UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

ESTIMATION ET RECHERCHE DE RÉGULARITÉS EMPIRIQUES RELATIVES AU TAUX D'INTÉRÊT RÉEL MONDIAL ET AUX COMPOSANTES IDIOSYNCRASIQUES DES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS DE PAYS INDUSTRIALISÉS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JOANIE OUELLETTE

JUIN 2019

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

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

REMERCIEMENTS

Je tiens à débuter ce mémoire en remerciant les personnes qui m'ont appuyé tout au long de ce travail.

Je voudrais tout spécialement remercier mon directeur de recherche, Alain Paquet, dont j'ai eu la chance d'avoir son aide durant tout le temps de cette recherche. Merci pour le partage de vos connaissances et de vos méthodes de travail. Merci pour vos judicieux conseils ainsi que pour vos nombreuses disponibilités tout en ayant un horaire chargé. Je crois sincèrement que la réalisation de ce mémoire a été en partie possible grâce à vous.

Je voudrais aussi remercier mes parents, France Roy et Alain Ouellette, d'avoir toujours été là pour moi et pour leur soutien financier. Merci aussi à ma soeur jumelle, Jade, et mon frère Raphaël pour leurs encouragements.

J'aimerais aussi remercier mon conjoint, Alexandre Côté, qui m'a côtoyé et toujours soutenu durant la rédaction de ce mémoire.

Finalement, je veux remercier également Éric Girard pour la bourse d'études qui m'a été octroyée dans le cade de mes études de deuxième cycle.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES vi

LISTE DES TABLEAUX ix

RÉSUMÉ xv

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LITTÉRATURE 5

1.1 Taux d'intérêt mondial 5

1.1.1 Concept théorique du taux mondial 5

1.1.2 Études empiriques du taux mondial 6

1.2 Taux d'intérêt naturel 13

1.2.1 Concept théorique du taux naturel 13

1.2.2 Études empiriques sur l'estimation du taux naturel 14

CHAPITRE II
MODÈLE ET STRATÉGIE EMPIRIQUE 18

2.1 Modèle à facteur commun 19

2.1.1 Représentation des taux d'intérêt réels par un modèle espace-état 20

2.1.2 Filtre de Kalman 23

2.2 Moyennes arithmétique et pondérée 28

2.3 Stationnarité des taux d'intérêt réels 30

2.4 Modèle VAR 34

CHAPITRE III

DONNÉES 41
3.1 Description et analyse des variables de taux d'intérêt nominaux . 41
3.1.1 Les taux d'escompte 42
3.1.2 Les taux d'intérêt nominaux à trois mois 43
3.1.3 Les taux d'intérêt nominaux à dix ans 44
3.2 Description et analyse des variables de l'indice des prix à la consommation 45
3.3 Construction des taux d'intérêt réels anticipés 45
3.3.1 Stationnarité des estimations des taux d'intérêt réels *ex ante* 47
CHAPITRE IV
RÉSULTATS 49
4.1 Analyse des différentes spécifications du modèle espace-état . . . 49
4.1.1 Modèles non contraints et modèle contraint 49
4.2 Analyse des mesures estimées du taux d'intérêt réel mondial . . . 54
4.2.1 Différentiels de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis 58
4.3 Faits stylisés 61
4.3.1 Analyse des comouvements avec les variables monétaires . 63
4.3.2 Analyse des comouvement avec le taux de change 71
4.3.3 Analyse des comouvements avec les variables fiscales et budgétaires 75
4.3.4 Analyse des comouvements avec les variables financières . 83
4.3.5 Analyse des comouvements de la production 85
4.4 Analyse du modèle VAR 88
CONCLUSION 97
ANNEXE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES TAUX D'INTÉRÊT NOMINAUX 101

ANNEXE B
STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS . 106

ANNEXE C
TESTS DE NON STATIONNARITÉ 111

ANNEXE D
ESTIMATION DU TAUX D'INTÉRÊT RÉEL MONDIAL 116

ANNEXE E
MODÈLE VAR 120

BIBLIOGRAPHIE 153

LISTE DES FIGURES

Figure — Page

4.1 Estimés du taux d'intérêt réel mondial pour trois échéances . . 57

4.2 Différentiels de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis pour trois échéances 59

B.1 Estimés des taux d'escompte réels anticipés 108

B.2 Estimés des taux d'intérêt réels anticipés à trois mois 109

B.3 Estimés des taux d'intérêt réels anticipés à dix ans 110

E.1 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel d'escompte mondial 120

E.2 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel mondial à trois mois 121

E.3 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel mondial à dix ans 122

E.4 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'escompte réel 123

E.5 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'intérêt réel à trois mois 124

E.6 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'intérêt réel à dix ans 125

E.7 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'escompte réel 126

E.8 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'intérêt réel à trois mois 127

E.9 Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'intérêt réel à dix ans 128

E.10 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'escompte réels 129

E.11 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois 130

E.12 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans 131

E.13 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'escompte réels 132

E.14 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois 133

E.15 Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans 134

E.16 Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'escompte réels 135

E.17 Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois 136

E.18 Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'intérêt à dix ans 137

E.19 Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'escompte réels 138

E.20 Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois 139

E.21 Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans 140

E.22 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'escompte réels 141

E.23 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois . . . 142

E.24 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans 143

E.25 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'escompte réels 144

E.26 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois . . . 145

E.27 Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans 146

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

4.1 Résultats du modèle espace-état d'un modèle non contraint pour les taux d'escompte réels et un bris en $t = 2009T1$ 52

4.2 Résultats du test de Wald pour les coefficients qui ont une forte présomption contre l'hypothèse nulle 53

4.3 Statistiques descriptives des différentiels de taux d'intérêt réels entre le Canada et les États-Unis pour trois échéances 61

4.4 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de M1 64

4.5 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de M1 65

4.6 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois dix ans avec les taux de croissance de M1 . . . 65

4.7 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de M1 66

4.8 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de M1 66

4.9 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de M1 . 67

4.10 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de M3 68

4.11 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de M3 68

4.12 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance de M3 69

4.13 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de M3 70

4.14 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de M3 70

4.15 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de M3 . 71

4.16 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain . 73

4.17 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain 73

4.18 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain 73

4.19 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain 74

4.20 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain 75

4.21 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain 75

4.22 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 77

4.23 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 77

4.24 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 78

4.25 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 79

4.26 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 79

4.27 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal 80

4.28 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 81

4.29 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 81

4.30 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 81

4.31 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 82

4.32 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 82

4.33 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal 83

4.34 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux d'escompte réels idyosincrasiques . 84

4.35 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois 84

4.36 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux d'intérêt réels idiosyncrasiques à dix ans 85

4.37 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance du PIB réel 86

4.38 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance du PIB réel . 86

4.39 Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance du PIB réel . . . 86

4.40 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance PIB réel . . . 87

4.41 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance du PIB réel 88

4.42 Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance du PIB réel 88

A.1 Description des taux d'escompte 101

A.2 Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'escompte nominaux . . . 102

A.3 Statistiques descriptives des taux d'escompte nominaux 103

A.4 Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'intérêt nominaux à trois mois 103

A.5 Statistiques descriptives des taux d'intérêt nominaux à trois mois 104

A.6 Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'intérêt nominaux à dix ans 105

A.7 Statistiques descriptives des taux d'intérêt nominaux à 10 ans 105

B.1 Statistiques descriptives des taux d'escompte réels 106

B.2 Statistiques descriptives des taux d'intérêt réels à trois mois . 107

B.3 Statistiques descriptives des taux d'intérêt réels à 10 ans . . . 107

C.1 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'escompte réels 111

C.2 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à trois mois 112

C.3 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à dix ans 112

C.4 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'escompte réels 113

C.5 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à trois mois 114

C.6 Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à dix ans 115

D.1 Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels anticipés à trois mois 116

D.2 Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels d'escompte anticipés 117

D.3 Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels anticipés à dix ans 118

D.4 Liste des cibles d'inflation pour l'année 2018 119

E.1 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à un jour . . 147

E.2 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à un jour 148

E.3 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à trois mois . 149

E.4 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à trois mois 150

E.5 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à dix ans . . 151

E.6 Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à dix ans 152

RÉSUMÉ

Le déclin des taux d'intérêt réels de court terme ou de long terme à de très bas niveaux des dernières années a particulièrement préoccupé les chercheurs. Par ailleurs, l'intégration mondiale croissante et récente des marchés financiers et des biens et services suggère une composante commune aux taux d'intérêt réels des pays industrialisés. Moyennant des estimés de taux d'intérêt réels *ex ante*, nous estimons une mesure de taux d'intérêt réel mondial pour une échéance à très court terme (un jour), à court terme (trois mois) et à long terme (dix ans) à l'aide d'un modèle espace-état et du filtre de Kalman. La période échantillonnale des trois mesures de taux d'intérêt est respectivement de 1980T1 à 2016T4, de 1989T1 à 2016T4 et de 1989T1 à 2016T4. De plus, nous comparons cette mesure à des moyennes arithmétique et pondérée. Ultimement, l'objectif de ce mémoire est de vérifier l'existence et de documenter de potentielles régularités empiriques associées aux taux d'intérêt réels mondial, de même qu'aux composantes idiosyncrasiques de taux d'intérêt réels de pays industrialisés. Nous tentons d'extirper des faits stylisés à l'aide de corrélations contemporaines et croisées entre nos estimés de taux d'intérêt réels mondial et des composantes de taux d'intérêt spécifique à un pays avec des variables macroéconomiques. Les résultats suggèrent une dynamique des taux à plus long terme différente de celle des taux à plus court terme. Par la suite, ces estimés, ainsi que des variables canadiennes et américaines de la croissance du PIB, du niveau des prix et du taux d'endettement sont utilisées dans un modèle VAR structurel. Les résultats proposent des réponses différentes pour les variables d'une grande économie ou bien d'une petite économie. Par exemple, un choc sur le taux mondial semble avoir un effet plus important sur la composante idiosyncrasique américaine que sur celle canadienne.

Mots-clés : taux d'intérêt mondial, pays industrialisés, régularités empiriques, court terme, long terme.

INTRODUCTION

Étant donné leur importance à la fois pour refléter et influencer l'économie, l'évolution des taux d'intérêt réels se mérite une attention particulière. Or, moyennant le calcul de taux d'inflation réalisé ou anticipé, on peut extraire des mesures de taux d'intérêt réels *ex post* ou *ex ante* pour des titres libellés en terme nominal, émis dans des pays spécifiques et pour différentes échéances. Par ailleurs, l'intégration internationale croissante et relativement forte des marchés financiers suggère que, dans une certaine mesure vraisemblablement non négligeable, les taux d'intérêt réels des différents pays partagent une composante commune déterminée par l'équilibre entre la demande et l'offre mondiale de fonds prêtables. Ainsi, le facteur commun peut être interprété comme étant le taux d'intérêt réel mondial.

De plus, l'évolution historique des taux d'intérêt réels, notamment en ce qui concerne leur déclin substantiel depuis les dernières années, a particulièrement intéressé les chercheurs. En effet, les dernières décennies sont marquées par deux grandes tendances des taux d'intérêt réels mondiaux. D'une part, les années 1970 montrent des mouvements de taux d'intérêt généralement à la hausse jusqu'en 1981 où les taux ont commencé à chuter. La période qui suit est toutefois affectée par la tendance baissière des taux d'intérêt, qui en plus, s'est accentuée au fil du temps. D'ailleurs, la crise financière de 2008 à 2009 a ramené les taux d'intérêt à de faibles niveaux jamais vus depuis les années 1960 (Desroches et Francis, 2010).

Étant donné qu'aucune agence statistique ne publie une mesure de taux d'intérêt réel mondial, des chercheurs se sont penchés sur l'estimation d'une mesure du taux d'intérêt mondial. Certains, dont Gagnon et Unferth (1995),

Gregory et Watt (2005), Lee (2002), Desroches et Francis (2010), Bahadir et Lastrapes (2015), ont estimé une mesure mondiale à l'aide d'un modèle à facteur commun et du filtre de Kalman. Par ailleurs, King et Low (2016) et Barro et Sala-i-Martin (1990) ont construit le taux d'intérêt réel mondial à partir d'une moyenne arithmétique des taux d'intérêt réels *ex ante* domestiques.

L'objectif de ce mémoire est d'estimer une mesure de taux d'intérêt réel mondial pour vérifier et documenter l'existence de potentiels faits stylisés associés aux taux d'intérêt des pays industrialisés. L'étude de la nature de ses régularités est fondamentale pour la science économique étant donné qu'elles permettent aux chercheurs de formuler des conjectures et des hypothèses pour mieux comprendre les phénomènes sous-jacents et, de vérifier si des modèles théoriques ont la capacité de reproduire des régularités empiriques observées. En effet, identifier les faits et tenter de les expliquer est une démarche préalablement essentielle à la recherche de relation de causalité pouvant guider le développement de la théorie économique. De plus, l'existence de telles régularités peut donner lieu, en autre, à de meilleures connaissances concernant l'évolution des taux réels des dernières années, notamment en ce qui concerne le déclin persistant des taux d'intérêt de court terme et de long terme depuis les années 1980.

Afin d'obtenir une mesure de taux d'intérêt réel qui reflète les anticipations des agents économiques en matière d'inflation, nous avons estimé des mesures de taux d'intérêt réel *ex ante*. Nous avons dans un premier temps calculé des mesures de taux d'inflation anticipés à l'aide de modèles autorégressifs estimés sur des échantillons de fenêtres mobiles pour une échéance de très court terme (un jour), de court terme (trois mois) et de long terme (dix ans). Par la suite, ces estimés ont été soustraits des taux d'intérêt nominaux afin d'extraire la partie réelle correspondante pour une même échéance. D'ailleurs, la construction d'une banque de données homogène et représentative de l'éco-

nomie mondiale pour trois échéances apporte une contribution à l'égard de cette problématique du fait que les travaux antérieurs se limitaient pour la plupart à un type de taux d'intérêt.

Ensuite, en utilisant les estimés de taux d'intérêt réels *ex ante*, nous avons construit un modèle à facteur commun (espace-état) pour extraire la composante commune et les composantes idiosyncrasiques des taux d'intérêt réels propre à chaque pays. À des fins de comparaison, nous avons également calculé des mesures de taux réel mondial à l'aide d'une moyenne arithmétique et d'une moyenne pondérée pour considérer l'impact du poids relatif des économies. La dernière étape à notre démarche consiste à la recherche de régularités empiriques. Pour cela, nous avons examiné les corrélations contemporaines et croisées du taux mondial et des composantes spécifiques pour un groupe de pays similaires avec des variables macroéconomiques. De plus, nous avons également considéré un modèle vectoriel autorégressif (VAR) afin de capturer les interdépendances entre plus que deux séries temporelles étant donné l'analyse bivariée des corrélations contemporaines et croisées. Nous contribuons à l'approfondissement des recherches concernant l'estimation d'un taux mondial et de ses possibles implications étant donné que cette stratégie n'est pas employée dans la littérature précédente.

