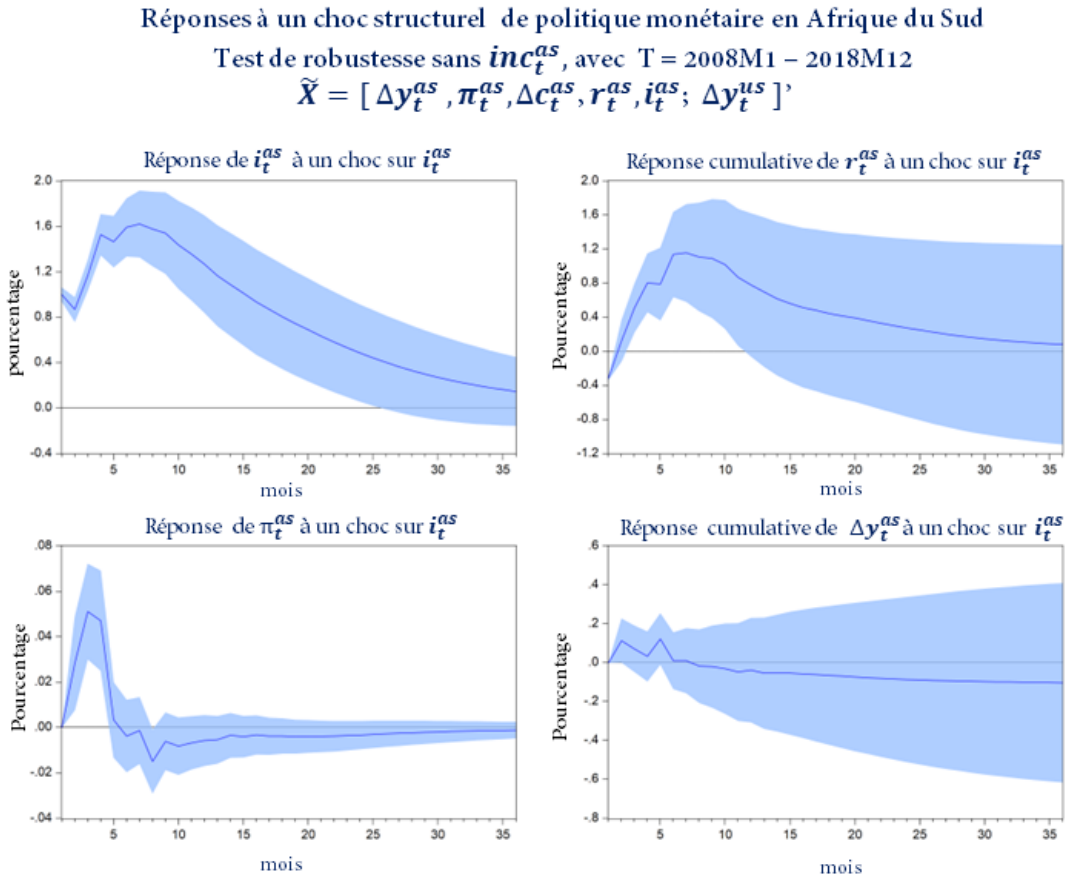

Figure D.7. Effets des chocs de politique monétaire en Afrique du Sud avec T = 2008M01 - 2018M12.

APPENDICE E

EFFETS DES CHOCS DE LA MESURE INCERTITUDE DE POLITIQUE ÉCONOMIQUE

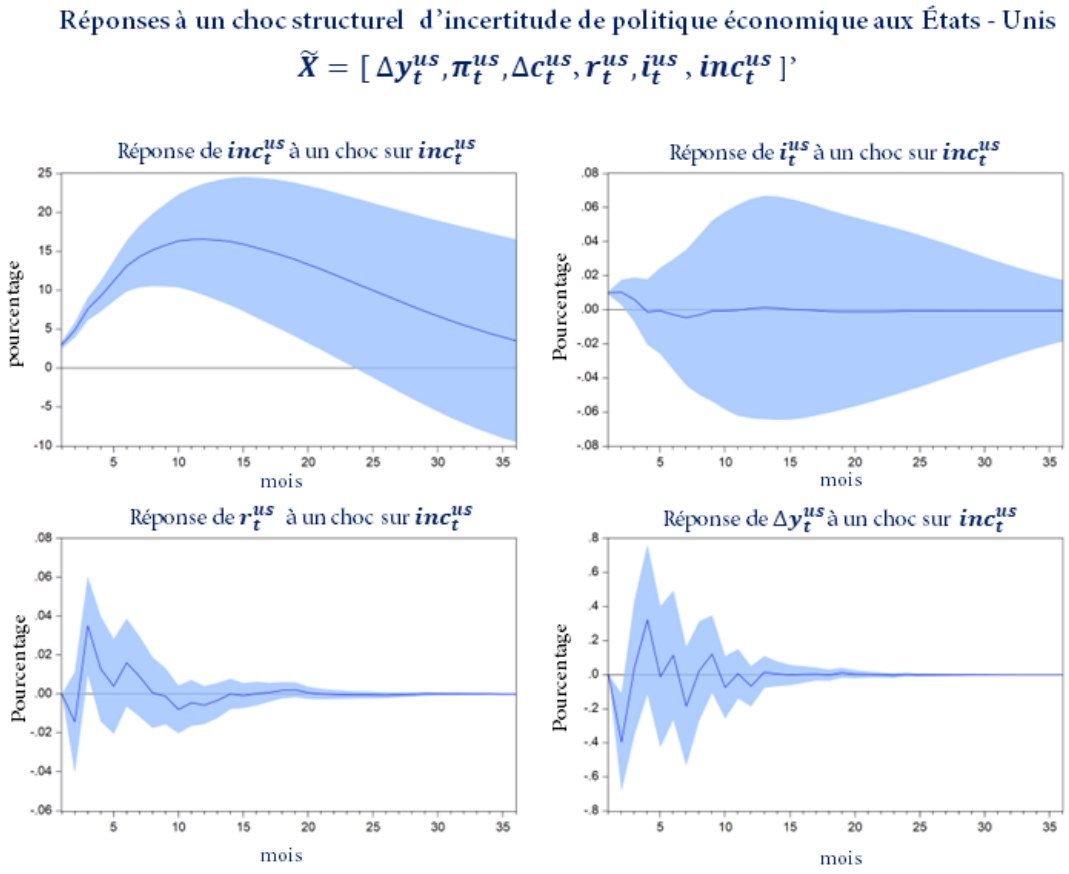

Figure E.1. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique aux États-Unis.