Le but de ce mémoire n'est pas de faire une analyse structurelle et d'élaborer des certitudes en matière d'économie, mais bien de trouver des pistes de réflexion qui vont nécessiter des travaux subséquents. En particulier, nous montrerons que la dynamique des taux d'intérêt réels à long terme semble différente que celle des taux de plus court terme. Par exemple, une hausse du taux d'intérêt mondial affecte temporairement et négativement les sentiers de réponse du taux d'endettement américain et canadien pour l'échéance de long terme, contrairement à l'échéance de court terme, dont l'effet sur le taux mondial est permanent et positif. De plus, nous montrerons que les variables macroéconomiques concernant une grande économie se comportent

différemment que celles d'une petite économie.

Ce mémoire est divisé comme suit. Le premier chapitre discute des travaux portant directement et indirectement sur le sujet traité. Le deuxième chapitre propose la méthodologie utilisée afin d'estimer les mesures de taux d'intérêt réel mondial. Le troisième chapitre décrit les données en plus d'expliquer les méthodes économétriques qui ont servi pour la construction des taux d'intérêt réels *ex ante*. Ensuite, le quatrième chapitre décrit et analyse les résultats. Finalement, le dernier chapitre présente nos conclusions.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Étant donné l'importance des taux d'intérêt dans l'activité économique, la littérature regorge d'une panoplie de travaux diversifiés traitant de ce sujet. Que ce soit l'estimation du taux d'intérêt réel mondial ou bien du taux d'intérêt réel dit naturel, de nombreux auteurs ont tenté d'expliquer les mouvements mondiaux des taux d'intérêt des dernières décennies. Ces deux concepts sont étroitement liés puisque le taux d'intérêt réel mondial (ou d'un pays) est à la fois fonction d'un taux naturel mondial (ou d'un pays) et d'écarts par rapport au taux naturel correspondant. Dans la première section de ce chapitre, nous présenterons les contributions académiques les plus pertinentes en lien avec l'estimation du taux d'intérêt mondial et la deuxième section abordera les études traitant de l'estimation du taux naturel.

1.1 Taux d'intérêt mondial

1.1.1 Concept théorique du taux mondial

L'économie mondiale est associée à l'ensemble des échanges internationaux de biens, de services et de capitaux et elle représente un agrégat de toutes les mesures économiques des pays constituant la planète, que l'on nomme

les économies nationales. Puisque l'économie mondiale est une économie fermée et que le taux d'intérêt réel mondial d'équilibre du marché de crédit découle de l'équilibre entre l'offre agrégée mondiale de fonds prêtables et la demande agrégée mondiale de fonds prêtables. La détermination du taux d'intérêt réel d'équilibre national se distingue étant donné qu'elle se fait dans un contexte d'une économie ouverte. Les agents économiques peuvent alors acheter ou vendre des actifs obligataires à l'étranger et ainsi profiter des arbitrages sur les marchés financiers mondiaux. Ainsi, l'épargne nationale doit couvrir l'investissement domestique et l'investissement net à l'étranger pour que le marché soit en équilibre.

1.1.2 Études empiriques du taux mondial

Les chercheurs ont employé différentes méthodes d'estimation dans le but de proposer une mesure du taux d'intérêt réel mondial. Une approche triviale est de procéder à une moyenne arithmétique des taux d'intérêt réels *ex ante* de chaque pays. De même, on peut pondérer la moyenne des taux d'intérêt réels *ex ante* des pays par le poids relatif de leur économie afin d'obtenir la mesure mondiale. Certains chercheurs vont même paramétrer une équation d'investissement demandé et d'épargne désirée dans le but d'obtenir la mesure du taux mondial lorsque le marché des fonds prêtables est à l'équilibre. Une autre méthode plus sophistiquée consiste à exprimer les taux d'intérêt réels sous la forme d'un modèle espace-état. Cette approche décompose les taux réels d'un pays en deux composantes non observables : un facteur commun à tous (le taux d'intérêt réel mondial) et un facteur spécifique au pays. Ensuite, un filtre est appliqué aux équations de taux d'intérêt réels dans le but de dissocier les composantes cachées.

King et Low (2014) ont estimé une mesure du taux d'intérêt réel mondial en

étudiant le comportement du taux de rendement des obligations à dix ans pour les pays du G7 de 1985T1 à 2013T4 en excluant l'Italie [1]. La raison de cette exclusion est expliquée par le fait que la volatilité des taux d'intérêt nominaux est causée par des variations significatives dans la prime de risque de ce pays, associé à la probabilité de défaut ou bien à son évincement potentiel de l'Union monétaire européenne. En effet, le taux d'intérêt réel des obligations italiennes à dix ans est passé de 2.5 % à 6 % durant l'année 2011. Par la suite, ils estiment la courbe de rendement des obligations à dix ans à l'aide d'une méthode d'interpolation de Nelson et Siegel (1987) puisqu'ils n'ont pas beaucoup d'observations sur les obligations de différentes échéances pour chaque pays. Ils calculent ensuite la moyenne de ces estimations pour obtenir le taux d'intérêt réel mondial. En pratiquant le même exercice, les auteurs construisent une autre mesure du taux d'intérêt mondial, mais en pondérant le taux d'intérêt réel de chaque pays avec un poids proportionnel à leur PIB réel. Ils constatent que les deux mesures sont pratiquement identiques, excepté pour la période entre 1999 et 2001. Ces différences sont imputables au début des émissions d'obligations américaines indexées à l'inflation qui marque l'entrée des États-Unis dans l'échantillon. Les auteurs expliquent également que la ressemblance de la mesure du taux d"intérêt réel mondial non pondérée avec celle pondérée par le poids de leur économie suggère que les mouvements des rendements des obligations sont fortement corrélés à travers les pays industrialisés. Ensuite, King et Low (2014) comparent l'estimation du taux d'intérêt réel américain indexé à l'inflation avec la mesure du taux mondial estimée (non pondérée). Ils observent que les deux mesures affichent une tendance baissière pour la période donnée, mais avec quelques différences. Ils expliquent que les disparités entre les deux mesures peuvent être attribuées en partie à l'effet refuge des actifs détenus aux États-Unis et que cette différence représente une approximation de l'aversion au

1. Les pays sont l'Allemagne, le Canada, les États-Unis, la France, le Japon et le Royaume-Uni.

risque à l'échelle mondiale.

Une autre méthodologie employée consiste à estimer le taux d'intérêt réel mondial en modélisant l'investissement demandé et l'épargne désirée. En supposant que les pays de l'échantillon forment une économie fermée, cette approche permet ainsi de déterminer les facteurs clés qui sous-tendent le comportement de l'offre et de la demande de fonds prêtables. D'une part, Barro et Sala-i-Martin (1990) proposent un tel cadre empirique en s'intéressant au niveau relativement élevé des taux d'intérêt réels de pays industrialisés pendant les années 1980. Leur étude est basée sur un échantillon de neuf pays [2] membres de l'OCDE et les chercheurs considèrent les taux d'intérêt réels à trois mois. Le choix de ces pays pour représenter l'économie mondiale est justifié par le fait qu'ils forment 65 % du PIB réel mondial et que la balance nette du compte courant observée pour ce groupe de pays est très petite. La période échantillonnale est de 1952T2 à 1989T3. Leur méthode d'estimation consiste à égaliser les équations paramétrées par les auteurs de l'investissement mondial relatif au PIB réel mondial et de l'épargne mondiale relative au PIB réel mondial. Ils concluent que le taux d'intérêt réel mondial élevé des années 1980 s'explique par la hausse du prix du pétrole, augmentant ainsi le prix relatif du pétrole et engendrant ainsi une diminution de la production mondiale (choc négatif de l'épargne). Ils expliquent également la hausse du taux mondial par les rendements boursiers favorables ce qui augmente la rentabilité des investissements (choc positif sur la demande d'investissement désiré).

L'étude de Desroches et Francis (2010) se distingue de celle de Barro et Sala-i-Martin (1990) puisqu'ils désirent explorer les forces mondiales qui ont amené au déclin du taux d'intérêt réel depuis les années 1970. Ils considèrent la période échantillonnale entre 1970T1 et 2004T4. Ils ajoutent aussi à l'échan-

2. Les pays sont l'Allemagne, la Belgique, le Canada, les États-Unis, la France, le Japon, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suède.

tillon de Barro et Sala-i-Martin (1990) d'autres pays émergents et industrialisés, constituant ainsi 94 % du PIB réel mondial. Ils enrichissent également le cadre empirique en incluant davantage de déterminants de l'épargne et de l'investissement. D'abord, les auteurs expriment le taux d'épargne et le taux d'investissement comme deux équations linéaires de variables spécifiques à chacun des pays et d'une variable mondiale. Ils pondèrent aussi chacune de ces équations par le poids de chaque pays par rapport au PIB réel de l'échantillon et ils utilisent la méthode des moments généralisés (GMM) pour estimer les fonctions d'investissement et d'épargne qu'ils ont spécifiées. De plus, ils définissent le taux d'intérêt réel mondial comme étant la composante commune des taux d'intérêt réels des pays du G7 étant donné que leurs marchés financiers sont suffisamment intégrés avec les marchés mondiaux. Leurs taux d'intérêt reflètent donc le comportement mondial de l'épargne désirée et de l'investissement demandé. Les auteurs appliquent le filtre de Kalman à un modèle espace-état afin de retirer les fluctuations idiosyncrasiques des taux d'intérêt de chaque pays. Les résultats de Desroches et Francis (2010) suggèrent que la dynamique du taux d'intérêt réel mondial a été affectée par des variables qui varient relativement lentement au fil du temps. Ils citent la croissance de la population active, la structure des âges de la population mondiale et le niveau du développement financier. Ils concluent qu'il est fort probable qu'à long terme, le taux d'intérêt réel mondial demeurera faible. En effet, ils expliquent que la croissance de la population active est un paramètre important de l'investissement demandé et que celui-ci est susceptible de continuer à diminuer. Même si les auteurs négligent le fait que les pays émergents deviennent à plus forte intensité de capital au fil du temps et que la croissance de la population active est supérieure à celle des pays industrialisés, ils justifient leurs conclusions en mentionnant que ces pays seront probablement une source moins importante de l'investissement demandé mondial que dans le passé.

Gregory et Watt (2005) ont estimé un modèle mettant en relation les taux

d'intérêt réels mondiaux *ex post* et les taux d'inflation dans le but de détecter une relation structurelle entre ces deux variables. Bien que l'instrument monétaire des banques centrales soit les taux d'intérêt nominaux, ce sont les variations du taux nominal diminué de l'inflation, c'est-à-dire du taux d'intérêt réel, qui déterminent les fluctuations de la production. Ainsi, la structure de l'inflation est un paramètre pertinent afin de déterminer la composante commune aux taux d'intérêt mondiaux. Leur échantillon est basé sur les taux d'intérêt nominaux de court terme de neuf pays[3] industrialisés. Ils utilisent les observations comprises entre 1970M10 et 1995M06. De même que Desroches et Francis (2010), les auteurs ont utilisé une analyse factorielle dynamique afin d'étudier la structure stochastique du taux d'intérêt réel *ex post* de court terme et des taux d'inflation. Toutefois, ils décomposent pour chaque pays les taux d'intérêt réels observés en quatre composantes orthogonales, stochastiques et inobservables. Les quatre facteurs sont :

1. un facteur de taux d'intérêt réel commun à tous les pays ;
2. un facteur de taux d'inflation commun à tous les pays ;
3. un facteur de taux d'intérêt réel idiosyncrasique ;
4. un facteur de taux d'inflation idiosyncrasique.

Leurs résultats suggèrent que les facteurs communs ont des effets significatifs sur les taux d'intérêt réels et sur les taux d'inflation. De plus, ils ont trouvé que la composante commune du taux d'inflation a un effet négatif sur les taux d'intérêt réels pour les neuf pays étudiés. D'ailleurs, ils trouvent également que la source de l'inflation importe sur l'effet des taux d'intérêt réels. Si la source d'inflation dominante est domestique (mondiale), la relation entre le taux d'intérêt réel et l'inflation est positive (négative) et par conséquent, la relation attendue entre l'inflation et la production est négative (positive).

---

3. Les pays sont l'Allemagne, la Belgique, le Canada, les États-Unis, la France, le Japon, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse.

D'autre part, Gagnon et Unferth (1993) ont aussi procédé à une estimation de la composante commune du taux d'intérêt réel *ex post*. Leur mesure est basée sur neuf pays[4] industrialisés dont les marchés de capitaux étaient libres et sans restrictions depuis au moins quinze ans. Leur échantillon est composé d'observations mensuelles du taux d'intérêt nominal à trois mois et à douze mois sur les certificats de dépôts à un an de l'Union européenne entre 1977M09 et 199712. À l'aide de données longitudinales, les auteurs effectuent une régression par moindres carrés ordinaires (MCO) pour estimer la composante commune des taux d'intérêt réels et les déviations des taux domestiques avec le taux mondial. Ils observent une hausse significative du taux d'intérêt mondial au début des années 1980 associée à une contraction de la demande de monnaie et une baisse modérée du taux mondial en 1987 liée à l'augmentation de la demande de monnaie après l'effondrement des marchés boursiers. Le taux d'intérêt mondial a ensuite remonté de 1990 à 1991 avec l'accroissement de la demande d'investissement causé suite à l'unification de l'Allemagne. Ils expliquent également que la plupart des déviations entre le taux d'intérêt réel mondial et celui de chaque pays sont presque uniquement du bruit blanc, excepté pour les États-Unis. En effet, les déviations américaines par rapport au taux d'intérêt réel mondial sont persistantes et ils suggèrent que cela pourrait révéler une intégration plutôt limitée du marché des capitaux américain au marché mondial. Ce résultat est particulier à leur échantillon puisqu'en 1985 (au milieu de leur échantillon), le ratio des exportations et des importations par rapport au PIB pour les États-Unis était le $\frac{1}{5}$ des ratios moyens des autres pays de l'échantillon. Ils concluent que les corrélations entre les taux d'intérêt réels des pays sont assez élevées, de même que pour l'inflation anticipée, notamment à cause des chocs pétroliers de 1979 et de 1986, respectivement à la hausse et à la baisse des cours mondiaux du pétrole.

---

4. Les pays sont l'Allemagne, la Belgique, le Canada, les États-Unis, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse.