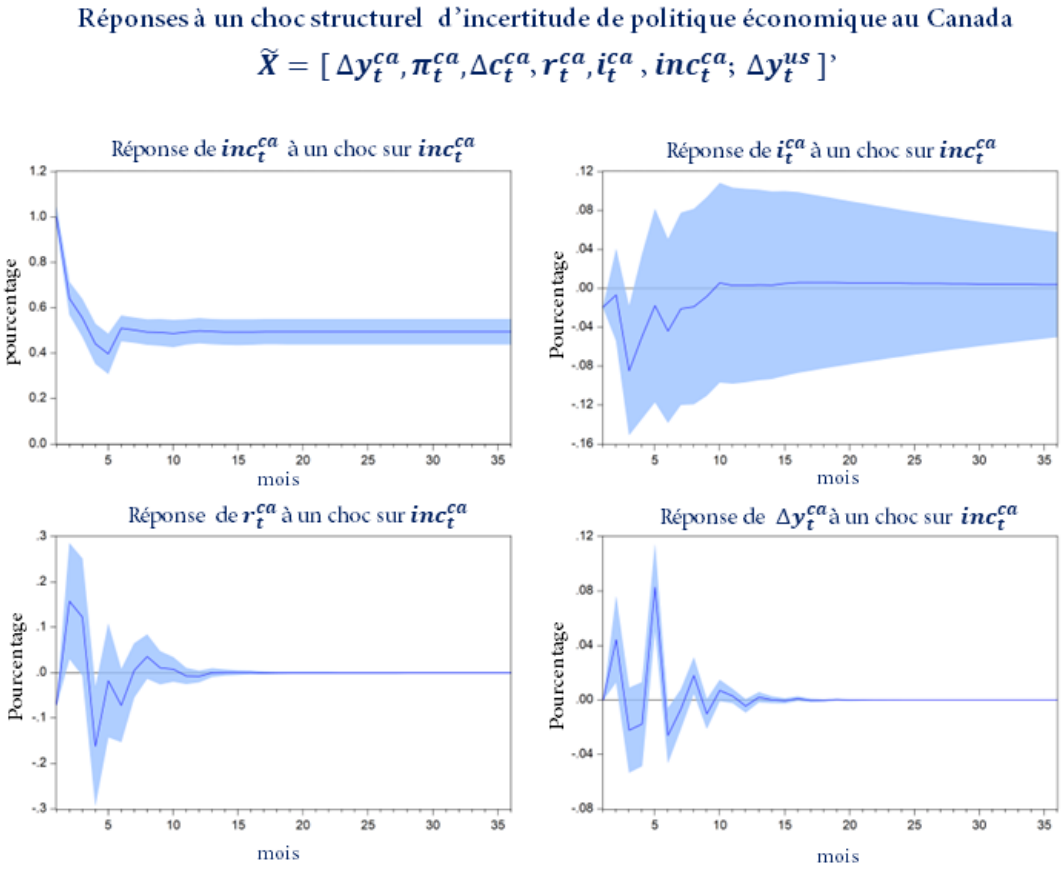

Figure E.2. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique au Canada.

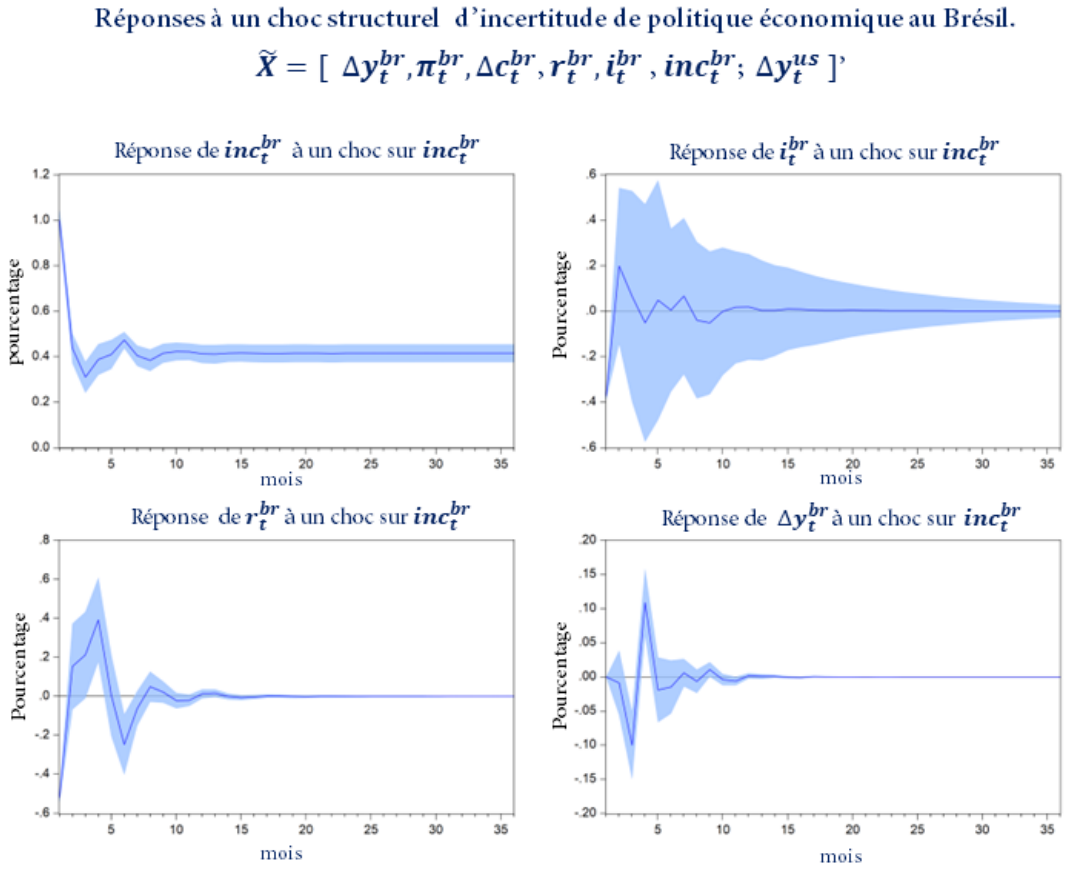

Figure E.3. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique au Brésil.

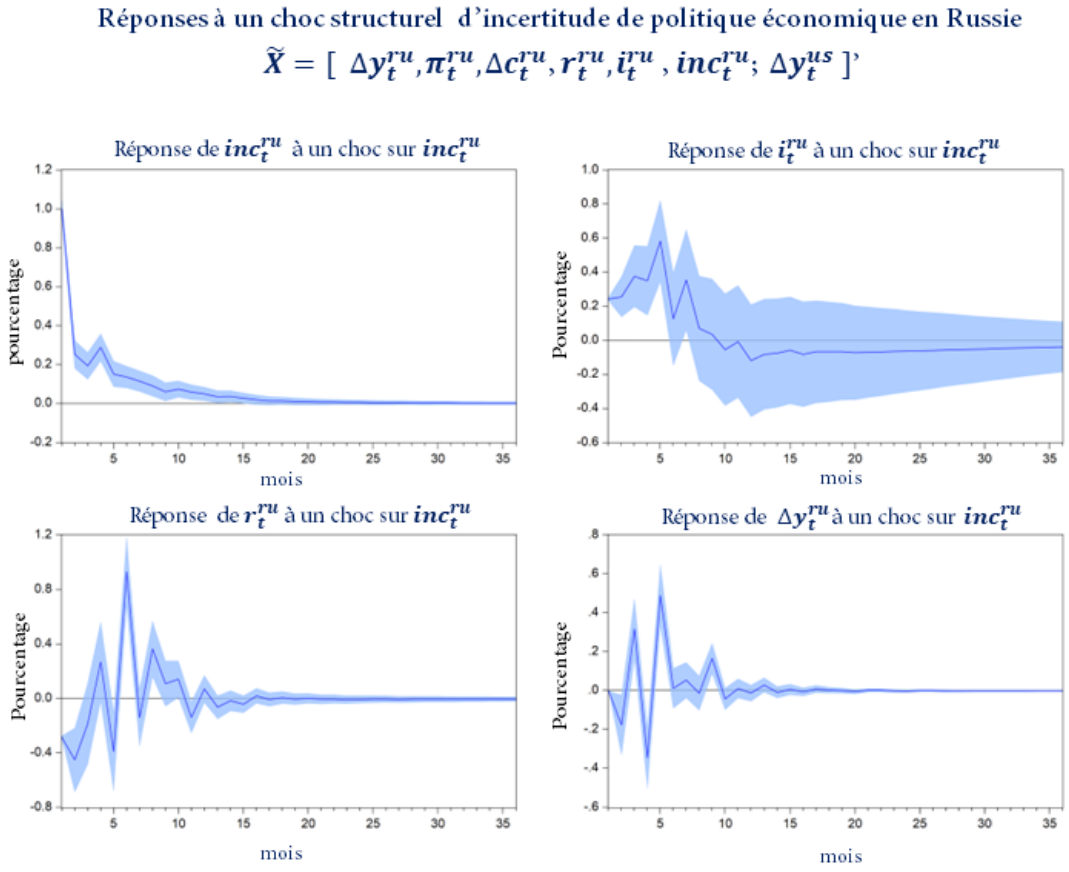

Figure E.4. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Russie.