Enfin, une analyse qualitative publiée dans le World Economic Outlook par Furceri *et al.* (2014, chap. 3) traite aussi la question de la chute des taux d'intérêt réels depuis les années 1980. Cette étude mentionne également que les marchés financiers se sont suffisamment intégrés au cours des trois dernières décennies pour que les taux d'intérêt réels puissent être déterminés par des facteurs communs. Cela dit, l'utilisation d'une mesure mondiale en étudiant les mouvements de l'investissement et de l'épargne est appropriée. Sans élaborer de méthode d'estimation, cette analyse discute de l'effet de facteurs clés sur l'investissement et sur l'épargne de fonds prêtables dans un contexte d'équilibre général. Ces facteurs sont des variations : de l'épargne privée, de la politique fiscale, de la demande d'investissement, du prix relatif des investissements, de la politique monétaire et des changements de portefeuille entre les obligations et les capitaux propres. Or, ces changements justifient une anticipation d'une hausse des taux d'intérêt réels qui demeurera modérée sur le moyen terme. Trois principales raisons sont présentées. Premièrement, les effets de la crise économique mondiale de 2007 vont persister et les taux d'investissement par rapport au PIB réel de nombreuses économies avancées sont peu susceptibles de récupérer le même niveau d'avant la crise pour au moins les cinq prochaines années. Deuxièmement, la détention d'un portefeuille en faveur des obligations est susceptible de demeurer et bien que les taux sur les obligations peuvent augmenter à cause d'une augmentation de la prime de risque lors de la mise en place d'une politique monétaire non conventionnelle, cet effet sera moins important que les pressions d'autres influences, comme une plus forte régulation financière. Il en résulte ainsi une réduction de l'épargne et des réserves mondiales. Enfin, la faible croissance de l'économie des marchés émergents comparativement à la croissance d'avant la crise va limiter le taux d'épargne mondial, ce qui pourrait favoriser ainsi une augmentation du taux mondial.

1.2 Taux d'intérêt naturel

1.2.1 Concept théorique du taux naturel

La notion théorique du taux d'intérêt réel naturel d'équilibre a été introduite par Wicksell (1898) comme étant le taux d'intérêt lorsque l'inflation est stable et lorsque la production est à son niveau potentiel, c'est-à-dire à l'état stationnaire (les variables réelles sont à leur niveau potentiel et elles sont indépendantes de la politique monétaire). Conséquemment, on peut concevoir le taux d'intérêt réel mondial avec une contrepartie naturelle, qui est commune et implicite aux taux d'intérêt réels de tous les pays. Mais, de même, le taux d'intérêt réel d'un pays a une composante naturelle, bien que tributaire de sa contrepartie mondiale, qui provient d'une partie qui est propre à ce pays.

Toutefois, étant donné l'existence de certaines frictions et rigidités, pendant un certain temps, le taux d'intérêt réel est lui-même dépendant de la conduite de la politique monétaire, comme représenté empiriquement avec la règle de Taylor (1993). Comme l'a décrit Taylor (1993), le comportement de la politique américaine, ainsi que dans plusieurs pays, peut être représenté approximativement comme un ajustement des taux d'intérêt de très courts termes par rapport au taux d'intérêt naturel qui réagit à des écarts observés entre le taux d'inflation et une cible d'inflation, de même qu'entre le niveau ou le taux de croissance du PIB réel par rapport au niveau ou au taux de croissance du PIB réel potentiel. Ainsi, le taux d'intérêt naturel est un déterminant essentiel de la politique monétaire. Bien que ce taux soit directement inobservable, les études empiriques portant sur son estimation pourraient amener de l'information congruente avec les changements du taux d'intérêt mondial des dernières années.

1.2.2 Études empiriques sur l'estimation du taux naturel

Comme cette variable est inobservable, plusieurs modèles statistiques ont été élaborés pour estimer le taux d'intérêt naturel. Ses estimations peuvent alors différer selon les hypothèses retenues par les auteurs.

D'abord, de nombreux textes se sont inspirés de la méthodologie de Laubach et Williams (2003) afin d'estimer le taux d'intérêt naturel. Leur méthode s'appuie sur la définition de Wicksell (1898) et du cadre empirique d'un modèle d'équilibre général dynamique stochastique (DSGE) de la nouvelle macroéconomie keynésienne. Ce modèle se fonde sur les relations des équations de la courbe de Phillips nouvelle keynésienne et de l'équation IS dynamique (Gali, 2008). La première représente l'offre totale des biens de consommation et relie l'inflation à un niveau d'écart de production donné et au taux d'inflation anticipé. La deuxième exprime l'écart de production pour un taux d'intérêt naturel donné et peut être interprétée comme étant la demande globale des biens. À l'équilibre, ces deux équations déterminent le taux d'intérêt réel naturel. La méthode de Laubach et Williams (2003) consiste à représenter ces équations sous la forme d'un modèle espace-état dans le but d'estimer les composantes latentes à l'aide du filtre de Kalman. En plus, cette approche fait l'hypothèse que les chocs économiques sont tous persistants.

Holston *et al.* (2016) appliquent cette méthodologie empirique aux États-Unis, au Canada, au Royaume-Uni et à la zone euro. Ils estiment le taux naturel mondial entre 1965 et 2015 avec des observations mensuelles. Contrairement à Laubach et Williams (2003), ils permettent des effets transitoires provenant des chocs sur l'inflation et sur l'écart de production, mais ils n'en autorisent pas sur le taux d'intérêt naturel. Ils travaillent aussi avec une forme réduite de la courbe de Phillips et de l'équation IS dynamique en faisant abstraction des variables décalées et avancées. Leurs résultats montrent que les mouvements du taux de croissance de la production tendancielle

sont d'importants déterminants dans les variations du taux d'intérêt naturel, qui demeure à des niveaux historiquement bas depuis un certain temps. Ils concluent aussi que le déclin du taux d'intérêt naturel de chaque pays est un phénomène international qui serait en grande partie causé par des développements collectifs de plusieurs pays plutôt que de facteurs nationaux idiosyncrasiques. Finalement, Holston *et al.* (2016) expliquent que le niveau très faible du taux d'intérêt naturel a des implications sur la politique monétaire. En effet, toutes choses étant égales par ailleurs, un très bas taux d'intérêt réel naturel implique une politique monétaire contrainte à la borne limitant les taux d'intérêt à zéro, ce qui peut poser des difficultés pour les banques centrales à stimuler l'activité économique en contexte de ralentissement en deçà du potentiel.

Ensuite, Garnier et Wilhelmsen (2005) appliquent la méthode de Laubach et Williams (2003) pour estimer le taux d'intérêt naturel et l'écart de production de la zone euro au cours des quarante dernières années. Ils estiment également ces variables pour l'Allemagne et les États-Unis afin de les comparer avec la zone euro et leurs résultats sont analysés en lien avec les politiques monétaires poursuivies au fil des années[5]. D'abord, ils trouvent que l'estimation de l'écart du taux d'intérêt réel avec son niveau potentiel est négativement corrélée avec l'écart de production et l'écart de l'inflation avec leur niveau potentiel, ce qui est cohérent avec la théorie économique. Une hausse du taux d'intérêt réel incite, *ceteris paribus*, les agents à reporter à plus tard leur consommation et à réduire leurs investissements, ce qui tend à diminuer l'écart de production. Cette diminution réduit les pressions inflationnistes et subséquemment une politique monétaire moins restrictive à l'avenir. L'inverse est aussi vrai. Ainsi, leurs estimations pour la zone euro montrent une politique monétaire expansionniste durant les années 1970 à

5. La période échantillonnale est de 1963Q1 à 2004Q1 pour l'Allemagne et la zone euro et de 1961T1 à 2004T4 pour les États-Unis.

1980 et une politique plus stricte pour les années 1980 à 1990.

Toujours avec le même cadre d'analyse, Wynne et Zhang (2017) mesurent le taux d'intérêt naturel mondial dans une perspective où le niveau de l'intégration économique mondiale s'est accru. Ils considèrent un agrégat de vingt pays [6] pour construire le taux mondial pour la période de 1961T1 à 2015T4. Ils désirent documenter l'évolution du taux naturel mondial depuis la moitié du siècle dernier puis faire ressortir s'il y a lieu, les composantes communes du taux naturel des États-Unis avec le reste du monde. Ils tentent aussi de déterminer les principaux facteurs attribués aux fluctuations historiques du taux naturel mondial afin de voir s'il y a un lien entre les interactions internationales des États-Unis et le reste du monde. Ils suivent aussi la méthodologie de Laubach et Williams (2003) à quelques spécifications près afin de construire leurs estimations. Leurs résultats montrent que le taux naturel mondial ainsi que la croissance du PIB tendanciel mondial affichent une tendance à la baisse depuis les années 1960. Ils montrent aussi que leur estimation est semblable à la mesure mondiale de King et Low (2014) estimée avec les taux de rendement des obligations gouvernementales à dix ans. Ils expliquent que la plupart des fluctuations sont déterminées par le taux de croissance de la tendance de la production potentielle et qu'un autre déterminant qui n'est pas associé à la croissance de la partie tendancielle du taux naturel, comme les politiques fiscales et les préférences temporelles, contribue faiblement. Ils trouvent cependant que l'autre déterminant joue un rôle significatif dans les variations du taux naturel américain. Ils expliquent que cette différence est possiblement imputable à l'autre déterminant du taux naturel des États-Unis qui est affecté par le taux de croissance de la tendance de la production potentielle du reste du monde. De plus, ils trouvent que la relation entre le taux d'intérêt naturel mondial et la croissance du PIB

6. Les vingt pays sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Corée du Sud, la Norvège, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume-Uni, la Suède et la Suisse.

tendanciel mondial est modeste.

Enfin, Justiniano et Primiceri (2010) mesurent le taux d'intérêt réel à l'équilibre pour les États-Unis entre 1962T1 et 2008T4. Même si cette estimation n'est pas construite dans un contexte international, leur méthode s'avère intéressante par leur choix de certaines hypothèses. Tout d'abord, ils définissent le taux d'intérêt réel à l'équilibre comme étant le taux de rendement requis pour que la production de l'économie soit égale à son niveau potentiel. Ce niveau est quant à lui défini comme celui qui est cohérent avec des prix et des salaires flexibles et un coût marginal constant dans les marchés du travail et des biens et services. De plus, ce taux n'est pas observable dans les données et il est sujet à de nombreuses fluctuations à travers le temps suite aux chocs à la technologie ou au taux de préférence intertemporelle. Leur méthodologie se rapproche de celle de Laubach et Williams (2003), mais leur estimation du taux d'intérêt réel à l'équilibre est basée sur un modèle avec des fondements micro-économiques. Cette distinction implique que le taux d'intérêt repose sur l'optimisation du bien-être par les ménages et la maximisation des profits par les firmes. Le taux d'intérêt réel estimé est également obtenu avec le filtre de Kalman. Les auteurs rapportent que les taux d'intérêt réels sont sujets à des variations substantielles dans le temps. Afin de tester la robustesse de leurs résultats principaux, les auteurs ont utilisé un modèle à plus grande échelle avec un plus grand échantillon de données. Plus précisément, ils ont ajouté un mécanisme de propagation fourni par l'accumulation de capital endogène et ils ont augmenté le nombre d'observations pour la consommation et l'investissement. Leurs conclusions montrent que les mesures sont semblables pour le modèle à plus grande échelle et le modèle de référence.

CHAPITRE II

MODÈLE ET STRATÉGIE EMPIRIQUE

Ce chapitre présente la méthodologie employée afin d'estimer une mesure du taux d'intérêt réel mondial. L'analyse est construite en s'inspirant des méthodes de Desroches et Francis (2010) et de King et Low (2016). Les deux approches empiriques nécessitent la construction de mesures des taux d'intérêt réels anticipés pour chaque pays, ce que nous expliquerons dans le prochain chapitre.

Une fois estimés, nous leur appliquons des tests de racine unitaire pour vérifier si ces séries chronologiques sont non stationnaires. Puis, nous construisons des mesures de taux d'intérêt réel mondial à l'aide de trois méthodes. Premièrement, nous représentons les taux d'intérêt réels *ex ante* par les équations d'un modèle espace-état, la deuxième est l'utilisation d'un algorithme récursif qui permet d'estimer les variables inobservables et les paramètres. La notation de ces sections est celle suggérée par Kim et Nelson (1999). Aux fins de comparaisons, nous procèdons aussi à une estimation du taux réel mondial à l'aide de deux moyennes arithmétiques des taux. Finalement, nous auvons recours à différents modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) pour étudier le comportement dynamique des taux d'intérêt et rechercher, s'il y a lieu, certaines régularités empiriques.

2.1 Modèle à facteur commun

Vers la fin du vingtième siècle, la libéralisation des mouvements de capitaux a été un phénomène marquant pour l'économie mondiale. Plusieurs économistes ont alors proposé l'hypothèse que les mouvements internationaux de biens et de capitaux pouvaient entraîner l'égalisation des taux d'intérêt réels. Lorsque les conditions de non-arbitrage de parité relative des pouvoirs d'achat (PRPA) (pour le marché des biens et services) et de parité ouverte des taux nominaux (POTI) (pour le marché financier) tiennent en moyenne, on devrait observer une parité des taux d'intérêt entre deux pays pour des échéances similaires. En pratique, des barrières tarifaires et non tarifaires ou des perturbations persistantes affectant l'environnement économique entravent les échanges commerciaux et peuvent amener des changements anticipés dans le taux de change réel entre deux pays, et donc être une source de déviations entre leurs taux d'intérêt réels.

Par ailleurs, la forte intégration récente des marchés financiers mondiaux explique l'évolution de concert des taux d'intérêt réels de pays industrialisés dans la mesure où une prime de risque de change demeure relativement faible et qu'il n'y a pas de déviation marquée par rapport à la parité couverte des taux d'intérêt nominaux (PCTI). En observant les figures C.1, C.2 et C.3 de l'Annexe C, les taux d'intérêt réels à court terme ainsi qu'à long terme semblent montrer un lien commun étant donné leur dynamique semblable, ce qui suggère qu'il y a une composante commune à tous qui capte leur persistance. Par exemple, la figure C.3. montre que suite à la hausse des taux d'intérêt réels à dix ans, il s'en suivit une tendance baissière vers la fin des années 1980. De plus, plus l'échéance des taux d'intérêt est longue, plus leur comportement se ressemble en moyenne. On observe également que l'écart de taux entre les différents pays se rétrécit à partir des années 1990, ce qui laisse supposer une intégration plus forte des marchés financiers à partir

de cette période.

Tout comme Desroches et Francis (2010), nous allons considérer l'élément commun aux taux d'intérêt réels anticipés comme le taux réel mondial estimé par le filtre de Kalman[1]. Or, le principe d'un filtre est de dissocier des composantes inobservables dans les données. Cette approche nous permettra de retirer les fluctuations idiosyncrasiques des taux d'intérêt réels pour extraire les variations causées par un facteur spécifique à chacun des pays et garder uniquement l'élément commun à tous.