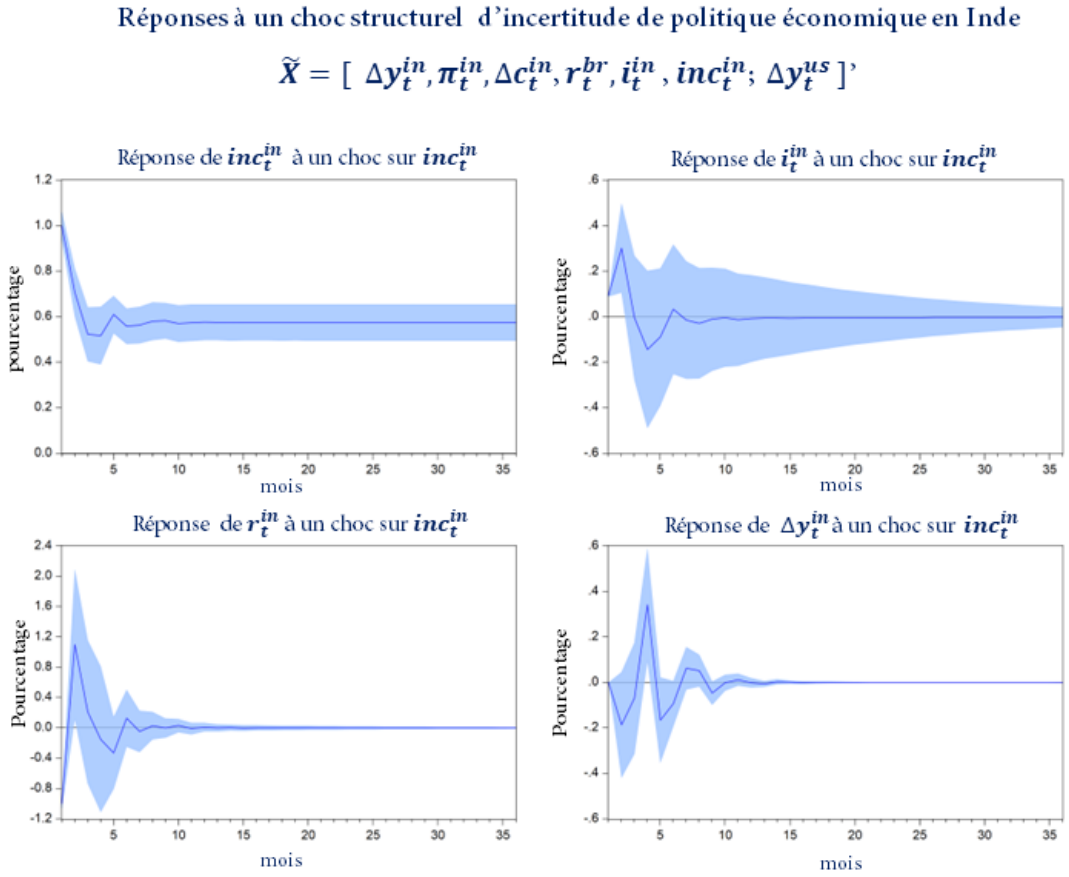

Figure E.5. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Inde.