2.1.1 Représentation des taux d'intérêt réels par un modèle espace-état

D'abord, nous modélisons les séries temporelles des taux réels *ex ante* par un modèle espace-état. Cette représentation est nécessaire puisque notre modèle intègre la séparation entre les variables observables et les variables cachées. Le modèle est caractérisé par deux types d'équations. Une équation de mesure décrit la relation entre le vecteur de variables observables et les vecteurs de variables non observables et latentes. Cette équation montre que le taux d'intérêt réel peut être exprimé comme la somme d'un facteur commun et d'une composante spécifique à un pays :

$$r_{i,t} = r_{w,t} + z_{i,t}, \tag{2.1}$$

où $r_{i,t}$ est le taux réel observé du pays i à la période t, $r_{w,t}$ représente le facteur commun à tous les pays et $z_{i,t}$ capte les fluctuations idiosyncrasiques du même

1. D'autres auteurs considèrent le facteur commun à tous les taux de certains pays comme étant le taux mondial, dont Bahadir et Lastrapes (2015), Gagnon et Unferth (1993), Gregory et Watt (2005) et Lee (2002).

pays i au temps t. $r_{i,t}$ est un vecteur de $(n \times 1)$ variables observées, $r_{w,t}$ et $z_{i,t}$ sont des vecteurs $(n \times 1)$ de variables latentes, où n est le nombre de pays dans l'échantillon. Le deuxième type d'équations décrit la dynamique des variables non observables ou dites cachées. On appelle celles-ci les équations de transitions ou les équations d'états. Elles s'expriment ici sous la forme d'équations de différence de premier ordre :

$$r_{w,t} = \mu + \beta_w r_{w,t-1} + \epsilon_{w,t}, \tag{2.2}$$

$$z_{i,t} = \beta_i z_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \tag{2.3}$$

où μ est la mesure estimée du taux réel mondial, β_w et β_i sont les pentes des facteurs associés à la persistance, puis $\epsilon_{w,t}$ et $\epsilon_{i,t}$ sont les perturbations stochastiques de chaque facteur. L'écriture d'un modèle de série chronologique sous une forme espace-état permet l'utilisation du filtre de Kalman pour faire des inférences sur les variables non observables, $r_{w,t}$ et $z_{i,t}$.

Les équations de mesure peuvent être regroupées sous forme matricielle comme :

$$\begin{pmatrix} r_{can,t} \\ r_{usa,t} \\ \vdots \\ r_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 1 & 0 & \dots & 0 \\ 1 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 1 & 0 & 0 & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{w,t} \\ z_{can,t} \\ z_{usa,t} \\ \vdots \\ z_{i,t} \end{pmatrix}, \tag{2.4.a}$$

$$r_t = HL_t, \tag{2.4.b}$$

où r_t est un vecteur de taux d'intérêt réels de n pays, H est une matrice de

dimension $n \times (n+1)$ qui relie les variables observables à celles latentes et L_t est un vecteur de dimension $(n+1) \times 1$ de variables latentes.

Les équations de transitions (d'états) peuvent être regroupées sous forme matricielle comme :

$$\begin{pmatrix} r_{w,t} \\ z_{can,t} \\ z_{usa,t} \\ \vdots \\ z_{i,t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_w & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & \beta_{zcan} & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \beta_{zusa} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \beta_{zi} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} r_{w,t-1} \\ z_{can,t-1} \\ z_{usa,t-1} \\ \vdots \\ z_{i,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \epsilon_{w,t} \\ \epsilon_{zcan,t} \\ \epsilon_{zusa,t} \\ \vdots \\ \epsilon_{zi,t} \end{pmatrix}, \tag{2.5.a}$$

$$L_t = c + \beta L_{t-1} + v_t. \tag{2.5.b}$$

où c est un vecteur de constantes de dimension $(n+1) \times 1$, β est une matrice carrée de dimension $(n+1) \times (n+1)$ qui désigne les coefficients associés à la persistance des variables d'états, L_{t-1} est un vecteur de dimension $(n+1) \times 1$ composé des variables d'états en $(t-1)$ et v_t est un vecteur des termes d'erreurs stochastique de dimension $(n+1) \times 1$.

Pour les deux types d'équations, i indique l'indice de pays qui varient de 1 à n, en fonction des données disponibles. Ainsi, pour les variantes du modèle avec le taux d'escompte, le taux à trois mois et le taux à dix ans, n est respectivement égal à quinze, onze et neuf pays.

Pour décrire notre méthodologie, la notation matricielle la plus simple sera utilisée dans le but de réduire le nombre d'équations.

2.1.2 Filtre de Kalman

Afin de calculer des estimations filtrées du vecteur L_t, l'algorithme du filtre de Kalman est utilisé. Dans un environnement gaussien, le filtre de Kalman donne la solution optimale d'un système dynamique linéaire. Or, le problème consiste à estimer pour chaque période t les variables inobservables conditionnellement aux variables observées jusqu'à la date T. En effet, en spécifiant correctement la structure du modèle espace-état et les variances du vecteur v_t, le filtre de Kalman va minimiser l'erreur de prévision entre les vecteur de variables non observables au temps L_t et L_{t-1} et ainsi, obtenir la meilleure anticipation du taux réel mondial pour la période actuelle. Nous supposons que les termes d'erreurs des équations de transitions sont indépendants et identiquement distribués. De plus, les corrélations entre les perturbations stochastiques contemporaines doivent être nulles étant donné qu'un facteur commun lie les taux d'intérêt. Ces hypothèses sont cruciales pour identifier et permettre la décomposition de l'équation de mesure et ainsi, l'estimation des variables non observables.

$$\epsilon_{w,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_w^2) \quad \forall t, \tag{2.6}$$

$$\epsilon_{i,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_{zi}^2) \quad \forall i, t, \tag{2.7}$$

$$E(\epsilon_{w,t}\epsilon_{i,t}) = 0 \quad \forall i, t. \tag{2.8}$$

De façon matricielle :

$$v_t \sim i.i.d. \quad N(0, Q) \quad \forall t. \tag{2.9}$$

$$E[v_t v_t'] = 0 \quad \forall t. \tag{2.10}$$

Le filtre de Kalman est un algorithme récursif, c'est-à-dire que pour estimer l'état présent, il utilise uniquement l'information jusqu'à la période précédente. Par la suite, un ajustement est effectué sur l'état actuel lorsque l'information devient disponible. Le filtre est utilisé pour calculer des estimateurs optimaux du vecteur d'état inobservable L_t, où $t = 1, 2, ..., T$, basé sur un ensemble d'information approprié, en supposant que les paramètres μ, β, Q, σ_w et σ_{zi} sont connus. Les paramètres inconnus sont qui composent les vecteurs L_t et L_{t-1}. Dépendamment de l'ensemble d'informations choisi, deux types d'estimation sont possibles : le filtrage et le lissage. Le filtrage correspond à une estimation de L_t basée sur l'information disponible jusqu'au temps t et le lissage, à une estimation de L_t basée sur toute l'information disponible à travers tout l'échantillon T. Nous calculerons une approximation par lissage étant donné que cette mesure est plus précise que l'approximation par filtrage puisqu'elle contient davantage d'information [2].

Avant tout, nous utilisons la notation de Kim et Nelson (1999) pour expliquer le processus récursif du filtre de Kalman :

ψ : l'ensemble d'information
$L_{t|t} = E[L_t|\psi_t]$: l'espérance de L_t conditionnelle à l'information jusqu'au temps t
$L_{t|t-1} = E[L_t|\psi_{t-1}]$: l'espérance de L_t conditionnelle à l'information jusqu'au temps $(t-1)$
$L_{t|T} = E[L_t|\psi_T]$: l'espérance de L_t conditionnelle à l'information jusqu'au temps T
$P_{t|t} = E[(L_t - L_{t|t})(L_t - L_{t|t})']$: la matrice de covariance de L_t conditionnelle

2. L'estimation par lissage contient les valeurs futures de L_t contrairement à l'estimation par filtrage.

à l'information jusqu'au temps t
$P_{t|t-1} = E[(L_t - L_{t|t-1})(L_t - L_{t|t-1})']$: la matrice de covariance de L_t conditionnelle à l'information jusqu'au temps $(t-1)$
$P_{t|T} = E[(L_t - L_{t|T})(L_t - L_{t|T})']$: la matrice de covariance de L_t conditionnelle à l'information jusqu'au temps T
$\eta_{t|t-1} = r_t - r_{t|t-1}$: l'erreur de prévision
$f_{t|t-1} = E[\eta^2_{t|t-1}]$: la variance conditionnelle de l'erreur de prévision

L'algorithme est divisé en deux étapes distinctes : la prévision et la mise à jour. Intuitivement, l'estimation filtrée de L_t s'enchaîne au fur et à mesure où l'information sur r_t s'accumule et se révèle avec le passage du temps. D'une part, le meilleur estimateur des facteurs L_t basé sur l'information en $(t-1)$ est sa moyenne conditionnelle. C'est l'étape de prévision :

$$L_{t|t-1} = E[L_t|\psi_{t-1}], \tag{2.11}$$

avec comme variance

$$P_{t|t-1} = E[(L_t - L_{t|t-1})(L_t - L_{t|t-1})']. \tag{2.12}$$

Lorsque l'information sur r_t devient disponible, un meilleur estimateur de L_t est donné par sa moyenne conditionnelle réajustée, ce qu'on appelle l'étape de mise à jour. Avec la nouvelle information sur la valeur actuelle de r_t, nous pouvons obtenir l'erreur de prévision $\eta_{t|t-1}$ et ainsi l'ajouter à la valeur de $L_{t|t-1}$:

$$L_{t|t} = E[L_t|\psi_t], \tag{2.13}$$

avec comme variance

$$P_{t|t} = E[(L_t - L_{t|t})(L_t - L_{t|t})']. \tag{2.14}$$

En appliquant ce raisonnement à notre modèle, plus précisément à l'équation (2.4b) et (2.5b), nous obtenons les équations suivantes. Nous débutons par les estimations par filtrage pour obtenir par la suite celles par lissage.

ESTIMATION PAR FILTRAGE

1. Prévision

$$Lt|t-1 = \beta L_{t-1|t-1}, \tag{2.15}$$

$$P_{t|t-1} = \beta P_{t-1|t-1}\beta' + Q, \tag{2.16}$$

$$\eta_{i,t|t-1} = r_t - r_{t|t-1} = r_t - H_t L_{t|t-1}, \tag{2.17}$$

$$f_{i,t|t-1} = H_t P_{t|t-1} H_t', \tag{2.18}$$

2. Mise à jour

$$\beta_{t|t} = L_{t|t-1} + K_t \eta_{i,t|t-1}, \tag{2.19}$$

$$P_{t|t} = P_{t|t-1} - K_t H_t P_{t|t-1}, \tag{2.20}$$

où $K_t\eta_{i,t|t-1}$ est l'ajustement de la prévision et $K_t = P_{t|t-1}H_t' f_{i,t|t-1}^{-1}$ est le gain de Kalman.

Le gain de Kalman peut également être interprété comme étant le poids

accordé aux informations nouvellement disponibles qui sont contenues dans l'erreur de prévision.

De plus, on suppose que les valeurs initiales, $L_{0|0}$ et $P_{0|0}$, sont respectivement la moyenne non conditionnelle de L_t et la matrice de covariance de L_t puisqu'on fait l'hypothèse que le vecteur L_t est stationnaire[3].

La moyenne non conditionnelle de L_t est alors :

$$E[L_t] = \beta E[L_{t-1}] + E[v_t], \tag{2.21}$$

et $L_{0|0} = \beta L_{0|0}$ est à l'état stationnaire.

La matrice de covariance non conditionnelle de L_t est alors :

$$Cov(_t) = \beta Cov(L_{t-1})\beta' + Cov(v_t), \tag{2.22}$$

et $P_{0|0} = \beta P_{0|0}\beta' + Q$ est à l'état stationnaire.

Par ailleurs, pour obtenir une estimation de β_t basée sur toute l'information disponible à travers l'échantillon T, les équations (2.19) et (2.20) deviennent :

ESTIMATION PAR LISSAGE $(t = T-1, T-2, ...1)$

$$L_{t|T} = L_{t|t} + P_{t|t}\beta' P^{-1}_{t+1|t}(L_{t+1|T} - \beta L_{t|t} - \mu), \tag{2.23}$$

$$P_{t|T} = P_{t|t} + P_{t|t}\beta' P^{-1}_{t+1|t}(P_{t+1|T} - P_{t+1|t})P^{-1}_{t+1|t}\beta P'_{t|t}, \tag{2.24}$$

---

3. Nous montrerons ultérieurement dans cette section la stationnarité des taux d'intérêt théoriquement.

où les valeurs initiales, $L_{T|T}$ et $P_{T|T}$ sont obtenues par la dernière itération de l'estimation par filtrage.

Précédemment, nous avons supposé dans notre présentation que les paramètres μ, F, Q, σ_w et σ_{zi} sont connus. Toutefois, ces paramètres sont inconnus et ils doivent être préalablement estimés étant donné que l'estimation du vecteur L_t, pour $t = 1, 2, \ldots, T$, est conditionnelle à ces paramètres. L'estimateur naturel de ces paramètres est l'estimateur du maximum du log de vraisemblance. Puisque l'hypothèse d'une distribution gaussienne des vecteurs L_t et v_t est faite, la distribution de $L_t|\psi_{t-1}$ l'est aussi. En connaissant la densité du vecteur, on peut chercher le vecteur en ayant recours à l'estimation par maximum de vraisemblance :

$$L_t|\psi_{t-1} \sim N(L_{t|t-1}, f_{t|t-1}). \tag{2.25}$$

La fonction log-vraisemblance de l'échantillon peut être représentée par :

$$lnL = \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} ln(2\pi f_{t|t-1}) - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T} \eta'_{t|t-1}. \tag{2.26}$$

2.2 Moyennes arithmétique et pondérée

Une approche alternative au filtre de Kalman est celle de King et Low (2014). Elle consiste à calculer le taux mondial comme soit une moyenne arithmétique, soit une moyenne pondérée des taux selon le poids relatif des PIB de chaque pays considéré. Comparativement à King et Low (2014), puisque les taux de rendement des obligations indexées sur l'inflation ne sont pas disponibles pour certains pays et pour une échéance assez longue, nous utilisons

nos mesures de taux d'intérêt réels anticipés. D'une part, nous estimons une moyenne arithmétique tout comme King et Low (2014) :

$$r_{w,t} = \sum_{t=1}^{T} \sum_{i=can}^{n} \frac{r_{i,t}}{n} \quad \forall i, t. \tag{2.27}$$

Étant donné que les taux d'intérêt sont fonction de différents facteurs réels propres et communs au pays qui affectent l'offre et la demande de fonds prêtables, on peut considérer les poids des économies pour calculer la moyenne mondiale. De plus, l'écart entre deux taux d'intérêt réels donnés peut être exprimé comme la somme d'une dépréciation anticipée du taux de change réel et d'une prime de risque de change découlant d'une déviation par rapport à la POTI.

En effectuant la moyenne des taux d'intérêt réels de tous les pays, l'effet de la variation du taux de change réel anticipé devient nul pour la mesure du taux mondial[4]. Il reste toutefois à considérer le risque de change qui provient de l'arbitrage financier auquel les investisseurs font face en choisissant le portefeuille qui maximise les rendements totaux attendus de placements en monnaie locale et étrangère. En effet, la prime de risque associée à une devise peut être soit positive ou soit négative. Certaines monnaies bénéficient d'un effet de valeur refuge étant donné que les actifs libellés dans ses devises génèrent des excès de rendement positifs en moyenne durant les crises économiques. Par exemple, le dollar américain est une valeur refuge et sa prime de risque est négative à long terme (King et Low, 2014). Suivant ce raisonnement, il est pertinent d'estimer une moyenne pondérée par le poids des économies de chaque pays afin d'observer l'impact des primes de risque sur

4. Cet effet découle de notre hypothèse que l'agrégation des pays que nous avons choisis représente une part suffisamment élevée de l'économie mondiale, en termes du PIB, pour être considérée comme représentative de l'économie mondiale.

le taux réel mondial. La pondération est proportionnelle à la moyenne par période de leur produit intérieur brut réel respectif :

$$r_{w,t} = \sum_{t=1}^{T} \sum_{i=can}^{n} \frac{PIB_{i,t}}{PIBtotal_t} r_{i,t} \quad \forall i, t, \tag{2.28}$$

où $PIB_{i,t}$ est la moyenne par période du PIB réel pour un pays i et $PIBtotal_t$ est le PIB réel total des pays considérés par période. Les mesures de PIB pour chaque pays sont exprimées en dollar américain et à parité de pouvoir d'achat.

2.3 Stationnarité des taux d'intérêt réels

Étant donné l'objectif d'estimer une mesure de taux d'intérêt réel mondial, il est pertinent d'analyser les propriétés de long terme des taux qui la constituent. De ce fait, nous voulons vérifier si les séries de taux d'intérêt réels sont stationnaires. Une série stationnaire a des propriétés uniques. En effet, elle fluctue autour d'une valeur moyenne tout au long d'une période donnée et sa dépendance temporelle diminue au fil du temps. Les séries temporelles ne vérifiant pas toutes les conditions sont dites non stationnaires. On retrouve deux types de non stationnarité : la non stationnarité déterministe et la non stationnarité stochastique. Cependant, les deux types n'ont pas les mêmes implications statistiques sur la nature du processus.

Par définition, un processus Y_t est caractérisé par une non stationnarité déterministe s'il peut s'écrire de la manière suivante :

$$Y_t = f(t) + Z_t \quad \forall t, \tag{2.29}$$

où f(t) est une fonction qui dépend du temps et Z_t est un processus stationnaire.

Or, une des caractéristiques de ce type de processus est l'effet temporaire d'un choc imprévu, étant donnée la partie tendancielle qui reste inchangée.

Le type de non stationnarité stochastique se définit comme suit :

$$Y_t = Y_{t-1} + Z_t \quad \forall t. \tag{2.30}$$

On peut aussi le décrire comme un processus intégré d'ordre d lorsque le processus différencié d fois est stationnaire.

$$Y_t \sim I(d) \quad \forall t. \tag{2.31}$$

Une des conséquences de ce type de non stationnarité est l'intensité de la persistance des chocs. En effet, un choc à une date donnée influence la tendance et a un effet permanent sur le processus puisque sa dynamique propre ne sera pas portée à la ramener sur une trajectoire déterministe ou à osciller autour d'une telle trajectoire. Au contraire, sa variance non conditionnelle sera non bornée.

Nous discutons d'abord de l'à-propos ou non de caractériser le taux d'intérêt réel comme intégré. Par exemple, en considérant le problème d'optimisation intertemporelle d'un consommateur représentatif, avec une fonction d'utilité isoélastique avec un degré relatif de riscophobie constant [5] on peut montrer que la condition d'Euler associée au choix intertemporelle entre C_t et C_{t+1} est donnée par :

---

5. Le problème d'optimisation s'écrit de la manière suivante : $\max_{|C_{t+s}|_{s=t}^{\infty}} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+\rho}\right)^t U(C_{t+s})$ sujet à $\sum_{s=t}^{\infty} \frac{C_{t+s}}{(1+r_t)^t} = \sum_{s=t}^{\infty} \frac{Y_{t+s}}{(1+r_t)^t}$.

$$\frac{1}{(1+\rho)}U'(C_{t+1}) = U'(C_t)\frac{1}{1+r}. \tag{2.32}$$

où r désigne le taux d'intérêt réel, ρ représente le taux de préférence intertemporelle et $U(\cdot)$ est la fonction d'utilité.

En considérant une fonction d'utilité où l'agent est averse au risque :

$$U(C_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma}, \tag{2.33}$$

avec σ comme l'élasticité de substitution intertemporelle de la consommation.

Nous obtenons des équations (2.32) et (2.33) :

$$\frac{1+r}{1+\rho}\left(\frac{C_{t+1}}{C_t}\right)^{-\sigma} = 1, \tag{2.34}$$

$$ln(1+r) - ln(1+\rho) = \sigma[ln(C_{t+1}) - ln(C_t)], \tag{2.35}$$

où $ln(C_{t+1}) - ln(C_t)$ représente le taux de croissance de la consommation d'une économie d'échange. Par la contrainte budgétaire, l'expression équivaut également au taux de croissance de la production à long terme $g_{y_{lt}}$.

Donc,

$$r \approx \rho + \sigma g_{y_{lt}}. \tag{2.36}$$

Ainsi, le taux d'intérêt réel d'équilibre est fonction du taux de préférence intertemporelle qui permet de convertir l'utilité de la consommation future en unités présentes, de l'élasticité de substitution intertemporelle de sa consommation et du taux de croissance à long terme de la production. À moins que le taux de croissance de la production d'une économie à long terme soit non

stationnaire, le taux d'intérêt réel sera théoriquement stationnaire puisque le taux de préférence intertemporelle est vraisemblement constant et certainement pas non stationnaire.

Ceci dit, nous avons vérifié empiriquement la stationnarité des taux d'intérêt réels dans le but de caractériser la dynamique des séries. Nous utilisons le test Dickey-Fuller augmenté (ADF) qui utilise une correction paramétrique pour capter la dynamique temporelle des variables considérées. Le nombre de retards optimaux sur la variation du taux d'intérêt réel à inclure dans la spécification empirique du test est basé selon le critère Akaike modifié (MAIC), tel que suggéré par Ng et Perron (2001). Le test est généralement mené en se référant aux régressions suivantes :

$$\Delta r_{i,t} = \beta_{0ct} + \rho_i r_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{l} \alpha_i \Delta r_{i,t-i} + u_{i,t}, \tag{2.37}$$

$$\Delta r_{i.t} = \beta_{0ct} + \beta_{1ct} t + \rho_i r_{i,t-1} + \sum_{i=1}^{l} \alpha_i \Delta r_{i,t-i} + u_{i,t}. \tag{2.38}$$

où Δ indique la première différence, β_{0ct} représente la constante, $\beta_{1ct}t$ est le terme associé à la tendance déterministe et $u_{i,t}$ est un terme d'erreur.

Le test de racine unitaire consiste à tester :

$H_0 : \rho_i = 0$ contre $H_A : \rho_i < 0$

La forme choisie est celle qui correspond le mieux à l'observation graphique des taux réels. L'hypothèse nulle correspond à la présence d'une racine unitaire et son alternative est la stationnarité de la variable. Les valeurs critiques du test dépendent de la présence d'une constante ou bien d'une tendance[6].

---

6. Les valeurs critiques sont celles de MacKinnon (1991).

Les propositions tirées des tests de racine unitaires sont mitigées. En effet, Perron (1989) a montré que l'incapacité de permettre un bris structurel existant amène un biais qui diminue la possibilité de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire fausse. Cela dit, plusieurs chercheurs proposent différents tests ADF qui autorisent un bris structurel qui peut être déterminé *a priori* (Perron, 1989) ou bien de manière endogène (Zivot and Andrews, 1992 ; Banerjee et al., 1992 ; Vogelsang and Perron, 1998). Or, Christiano (1992) critique la supposition de Perron (1989) en citant le problème de « data-mining » qui concerne la sélection d'une date fixée de manière exogène. Nous allons ainsi effectuer un test qui considère un bris structurel endogène aux données[7].

2.4 Modèle VAR

Une fois les séries pour le taux d'intérêt réel mondial et pour les composantes idiosyncrasiques des pays construites, nous avons modélisé la dynamique de nos variables d'intérêt sous la forme d'un modèle VAR afin d'observer les interdépendances temporelles de ces dernières ainsi qu'avec d'autres variables macroéconomiques. Une approche décrite par Lütkepohl (2005) pour trouver un modèle avec des résidus contemporains non corrélés est de modéliser les relations contemporaines sous la forme structurelle suivante :

$$Ay_t = A_1^* y_{t-1} + ... + A_1^* y_{t-p} + \epsilon_t, \tag{2.39}$$

où y_t représente le vecteur de variables endogènes de dimensions $(k \times 1)$. Dans le cas présent, k va être égale à neuf, A et A^* sont des matrices des coefficients structurels à estimer de dimension $(k \times k)$ et ϵ_t est un vecteur

7. Les valeurs critiques sont celles de Vogelsang (1993).

d'erreurs structurelles indépendamment et identiquement distribuées de dimension $(k \times 1)$ non corrélées à la période contemporaine. La matrice de variance-covariance Σ_ϵ est de dimension $(k \times k)$:

$$E(\epsilon_t) = 0, \tag{2.40}$$

$$E(\epsilon_t, \epsilon_t') = \Sigma_\epsilon. \tag{2.41}$$

Sous forme matricielle, le vecteur y_t prend la forme suivante :

$$\begin{bmatrix} PIBr_{usa,t} \\ ri_mondial_t \\ TD_{usa,t} \\ IPC_{usa,t} \\ z_i_{usa,t} \\ PIBr_{can,t} \\ TD_{can,t} \\ IPC_{can,t} \\ z_i_{can,t} \end{bmatrix}, \tag{2.42}$$

où $PIBr_{usa,t}$ est le PIB réel américain, $ri_mondial_t$ est le taux d'intérêt réel mondial, $TD_{usa,t}$ est le taux d'endettement américain par rapport à son PIB nominal, $IPC_{usa,t}$ est l'IPC américain, $z_i_{usa,t}$ est la partie spécifique du taux d'intérêt réel mondial des États-Unis, $PIBr_{can,t}$ est le PIB réel canadien, $TD_{can,t}$ est le taux d'endettement canadien par rapport à son PIB nominal, $IPC_{can,t}$ est l'IPC canadien et $z_i_{can,t}$ est la partie spécifique du taux d'intérêt réel mondial du Canada. L'indice i correspond au taux d'intérêt réel mondial d'escompte, taux d'intérêt réel mondial à trois mois ou au

taux d'intérêt réel mondial à dix ans et l'indice t indique la période[8].

Le choix des variables retenues repose sur leur relation temporelle avec le taux d'intérêt réel mondial. De plus, le choix de la variable de l'indice des prix est pertinent quant à son rôle pour décrire les effets à la Taylor ainsi que celui pour la variable du taux d'endettement étant donné les changements importants survenus dans la variation de la dette sur la période échantillonnale. De plus, nous avons opté pour le Canada afin de considérer une petite économie ouverte et pour les États-Unis pour qu'une grande économie ouverte soit présente dans notre échantillon.

Le nombre de retards optimal p spécifié est égal à deux, tant sur la base du critère d'information bayesien (BIC), en plus du critère d'information Akaike (AIC) et celui de Hannah et Quinn (HQ) qui suggéraient le même nombre de retards.

Seule la forme réduite du modèle VAR est directement estimable. Elle est obtenue en prémultipliant l'équation (2.39) par A^{-1}. Ainsi, en assumant que A est inversible, la forme réduite du modèle structurel sous-jacent est associée au modèle VAR suivant :

$$y_t = A^{-1}A_1^* y_{t-1} + ... + A^{-1}A_p^* y_{t-p} + A^{-1}\epsilon_t, \tag{2.43}$$

$$y_t = A_1 y_{t-1} + ... + A_p y_{t-p} + u_t, \tag{2.44}$$

où $A_i = A^{-1}A_i^* \quad \forall i = 1, ..., p$ et $u_t = A^{-1}\epsilon_t$.

La matrice variance-covariance Σ_u est de dimension (9×9) et elle est définie

8. Notons que ces variables sont toutes des mesures en niveau exprimées en pourcentage sauf pour celles correspondant au PIB réel et à l'IPC ont été exprimées en logarithme.

comme suit :

$$\Sigma_u = E[u_t, u_t'] = AE[\epsilon_t, \epsilon_t']A' = A\Sigma_\epsilon A'. \tag{2.45}$$

Afin de pouvoir représenter les fonctions de réponses des variables d'intérêt, on peut exprimer la représentation moyenne mobile infinie de la forme réduite du modèle VAR :

$$\Delta y_t = C(L)u_t, \tag{2.46}$$

où $C(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ et $C_0 = I$.

On peut également écrire le vecteur y_t sous une forme structurelle :

$$\Delta y_t = A(L)\eta_t, \tag{2.47}$$

où η est le vecteur de dimension (9×1) des erreurs de la forme structurelle où $A(L) = \sum_{i=0}^{\infty} C_i L^i$ et $E(\eta_t \eta_t') = \Omega_\eta$.

En assumant l'hypothèse que les chocs structurels sont orthogonaux, on obtient $\Omega_\eta = I$.