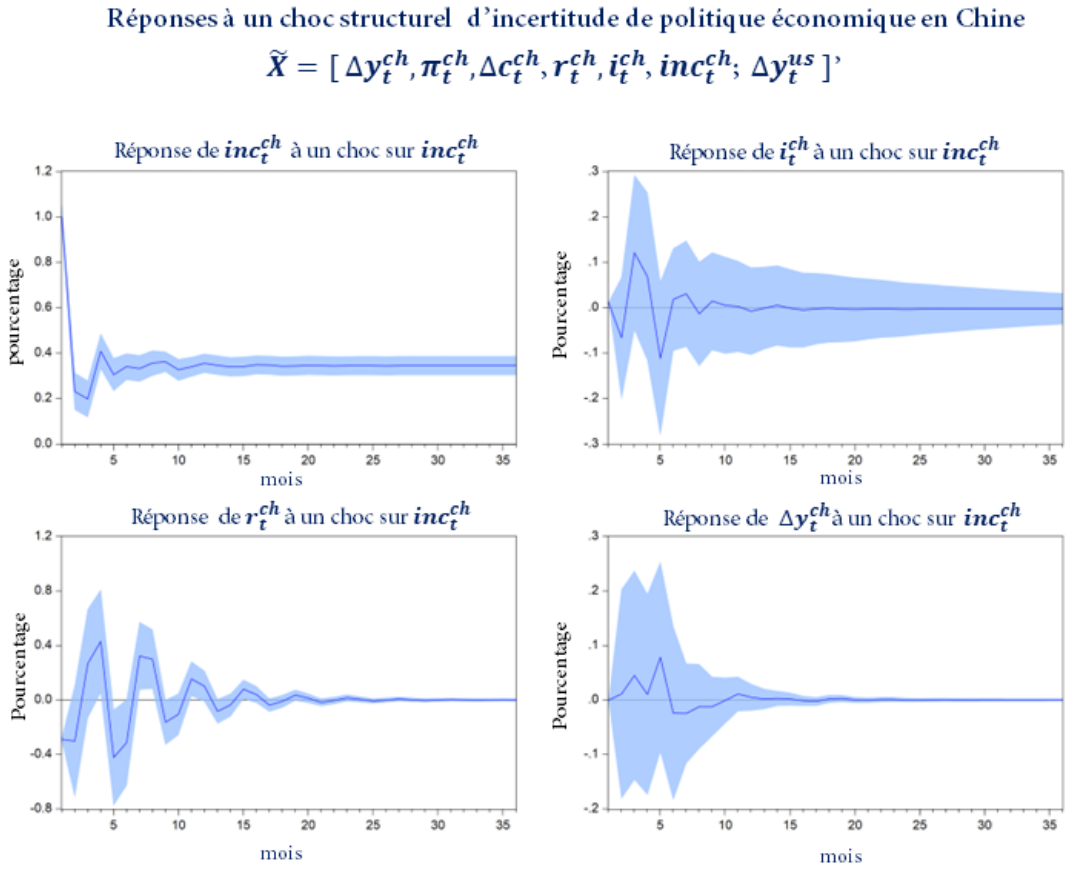

Figure E.6. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Chine.