Étant donné les équation (2.46) et (2.47), les erreurs de la forme structurelle sont reliés aux erreurs de la forme réduite par la relation suivante :

$$\epsilon_t = A(0)\eta_t. \tag{2.48}$$

Ainsi, la matrice variance-covariance peut s'exprimer comme suit :

$$\Sigma_\epsilon = A(0)\Omega A'(0). \tag{2.49}$$

Ainsi, en imposant suffisamment de restrictions d'identification, nous sommes en mesure de déterminer la matrice $A(0)$. Or, les restrictions d'identification de court terme se basent sur une structure récursive ou bien sur un ordonnancement de la variable décrivant l'ordre dans lequel une innovation structurelle en t sur une variable donnée affecte ou non une autre variable en t. Ainsi, l'ordonnancement approprié à la Choleski implique que la matrice $A(0)$ soit triangulaire inférieure dont tous les éléments sur la diagonale sont égaux à un. Considérant l'ordonnancement choisi, il semble raisonnable qu'un choc sur la production réelle affecte de façon contemporaine les variables financières ou bien fiscales. Toutefois, nous supposons qu'un choc sur les variables financières ou bien fiscales à la période contemporaine n'a pas d'effet sur la production réelle. De plus, nous assumons que les variables américaines ne réagissent pas à tout choc sur les variables canadiennes. Ainsi, les variables américaines sont traitées comme exogène par rapport aux variables canadiennes, ce qui est conforme avec l'idée que le Canada est considéré comme une petite économie ouverte vis-à-vis les États-Unis.

$$A(0)\eta_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{4,1} & a_{4,2} & a_{4,3} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{5,1} & a_{5,2} & a_{5,3} & a_{5,4} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{7,6} & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{8,6} & a_{8,7} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & a_{9,6} & a_{9,7} & a_{9,8} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{t,PIBrusa,t} \\ \eta_{t,ri_mondial_t} \\ \eta_{t,TDusa,t} \\ \eta_{t,IPCusa,t} \\ \eta_{t,z_iusa,t} \\ \eta_{t,PIBrcan,t} \\ \eta_{t,TDcan,t} \\ \eta_{t,IPCcan,t} \\ \eta_{t,z_ican,t} \end{bmatrix}. \tag{2.50}$$

Cette représentation qui se doit d'être raisonnable par rapport à la théorie économique implique que la première variable, $PIBr_{usa,t}$, réagit contemporairement qu'à son propre choc structurel. De même, la deuxième variable, $ri_{mondial_t}$, réagit au choc structurel contemporain de $PIBr_{usa,t}$ et à son propre choc structurel. Ce raisonnement est applicable jusqu'à la dernière variable américaine, $z_i_{usa,t}$. Ensuite, les variables américaines ne réagissent pas à un choc structurel à la période courante sur les variables canadiennes. Ainsi, la sixième variable, $PIBr_{can,t}$, réagit contemporainement qu'à son propre choc structurel. La septième variable, $TD_{can,t}$, réagit au choc structurel contemporain de $PIBr_{can,t}$ et à son propre choc structurel et ainsi de suite jusqu'à la neuvième variable $z_i_{can,t}$.

En reprenant la représentation moyenne mobile de la forme structurelle du VAR, nous avons sous forme matricielle :

$$\begin{bmatrix} \Delta PIBr_{usa,t} \\ \Delta ri_mondial_t \\ \Delta TD_{usa,t} \\ \Delta IPC_{usa,t} \\ \Delta z_i_{usa,t} \\ \Delta PIBr_{can,t} \\ \Delta TD_{can,t} \\ \Delta IPC_{can,t} \\ \Delta z_i_{usa,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1}(L) & a_{1,2}(L) & \dots & a_{1,9}(L) \\ a_{2,1}(L) & a_{2,2}(L) & \dots & a_{2,9}(L) \\ a_{3,1}(L) & a_{3,2}(L) & \dots & a_{3,9}(L) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ a_{9,1}(L) & a_{9,2}(L) & \dots & a_{9,9}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \eta_{t,PIBrusa,t} \\ \eta_{t,ri_mondial,t} \\ \eta_{t,TDusa,t} \\ \eta_{t,IPCusa,t} \\ \eta_{t,z_iusa,t} \\ \eta_{t,PIBrcan,t} \\ \eta_{t,TDcan,t} \\ \eta_{t,IPCcan,t} \\ \eta_{t,z_iusa,t} \end{bmatrix}. \tag{2.51}$$

Cette représentation nous permet de calculer les fonctions de réponses qui mesurent l'impact d'un choc structurel sur chacune des variables endogènes. Cette analyse graphique nous permettra ainsi de représenter le comportement dynamique des variables d'intérêt suite à une perturbation structurelle d'une variable afin de documenter, s'il y a lieu, des régularités empiriques.

CHAPITRE III

DONNÉES

Notre modèle espace-état ainsi que les deux mesures de moyennes sont construits à l'aide de taux d'intérêt réels anticipés de plusieurs pays. Dans cette section, les données qui ont permis la construction des modèles sont détaillées. Les techniques économétriques, inspirées par Hamilton *et al.* (2016), nécessaires à la modélisation des taux réels *ex ante* sont également décrites ci-bas.

3.1 Description et analyse des variables de taux d'intérêt nominaux

Puisque le taux d'intérêt nominal prévalent et applicable varie en fonction de l'échéance du titre obligataire correspondant, nous avons considéré pour chaque pays trois types d'échéances et ainsi, calculé trois mesures respectives de taux d'intérêt mondial : le taux d'escompte ou taux administré par la banque centrale, le taux d'intérêt sur les bons du Trésor à trois mois et le taux d'intérêt sur les obligations gouvernementales à dix ans. La période échantillonnale varie selon l'échéance du taux d'intérêt en fonction de leur disponibilité. De plus, les pays sélectionnés sont tous des économies avancées [1] et

1. Selon la liste dressée par le Fonds Monétaire International dans l'enquête du World Economic Outlook (2014).

représentent cumulativement une fraction considérable du PIB mondial, mesuré en parité pouvoir d'achat. Cette proportion varie aussi selon l'échéance du taux d'intérêt puisque les observations ne sont pas toutes disponibles pour une période échantillonnale commune. En raison de la création de la zone euro, certaines séries des pays européens ont été raccordées de 1999 à 2016 avec la série du taux nominal spécifique à cette zone monétaire. Les données sont exprimées en pourcentage annuel et aucun ajustement saisonnier n'a été effectué. Une description exhaustive des taux est présentée ci-bas ainsi que quelques statistiques descriptives.

3.1.1 Les taux d'escompte

Le taux d'escompte est un taux d'intérêt employé sur le marché monétaire pour les prêts de très court terme. Plus précisément, il s'agit du taux auquel une banque centrale accorde des prêts, généralement à un jour, aux principales institutions financières qui y détiennent des dépôts exigés ou volontaires, ou très représentatifs du taux auxquels sont transigés des prêts des très court terme entre les institutions financières dans leur gestion de liquidités requises lors de compensations quotidiennes. Une des difficultés rencontrées dans la construction de notre banque de données est l'uniformité de ce taux pour chaque pays. En effet, quinze pays[2] sont considérés pour estimer le taux d'escompte mondial. Toutefois, celui-ci n'est pas toujours disponible ou bien une autre mesure semblable est employée. Malgré certaines différences, ces taux représentent tous adéquatement un taux interbancaire de très court terme (environ à un jour) que nous considérons comme le taux d'escompte.

---

2. Les pays sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, l'Italie, le Japon, la République de Corée, le Royaume-Uni, la Suède et finalement, la Suisse.

Les données proviennent de la base de données de la Réserve fédérale de St-Louis (FRED) et celle de la Banque des règlements internationaux (BIS). Une description de chaque taux est présentée dans le tableau A.1 de l'Annexe A. Les données utilisées sont des observations trimestrielles sur la période de 1970T1 à 2016T4. Notre échantillon est alors composé de 188 observations trimestrielles. De plus, les quinze pays totalisent 87,50 % du PIB mondial des économies avancées, basé sur la parité pouvoir d'achat, et 36,65 % du PIB mondial[3]. Les valeurs pour chaque pays sont inscrites dans le tableau A.2 dans l'Annexe A ainsi que les valeurs pour l'année 1980 en guise de comparable. La moyenne et l'écart-type de chaque série sont présentés dans le tableau A.3.

3.1.2 Les taux d'intérêt nominaux à trois mois

Le taux à trois mois représente un taux d'intérêt d'emprunt de court terme (moins d'un an) appliqué entre les institutions financières. Il correspond aussi au taux d'intérêt des emprunts d'État sur le marché primaire ou secondaire à échéance de trois mois. Pour obtenir une mesure mondiale, nous avons sélectionné onze pays[4] dont leurs séries sont disponibles dans la banque de données de l'OCDE sur une période suffisamment longue. La période étudiée est de 1979T1 à 2016T4, de sorte qu'il y a 152 observations trimestrielles pour chaque série chronologique. Les pays représentent 72,17 % du PIB mondial des économies avancées, basé sur la parité pouvoir d'achat, et 30,23 % du PIB

3. Les données sont basées sur les PIB nationaux de 2016 et elles proviennent de l'OCDE.

4. Les pays sont l'Allemagne, l'Australie, la Belgique, le Canada, l'Espagne, les États-Unis, la France, l'Italie, la Norvège, le Royaume-Uni et la Suisse.

mondial[5]. Les valeurs pour chaque pays sont inscrites dans le tableau A.4 de l'Annexe A ainsi que les valeurs pour l'année 1980 en guise de comparable. La moyenne et l'écart-type de chaque série se trouvent dans le tableau A.5 de l'Annexe A.

3.1.3 Les taux d'intérêt nominaux à dix ans

Il s'agit du taux d'intérêt des obligations gouvernementales à échéance de dix ans. Le taux de long terme est fonction du marché des capitaux et de l'interaction entre l'épargne et l'investissement national. Il dépend principalement du prix fixé par le prêteur, du risque encouru par l'emprunteur et de la baisse de la valeur du capital. Notre échantillon est composé de neuf pays[6] totalisant 65,41 % de la part mondiale du PIB des économies avancées, basé sur la parité pouvoir d'achat et 27,41 % du PIB mondial[7]. Les observations commencent en 1971T1 et se terminent en 2016T4[8]. Les poids de chaque pays pour l'année 1980 et 2016 sont inscrits dans le tableau A.6 et les statistiques descriptives sont présentées dans les tableaux A.7 de l'Annexe A.

---

5. Les données sont basées sur les PIB nationaux de 2016 et elles proviennent de l'OCDE.

6. Les pays sont l'Allemagne, l'Australie, la Belgique, le Canada, les États-Unis, la France, les Pays-Bas, le Royaume-Uni et la Suisse.

7. Les données sont basées sur les PIB nationaux de 2016 et elles proviennent de l'OCDE.

8. Étant donné que la part mondiale du PIB des économies avancées est plus faible que celle des autres échéances, nous avons considéré une deuxième période s'échelonnant entre 1992T1 et 2016T4 et représentant 86,56 % de la part mondiale du PIB des économies avancées, basé sur la parité pouvoir d'achat. Les deux mesures de taux d'intérêt mondial sont similaires pour la même période. Nous avons donc choisi de considérer la période entre 1971T1 et 2016T4 pour avoir plus d'observations.

3.2 Description et analyse des variables de l'indice des prix à la consommation

L'indice des prix à la consommation (IPC) est utilisé afin de calculer le taux d'inflation. Les données proviennent toutes de la banque de données de l'OCDE. Les séries qui n'étaient pas désaisonnalisées ont nécessité un ajustement saisonnier à l'aide du filtre X-12-ARIMA [9].

3.3 Construction des taux d'intérêt réels anticipés

Les anticipations jouent un rôle essentiel dans la réalisation des ajustements macroéconomiques. Le taux d'intérêt réel que nous avons estimé est une valeur *ex ante*, c'est-à-dire une valeur attendue, contrairement au taux d'intérêt réel *ex post* qui est caractérisé par une valeur réalisée. L'utilisation des taux *ex ante* ou anticipés est préférable puisque cette mesure est celle qui est pertinente lors de la prise de décisions des agents économiques en matière de choix intertemporels relatifs à la consommation, travail et à l'investissement. Le taux d'intérêt réel *ex ante* est défini comme étant le taux d'intérêt nominal duquel on soustrait une mesure de taux d'inflation anticipée.

Par l'équation de Fisher, le taux nominal d'une obligation émise en t venant à échéance à $t+k$, $i_{t,t+k}$, est déterminé approximativement par la somme du taux d'intérêt réel *ex ante* entre t et $t+k$, $r^a_{t,t+k}$, et de l'inflation anticipée entre t et $t+k$, $\pi^a_{t,t+k}$:

$$i_{t,t+k} \approx r^a_{t,t+k} + \pi^a_{t,t+k}. \tag{3.1}$$

9. Statistique Canada emploie aussi cette méthode pour désaisonnaliser ses séries.

Nous modélisons l'inflation pour chaque pays par un processus autorégressif d'ordre p et par des fenêtres mobiles de la même manière que Hamilton *et al.* (2016). Par exemple, la forme fonctionnelle des séries trimestrielles de l'inflation est un processus autorégressif d'ordre quatre, ce qui signifie que la valeur de l'inflation en t est fonction des valeurs des quatre périodes précédentes et d'un choc aléatoire.

$$\pi_{i,t} = \phi_{i,0} + \phi_{i,1}\pi_{i,t-1} + \phi_{i,2}\pi_{i,t-2} + \phi_{i,3}\pi_{i,t-3} + \phi_{i,4}\pi_{i,t-4} + \epsilon_{i,t}, \tag{3.2}$$

où $\pi_{i,t}$ représente l'inflation du pays i à la période t et $\epsilon_{i,t}$ est un bruit blanc gaussien du pays i à la période t :

$$\epsilon_{i,t} \sim i.i.d.N(0, \sigma_i^2) \quad \forall i, t. \tag{3.3}$$

Ensuite, l'équation (3.2) est estimée par les moindres carrés ordinaires. En utilisant cet estimé et des fenêtres mobiles des quarante premières observations (soit dix ans), nous calculons la prévision de l'inflation pour la période suivante. Par exemple, pour les taux d'escompte, la première estimation de l'inflation anticipée, $E_{1980T1}\pi_{us,1980T2}$, provient de l'échantillon couvrant 1970T1 à 1980T1, d'où nous obtenons la valeur du taux d'intérêt réel de 1980T1,

$$r^a_{us,1980T1} = i_{us,1980T1} - E_{1980T1}\pi_{us,1980T2}. \tag{3.4}$$

Ensuite, nous ajoutons une observation à notre échantillon, sans jamais laisser tomber la première, et nous estimons l'inflation anticipée pour la période suivante, 1980T3. Cette estimation est ainsi basée sur quarante et une observations. Nous calculons le taux d'intérêt réel *ex ante* de 1980T2 de la même manière que précédemment.

Ce processus est répété jusqu'à l'obtention des taux d'intérêt réels des dix premières années de notre échantillon, donc jusqu'à 1990T1 pour les taux d'escompte. Ainsi, nous assumons que pour l'échéance à un jour, à trois mois et à dix ans, l'inflation anticipée peut être approximée par le nombre de périodes que la fenêtre mobile contient.

À partir de cette période, nous commençons à enlever la première observation de l'échantillon en plus d'en rajouter une à la fin. De cette manière, nous conservons toujours un échantillon de quarante observations afin d'obtenir la prévision de la période suivante. Étant donné notre échantillon limité, nous estimons une mesure du taux d'intérêt réel jusqu'en 2016T4.

Pour les taux d'intérêt à trois mois et à dix ans, les mêmes opérations sont effectuées, mais en les appliquant à leur période échantillonnale. Les graphiques représentant les taux d'intérêt réels anticipés pour les différentes échéances sont présentés dans l'Annexe B à la figure B.1, B.2 et B.3. Nous avons uniquement représenté ici les pays membres du G7 pour conserver une meilleure visibilité du graphique [10]. Les statistiques descriptives des taux d'intérêt réels sont présentées dans les tableaux B.1, B.2 et B.3 de l'Annexe B.

3.3.1 Stationnarité des estimations des taux d'intérêt réels *ex ante*

Les résultats des tests de non stationnarité (ADF) sont présentés dans les tableaux C.1 à C.3 de l'Annexe C. Pour la plupart de nos séries, on ne peut pas rejeter la non stationnarité aux seuils conventionnels de significativité, ce qui est contraire à la théorie économique. Ces résultats sont possiblement imputables à notre période échantillonnale étant donné qu'on a assisté à une

10. Les figures des taux d'intérêt réels *ex ante* pour les autres pays sont disponibles sur demande.

certaine tendance à la baisse des taux d'intérêt, voire même possiblement à un changement de « régime » des taux d'intérêt (surtout sur des plus courtes échéances en raison de la conduite de la politique monétaire). Une période plus longue serait plus appropriée pour vérifier la stationnarité empirique des taux d'intérêt réels. Cela dit, on observe un nombre plus élevé de séries temporelles stationnaires pour les taux d'intérêt réels à dix ans que pour les deux taux d'intérêt réels à court terme.

Les résultats pour les tests de non stationnarité (ADF) autorisant un bris structurel sont présentés dans les tableaux C.4 à C.6 dans l'Annexe C. Les résultats montrent que les bris structurels surviennent pour la plupart durant les années 1990, à l'exception de certains qui se trouvent durant la crise économique mondiale des années 2007 à 2012. Ils montrent également que les séries sont pour la plupart non stationnaires tels que le suggéraient aussi les tests précédents, les taux à long terme présentent davantage de séries stationnaires que ceux à court terme. Pour nos fins, étant donné la faible puissance à discriminer statistiquement entre une valeur du coefficient de persistance de 0,99 et 1, nous allons employer des équations de mesure avec un processus AR(1) qui devrait capter une forte persistance tout en supposant que le processus sous-jacent soit stationnaire.

CHAPITRE IV

RÉSULTATS

4.1 Analyse des différentes spécifications du modèle espace-état

Nous commençons l'analyse par la validation de spécifications qui ont été nécessaires afin d'exprimer le plus adéquatement possible les taux d'intérêt réels sous une forme espace-état. En effet, nous avons testé la significativité des coefficients de certains paramètres qui pourraient décrire la dynamique des taux réels et ainsi, observer s'il existe d'autres relations linéaires qui expliquent le taux mondial et la partie idiosyncrasique des taux nationaux. Cette stratégie nous a permis de garder uniquement les paramètres qui contribuent à l'amélioration du modèle. Nous montrerons que le modèle avec le moins de biais est celui qui impose des restrictions sur les coefficients associés aux variables de changement structurel, c'est-à-dire le modèle de base (celui du chapitre deux).

4.1.1 Modèles non contraints et modèle contraint

Premièrement, nous avons testé s'il existe une relation entre le taux d'intérêt réel mondial et un changement de régime, de même qu'un paramètre associé à la persistance du taux mondial et d'un tel changement. Deuxièmement, nous

avons vérifié s'il y a un lien de dépendance entre le comportement particulier des taux d'intérêt réels domestiques ainsi qu'un changement dans la structure de l'économie qui affecte la persistance de la composante idiosyncrasique. Finalement, le dernier modèle inclut les deux dernières relations. Les trois modèles non contraints sont représentés par les équations suivantes :

Modèle non contraint 1 :

$$r_{it} = r_{wt} + z_{it}, \tag{4.1}$$

$$r_{wt} = \mu + \beta_w r_{w,t-1} + \gamma_w D + \lambda_w D r_{w,t-1} + \epsilon_{wt}, \tag{4.2}$$

$$z_{it} = \beta_i z_{i,t-1} + \epsilon_{it}. \tag{4.3}$$

Modèle non contraint 2 :

$$r_{it} = r_{wt} + z_{it}, \tag{4.4}$$

$$r_{wt} = \mu + \beta_w r_{w,t-1} + \epsilon_{wt}, \tag{4.5}$$

$$z_{it} = \beta_i z_{i,t-1} + \delta_i D_{zi,t-1} + \epsilon_{it}. \tag{4.6}$$

Modèle non contraint 3 :

$$r_{it} = r_{wt} + z_{it}, \tag{4.7}$$

$$r_{wt} = \mu + \beta_w r_{w,t-1} + \gamma_w D + \lambda_w D r_{w,t-1} + \epsilon_{wt}, \tag{4.8}$$

$$z_{it} = \beta_i z_{i,t-1} + \delta_i D_{zi,t-1} + \epsilon_{it}. \tag{4.9}$$

où D représente une variable dichotomique prenant la valeur de zéro lorsque t est plus petit que la date du changement de régime ou bien la valeur de un pour t supérieur ou égal à la date considérée. Les coefficients γ_w, λ_w et δ_i sont les pentes associées au facteur de changement.

Suivant les dates potentielles de changements les plus probables sur la base des tests de racines unitaires sur les séries de taux d'intérêt, soit 1993T4 et 2009T1, nous avons considéré deux dates pour sélectionner la variante du modèle espace-état que nous retiendrions afin d'estimer les composantes mondiale et idiosyncrasique de pays des taux d'intérêt réels. Notons que ces dates pourraient possiblement correspondre respectivement au contrôle du taux d'inflation (voire à l'adoption implicite ou explicite d'une cible d'inflation) et le début d'une période de borne zéro des taux d'intérêt nominaux de court terme.

D'abord, nous avons généré les résultats pour les trois échéances et pour les deux dates où un changement de régime pourrait s'être produit dans les données. Dans tous les cas, les résultats sont sensiblement les mêmes au niveau de la non significativité des coefficients qui ont été ajoutés au modèle de base. Par exemple, le tableau 4.1 présente les résultats pour les taux d'escompte en considérant le premier modèle non contraint et un bris en $t = 2009T1$. On observe de ces résultats que certains coefficients ne sont pas significatifs sous le seuil conventionnel de 5 %, en particulier γ_w et λ_w, les coefficients se rattachant à un bris structurel dont leur valeur-p est respectivement égale à 1 et 0,99 [1].

1. Notons que δ_i n'est pas inclus dans le modèle testé ici. Les deux autres modèles pour les deux dates d'un possible changement de régime ont été testés et ce paramètre n'est pas significatif, tout comme γ_w et λ_w.

Tableau 4.1 : Résultats du modèle espace-état d'un modèle non contraint pour les taux d'escompte réels et un bris en t = 2009T1

Variable	Coefficient	Écart-type	Stat. T	Prob.
μ	-0,01	0,56	-0.01	0,98
β_{aus}	0,00	0,10	-0,03	0,98
β_{aut}	0,00	0,08	0,08	0,93
β_{can}	0,42	0,04	9,68	0,00
β_{che}	0,11	0,06	1,85	0,06
β_{dnk}	0,00	0,16	-0,02	0,98
β_{esp}	-0,01	0,14	-0,05	0,96
β_{fin}	0,00	0,20	-0,03	0,97
β_{fra}	-0,02	0,05	-0,33	0,74
β_{gbr}	0,00	0,05	-0,05	0,96
β_{ger}	-0,01	0,06	-0,10	0,92
β_{ita}	0,00	0,08	-0,02	0,98
β_{jpn}	-0,01	0,19	-0,06	0,95
β_{kor}	-0,82	0,26	-3,16	0,00
β_{swe}	-0,02	0,18	-0,13	0,89
β_{usa}	0,9	0,04	22,17	0,00
β_{w}	0,98	0,22	4,48	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{aus}}$	1,54	0,22	7,07	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{aut}}$	-0,01	0,12	-0,11	0,91
$\sigma^2_{\epsilon_{can}}$	-0,13	0,07	-1,78	0,07
$\sigma^2_{\epsilon_{che}}$	-0,22	0,11	-1,96	0,05
$\sigma^2_{\epsilon_{dnk}}$	1,39	0,30	4,59	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{esp}}$	2,27	0,23	10,04	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{fin}}$	1,20	0,37	3,23	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{fra}}$	0,00	0,06	-0,03	0,98
$\sigma^2_{\epsilon_{gbr}}$	-0,04	0,12	-0,31	0,75
$\sigma^2_{\epsilon_{ger}}$	-0,03	0,10	-0,33	0,74
$\sigma^2_{\epsilon_{ita}}$	-0,02	0,13	-0,12	0,90
$\sigma^2_{\epsilon_{jpn}}$	1,05	0,32	3,24	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{kor}}$	3,64	0,13	28,46	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{swe}}$	1,08	-0,28	3,82	0,00
$\sigma^2_{\epsilon_{usa}}$	0,00	0,09	-0,06	0,95
$\sigma^2_{\epsilon_{w}}$	0,15	0,69	0,22	0,83
γ_w	0,00	0,89	0,00	1,00
λ_w	0,00	0,00	-0,01	0,99

Note : μ représente le terme constant, β_i est le coefficient pour le pays i, $\sigma^2_{\epsilon_i}$ représente l'écart-type du terme d'erreur du pays i, γ_w et λ_w sont les coefficients associés au facteur de changement.

Ensuite, nous avons testé la valeur des paramètres à l'aide d'un test de Wald pour tous les coefficients qui ont une valeur-p inférieure à 0,2. Nous choisissons cette valeur étant donné qu'elle considère des coefficients qui ont une probabilité assez élevée de ne pas rejeter l'hypothèse nulle lorsqu'elle est fausse (erreur de type deux). L'hypothèse nulle teste conjointement que tous les coefficients estimés sont égaux à zéro sous un seuil de significativité de 5 %. Les résultats sont présentés dans le tableau 4.2. On observe que la valeur-p de la statistique du Chi carré est nulle. On peut donc rejeter l'hypothèse nulle au seuil conventionnel de 5 %.

Tableau 4.2 : Résultats du test de Wald pour les coefficients qui ont une forte présomption contre l'hypothèse nulle

Variable	Coefficient	Écart-type
β_w	0,98	0,22
β_{can}	0,42	0,04
β_{usa}	0,90	0,04
β_{kor}	-0,82	0,26
β_{che}	0,11	0,06
$\sigma^2_{\epsilon_{can}}$	-0,13	0,07
$\sigma^2_{\epsilon_{jpn}}$	1,05	0,32
$\sigma^2_{\epsilon_{esp}}$	2,27	0,23
$\sigma^2_{\epsilon_{aus}}$	1,54	0,22
$\sigma^2_{\epsilon_{fin}}$	1,20	0,37
$\sigma^2_{\epsilon_{kor}}$	3,65	0,13
$\sigma^2_{\epsilon_{che}}$	-0,23	0,11
$\sigma^2_{\epsilon_{swe}}$	1,08	0,28
$\sigma^2_{\epsilon_{dnk}}$	1,39	0,30
Stat.	Valeur	Prob.
Chi carré	2533,78	0,00

Note : μ représente le terme constant, β_i est le coefficient pour le pays i et $\sigma^2_{\epsilon_i}$ représente l'écart-type du terme d'erreur du pays i.

Ici, nous avons seulement montré les résultats pour le premier modèle non contraint. Cet exercice a été effectué pour les trois modèles non contraints

et pour les deux dates où nous avons identifié un possible changement de régime[2]. Les résultats montrent dans tous les cas qu'aucune composante associée à un tel changement structurel n'est significative.

Les résultats du modèle espace-état pour la représentation la plus générale (le modèle contraint) et pour les trois échéances sont présentés dans les tableaux D.1, D.2 et D.3 de l'Annexe D. Les résultats montrent que la plupart des coefficients sont significatifs au seuil de 5 %. Étant donné qu'il y a davantage de coefficients significatifs, nous allons considérer pour nos fins le modèle contraint qui impose des coefficients nuls aux paramètres associés aux variables dichotomiques représentant les dates d'un changement de régime, comme celui exprimé aux équations (2.1) à (2.3) du chapitre 2.

4.2 Analyse des mesures estimées du taux d'intérêt réel mondial

La figure 4.1 montre bien que les estimés du taux d'intérêt réel mondial à partir d'une moyenne arithmétique et du modèle espace-état se ressemblent davantage que ceux calculés par une moyenne pondérée. Ce résultat n'est pas surprenant étant donné que la composante commune dans le modèle espace-état ne pondère pas différemment chacun des taux des différents pays. De plus, la différence de l'estimation par moyenne pondérée peut être attribuable à la grande taille de l'économie américaine dont la pondération tire la moyenne vers le bas. Cependant, on constate un rétrécissement de cet écart possiblement dû à l'accroissement de l'intégration des marchés financiers internationaux à partir de 1995.

Par ailleurs, plus l'échéance considérée est courte, plus il y a de disparités des estimés par facteur commun et par moyenne arithmétique par rapport

2. Les résultats sont disponibles sur demande.

à l'estimé obtenue par une moyenne pondérée. Cela dit, les taux d'intérêt à court terme sont vraisemblablement davantage tributaires de la politique monétaire tandis que les taux d'intérêt à long terme (échéance de dix ans) y sont possiblement moins sensibles dans un contexte d'inflation anticipée bien ancrée à un niveau faible. Ce résultat est donc raisonnable étant donné le comportement davantage idiosyncrasique des taux d'intérêt plus l'échéance est courte. Toutefois, ce comportement particulier des pays s'atténue au fil des ans. Une explication possible est la ressemblance des politiques monétaires des pays industrialisés au moyen d'une cible d'inflation depuis les années 1990. Le tableau D.4 de l'Annexe D présente les objectifs d'inflation de certaines banques centrales.