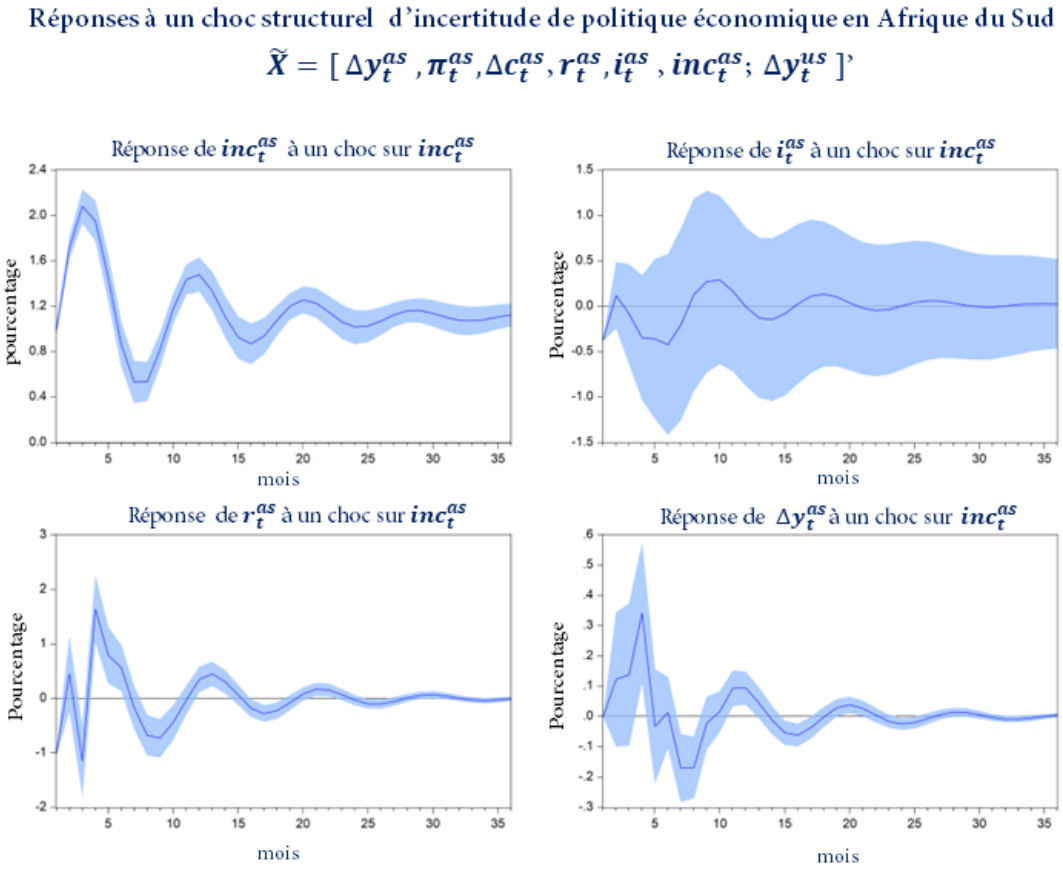

Figure E.7. Effets des chocs de la mesure d'incertitude de politique économique en Afrique du Sud.

RÉFÉRENCES

Afonso, J. R., Araújo, E. C. et Fajardo, B. G. (2016). The Role of Fiscal and Monetary Policies in the Brazilian Economy : Understanding Recent Institutional Reforms and Economic Changes. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, *62*, 41–55.

Arouri, M., Estay, C., Rault, C. et Roubaud, D. (2016). Economic Policy Uncertainty and Stock Markets : Long-run Evidence from the US. *Finance Research Letters*, *18*, 136–141.

Baker, S. R., Bloom, N. et Davis, S. J. (2016). Measuring Economic Policy Uncertainty. *The Quarterly Journal of Economics*, *131*(4), 1593–1636.

Bernanke, B. S., Boivin, J. et Eliasz, P. (2005). Measuring the effects of monetary policy : A factor-augmented vector autoregressive (favar) approach. *The Quarterly Journal of Economics*, *120*(1), 387– 422.

Bjørnland, H. C. et Leitemo, K. (2009). Identifying the Interdependence Between US Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Monetary Economics*, *56*(2), 275–282.

Blanchard, O. J. et Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. *The American Economic Review*, *79*(4), 655–673.

Brogaard, J. et Detzel, A. (2015). The Asset-Pricing Implications of Government Economic Policy Uncertainty. *Management Science*, *61*(1), 3–18.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1999). Monetary Policy Shocks : What Have we Learned and to what End ? *Handbook of Macroeconomics*, *1*, 65–148.

Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (2005). Nominal Rigidities and The Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy. *Journal of Political Economy*, *113*(1), 1–45.

Clarida, R. et Gertler, M. (1996). How the Bundesbank Conducts Monetary Policy. Working Paper 5581, National Bureau of Economic Research.

Davis, J., Aliaga-Díaz, R., Thomas, C. J. et Tolani, R. G. (2013). The Outlook for Emerging Market Stocks in a Lower-Growth World. *Vanguard Research*.

De Santis, G. et Gerard, B. (1998). How Big is the Premium for Currency Risk ? *Journal of Financial Economics*, *49*(3), 375–412.

Dungey, M. et Martin, V. L. (2007). Unravelling Financial Market Linkages During Crises. *Journal of Applied Econometrics*, *22*(1), 89–119.

Eichenbaum, M. (1992). Comment on Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, *36*(5).

Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1995). Some Empirical Evidence on the Effects of Shocks to Monetary Policy on Exchange Rates. *The Quarterly Journal of Economics*, *110*(4), 975–1009.

Evans, C. L. (1994). Interest Rate Shocks and the Dollar. *Economic Perspectives*, *18*(Sep), 11–24.

Fama, E. F. (1981). Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money. *The American Economic Review*, *71*(4), 545–565.

Faust, J. et Rogers, J. H. (2003). Monetary Policy's Role in Exchange Rate Behavior". *Journal of Monetary Economics*, *50*(7), 1403–1424.

Flávio, D. F. V., Klotzle, M. C., Pinto, A. C. F. et da Silveira Barbedo, C. H. (2018). Stock Market Reaction to Monetary Policy : An Event Study Analysis of the Brazilian Case. *Emerging Markets Finance and Trade*, *54*(11), 2577–2595.

Humpe, A. et Macmillan, P. (2009). Can Macroeconomic Variables Explain Long-Term Stock Market Movements ? A Comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, *19*(2), 111–119.

Kaur, R. (2019). The Effectiveness of Monetary Policy in India : Pre and Post Reforms Comparison. *International Journal of Social Science and Economic Research*, *4*(1), 617–631.

Khabo, V. S. (2006). *An Evaluation of the Impact of Monetary Policy on a Small and Open Economy : The Case of the Republic of South Africa, 1960-1997*. (Thèse de doctorat). University of Pretoria.

Leamer, E. E. (1983). Let's take the Con Out of Econometrics. *The American Economic Review*, *73*(1), 31–43.

Lewarne, S. (2019). *The Russian Central Bank and the Conduct of Monetary Policy*. Routledge.

Lewis, K. K. (1995). Are Foreign Exchange Intervention and Monetary Policy Related and Does it Really Matter ?

Lin, Y. (2010). *The Effects of Monetary Policy Shocks in China 1997 to 2005 : Disaggregated Data, Provincial Variation and the Stock Market*. (Thèse de doctorat). University of Aix – Marseille II.

Mankiw, N. G. (2018). *Principles of Economics, 8th Edition*. Cengage Learning.

Marozva, G. (2020). The Effects of Monetary Policy on Stock Market Returns and Volatility : Evidence from South Africa. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, *24*(3), 1–11.

Mun, K.-C. (2012). The Joint Response of Stock and Foreign Exchange Markets to Macroeconomic Surprises : Using US and Japanese Data. *Journal of Banking & Finance*, *36*(2), 383–394.

Nelson, C. R. (1976). Inflation and Rates of Return on Common Stocks. *The Journal of Finance*, *31*(2), 471–483.

Ono, S. (2021). The Effects of Monetary Policy in Russia : A Factor-Augmented VAR Approach. *Economic Systems*, *45*(3).

Paquet, A. (1994). *A Guide to Applied Modern Macroeconomics*. Fiscal Policy and Economic Analysis Branch, Department of Finance, Canada.

Paquet, A., Macklem, T. et Phaneuf, L. (1996). *Asymmetric Effects of monetary policy : Evidence from the yield curve*. Rapport technique, CREFE, Université du Québec à Montréal.

Pastor, L. et Veronesi, P. (2012). Uncertainty about Government Policy and Stock Prices. *The Journal of Finance*, *67*(4), 1219–1264.

Patro, D. K., Wald, J. K. et Wu, Y. (2002). Explaining Exchange Rate risk in World Stock Markets : A Panel Approach. *Journal of Banking & Finance*, *26*(10), 1951–1972.

Phylaktis, K. et Ravazzolo, F. (2005). Stock Prices and Exchange Rate Dynamics. *Journal of International Money and Finance*, *24*(7), 1031–1053.

Prabu, A. E., Bhattacharyya, I. et Ray, P. (2020). Impact of Monetary Policy on the

Indian Stock Market : Does the Devil Lie in the Detail ? *Indian Economic Review*, *55*(1), 27–50.

Rigobon, R. (2003). Identification through Heteroskedasticity. *The Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 777–792.

Rigobon, R. et Sack, B. (2004). The Impact of Monetary Policy on Asset Prices. *Journal of Monetary Economics*, *51*(8), 1553–1575.

Suhaibu, I., Harvey, S. K. et Amidu, M. (2017). The Impact of Monetary Policy on Stock Market Performance : Evidence from Twelve (12) African Countries. *Research in International Business and Finance*, *42*, 1372–1382.

Yi, G. (2018). China's Monetary Policy Framework : Supporting the Real Economy and Striking a Balance Between Internal and External Equilibrium. *Tsinghua University Journal*, *13*(1), 1–15.

Yoshino, N., Taghizadeh-Hesary, F. et Hassanzadeh, A. (2014). Response of stock markets to monetary policy : An Asian stock market perspective. *International Journal of Monetary Economics and Finance*, *7*(3), 157–174.