Une caractéristique commune aux estimations par moyennes et par facteur commun pour les trois échéances est la tendance baissière des taux d'intérêt réels mondiaux anticipés depuis la fin des années 1980. De même, les estimations des taux d'intérêt réels nationaux *ex ante* ont aussi indiqué des valeurs négatives à partir des années 2000 (voir les figures C.1, C.2 et C.3 de l'Annexe C). Or, cette période est marquée par une diminution des taux d'intérêt réels américains causée par l'éclatement de la bulle technologique. Cette diminution s'est perpétuée après l'attaque terroriste de 2001 afin d'éviter des perturbations majeures à l'économie. Suite à ces faits, on remarque que les estimations des taux d'intérêt de court terme ont été davantage affectées par une tendance baissière que les taux de long terme. Ce résultat est peut-être dû au contrôle qu'exercent les banques centrales par l'entremise de leurs politiques monétaires, surtout celle des États-Unis étant donné la grande taille de son économie. De plus, toutes les mesures mondiales des trois modèles affichent des taux d'intérêt réels négatifs suite à la crise économique mondiale des années 2008. Ce résultat n'est possiblement pas surprenant étant donné les politiques monétaires expansionnistes adoptées par les gouvernements visant à stimuler l'économie et les faibles pressions inflationnistes. Les tableaux C.1, C.2 et C.3 de l'Annexe C montrent les dates des valeurs minimales des

taux d'intérêt réels de chaque pays, dont la plupart se situent entre 2011T1 et 2016T4. Les tableaux fournissent également d'autres statistiques descriptives relatives aux méthodes d'estimation.

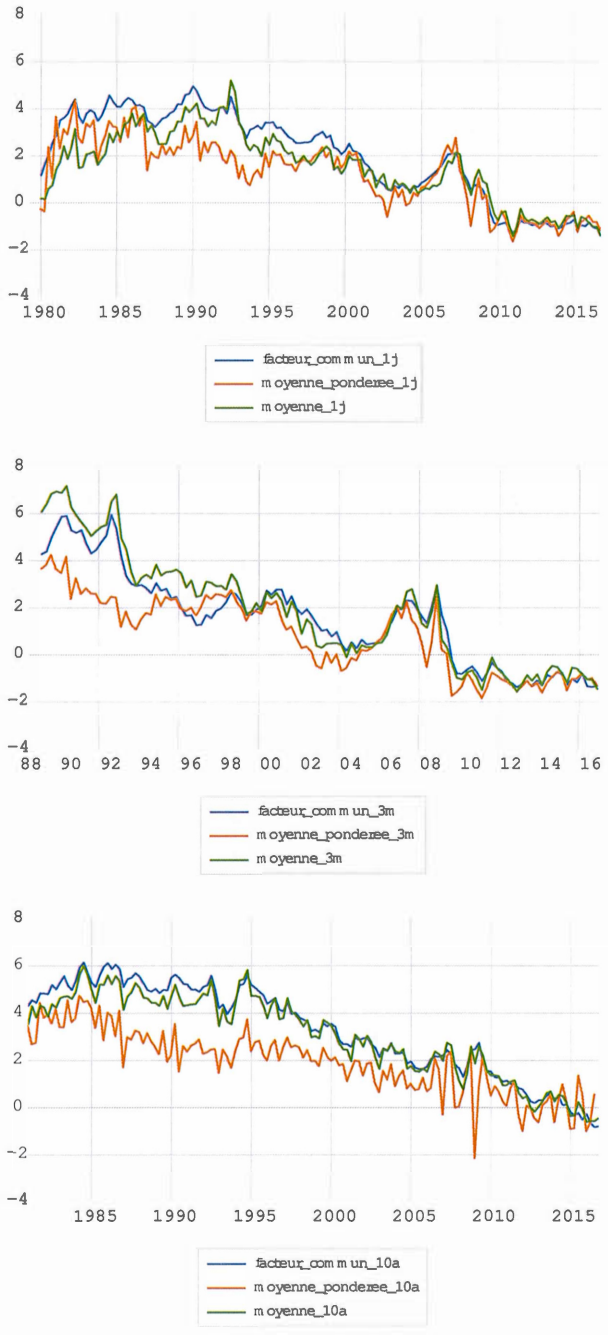


Figure 4.1 : Estimés du taux d'intérêt réel mondial pour trois échéances

4.2.1 Différentiels de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis

À l'aide de notre estimation du taux d'intérêt mondial par facteur commun, nous avons analysé le différentiel de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis pour une échéance donnée. La détermination d'un éventuel écart de taux d'intérêt anticipés peut s'effectuer en décomposant la prime réelle. Théoriquement, elle peut donc s'exprimer comme la somme de la déviation de la parité ouverte des taux d'intérêt (POTI) et d'une dépréciation anticipée du taux de change réel. De plus, la déviation de la POTI peut s'écrire comme la somme d'une prime de risque sur le taux de change et d'une déviation de la parité couverte des taux nominaux (PCTI).

Empiriquement, nous avons calculé le différentiel de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis entre t et $t+1$ comme suit :

$$r_{can} - r_{usa} = (r_{can} - r_m) - (r_{usa} - r_m) \tag{4.10}$$

où r_{can} est le taux d'intérêt réel *ex ante* canadien, r_{usa} est le taux d'intérêt réel *ex ante* américain et r_m est le taux d'intérêt réel mondial estimé par le modèle espace-état et le filtre de Kalman. Nous avons estimé cet écart pour l'échéance à un jour, à trois mois ainsi qu'à dix ans.

Nous avons choisi de présenter les différentiels de taux d'intérêt entre le Canada et les États-Unis étant donné l'intégration importante de leurs marchés financiers. La taille relative de leur économie est aussi pertinente du fait que le Canada représente une petite économie et les États-Unis, une grande économie. La figure 4.2 montre les résultats graphiquement et le tableau 4.3 présente quelques statistiques descriptives.

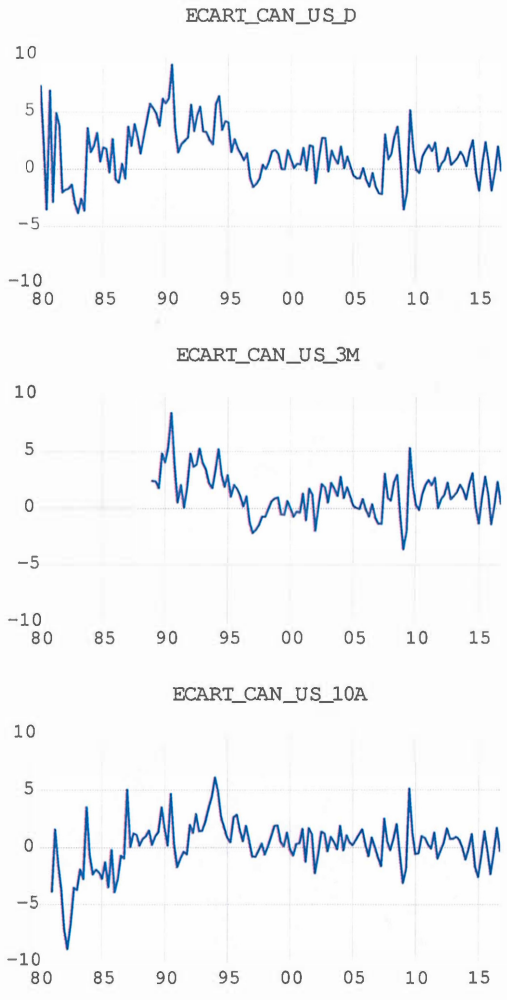


Figure 4.2 : Différentiels de taux d'intérêt réel entre le Canada et les États-Unis pour trois échéances

On observe de fortes valeurs négatives au début des 1980 jusqu'environ 1985 pour l'échéance à un jour et à dix ans, c'est-à-dire un taux canadien généralement moins élevé que celui américain. Ensuite, le différentiel devient positif

au milieu des années 1980 jusqu'à être largement positif vers les années 1990 pour les trois échéances. Le tableau 4.3 montre les valeurs minimales des années 80 et celles maximales des années 90 de notre échantillon [3].

3. Notons que la période échantillonnale de l'échéance à trois mois débute en 1989T1, c'est pourquoi la date de la valeur minimale est en 2009T1.

Tableau 4.3 : Statistiques descriptives des différentiels de taux d'intérêt réels entre le Canada et les États-Unis pour trois échéances

Symbole	Échéance	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ecart_can_us_d	1 jour	1,34	2,31	-3,81 (1983T1)	9,15 (1990T3)
ecart_can_us_3m	3 mois	1,29	1,88	-3,54 (2009T1)	8,37 (1990T3)
ecart_can_us_10a	10 ans	0,19	2,16	-8,85 (1982T2)	6,11 (1994T1)

Note : μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

Après cette période, on observe que l'écart diminue de plus en plus jusqu'à atteindre des valeurs faiblement négatives pour les trois échéances en 1996. Ensuite, on remarque un écart faiblement positif, soit un taux canadien généralement et faiblement supérieur. Malgré que la crise économique mondiale de 2008 à 2010 a touché davantage l'économie américaine, on remarque que le taux canadien est généralement supérieur au taux américain après celle-ci. Cela dit, les investissements américains sont considérés comme étant une valeur refuge, ce qui explique ses valeurs plus faibles, en particulier en période de crise étant donné la prime réelle américaine moins élevée.

4.3 Faits stylisés

Dans cette section, nous nous attarderons sur la documentation de régularités empiriques de nos mesures de taux d'intérêt mondiaux et de taux idiosyncrasiques pour un groupe de pays similaires. Nous présenterons cette tentative sous forme de corrélations contemporaines et croisées en s'inspirant du travail de Kydland et Prescott (1990). Les auteurs se basent sur la définition de Lucas (1977) pour décrire les cycles économiques qui sont définis comme étant des déviations du PIB réel de sa tendance. Les faits stylisés que nous tentons de caractériser dépendent dans une certaine mesure de la façon de définir la tendance. De même que Kydland et Prescott (1990), nous avons appliqué

le filtre non linéaire d'Hodrick et Prescott dans le but d'exprimer nos variables comme la somme d'une composante tendancielle et d'une composante cyclique. Ainsi, nos mesures statistiques sont pour la plupart construites à l'aide des parties cycliques des variables afin de respecter la définition de Lucas, à l'exception de variables exprimées en taux de croissance.

Ces corrélations statistiques vont nous amener à nous questionner s'il existe un lien probant entre deux variables ou s'il s'agit d'une relation inattendue et inexplicable, voire fortuite. Cependant, ces corrélations n'indiquent pas nécessairement une relation de causalité unidirectionnelle ou bidirectionnelle, car ce qui peut apparaître comme des corrélations attendues ou inattendues peut résulter de l'interaction avec d'autres facteurs.

Ainsi, bien que nous mentionnerons des raisonnements pouvant être compatibles avec des corrélations observées, ceux-ci ne sont que des pistes d'explications potentielles qui nécessiteraient un modèle structurel pour être rigoureusement testées. Encore une fois, notre travail présente une étape préalable visant à vérifier l'existence ou non de certaines régularités empiriques.

Dans cette section, nous utiliserons la notation suivante pour représenter nos estimés : $(r_t^m)^{cyc}$ est la partie cyclique du taux mondial et $(z_t^i)^{cyc}$ est la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt réel du pays i. De plus, nous définissons une corrélation très faible lorsque celle-ci prend une valeur entre [0 ; 0,10[, une corrélation faible par une valeur entre [0,10 ; 0,20[et une corrélation forte avec une valeur entre entre [0.20, 1]. Une case jaune représente une corrélation négative, alors qu'une case verte représente une corrélation positive. Aussi, une valeur avec une $*$ représente une corrélation statistiquement significative à un seuil de 5%.

4.3.1 Analyse des comouvements avec les variables monétaires

Ici, nous allons examiner les corrélations croisées et contemporaines de $(r_t^m)^{cyc}$ et $(z_t^i)^{cyc}$ avec le taux de croissance de la masse monétaire M1, $\Delta M1_t^i$, et M3, $\Delta M3_t^i$. La recherche de régularités entre $(r^m)^{cyc}$ et $(z^i)^{cyc}$ et la croissance des agrégats monétaires est justifiée par le fait qu'ultimement, malgré l'instrument utilisé par la banque centrale dans la conduite de la politique monétaire, l'inflation tendancielle demeure tributaire de la croissance excédentaire de la quantité offerte de monnaie par rapport à la quantité réelle de monnaie demandée. En effet, pour tenter de contrôler l'inflation selon une description de la politique monétaire approximativement décrite par une règle de Taylor, une politique monétaire restrictive est poursuivie lorsque l'inflation anticipée est plus élevée que sa cible et inversement, une politique monétaire expansionniste est suivie dans la situation contraire.

Intuitivement, une hausse de $\Delta M1_t^i$ et $\Delta M3_t^i$ pourrait être suivie d'une hausse du taux d'intérêt dans l'objectif de baisser les pressions inflationnistes et donc la quantité de monnaie en circulation. On s'attendrait donc à observer des valeurs prospective positives. Par ailleurs, une politique monétaire restrictive (expansionniste) qui augmente (baisse) la composante du taux d'intérêt réel affectée par la politique monétaire pourrait contemporainement ou subséquemment réduire (augmenter) la croissance des agrégats monétaires, ce qui nous amène à anticiper des corrélations rétroactives négatives.

Nous commençons notre analyse avec les corrélations contemporaines et croisées entre $(r_t^m)^{cyc}$ et $\Delta M1_t^i$. Les résultats pour les trois échéances sont présentés dans les tableaux 4.4, 4.5, et 4.6. Pour l'échéance à un jour, on observe des valeurs rétroactives négatives pour les États-Unis et la Suisse, ce qui est intuitif à la relation attendue, de même que les corrélations prospectives positives pour le Canada. Pour l'échéance à trois mois, seuls les États-Unis et

la Suisse semblent montrer une relation attendue. Par exemple, la Suisse affiche des corrélations rétroactives fortement négatives, ce qui signifie qu'une hausse anticipée du taux mondial est associée à une diminution de $\Delta M1_t^{che}$. Pour l'échéance à dix ans, les corrélations sont trop faibles pour révéler un lien potentiel bivarié entre les variables.

Tableau 4.4 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	-0,08	-0,09	-0,07	-0,08	0,00	0,00	0,03	0,16*	0,25*
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,33*	-0,31*	-0,22*	0,16*	-0,12	-0,09	-0,11	-0,02	0,05
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,14	0,13	0,10	0,02	0,01	0,01	0,01	0,04	0,04
$\Delta M1_t$ Suisse	-0,23*	-0,25*	-0,27*	-0,23*	-0,14	-0,07	-0,03	-0,05	-0,02
$\Delta M1_t$ Sélection euro	0,02	-0,08	-0,07	-0,06	-0,02	-0,01	0,01	0,00	0,04

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.

Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.5 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	-0,04	-0,06	0,00	0,01	-0,02	-0,07	-0,04	0,12	0,28*
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,24*	-0,17	-0,02	0,07	0,22	0,20	0,14	0,14	0,17
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,14	0,19	0,07	-0,05	-0,11	-0,16	-0,20	-0,16	0,09
$\Delta M1_t$ Suisse	-0,44*	-0,47*	-0,38*	-0,23*	0,02	0,22	0,21	0,17	0,22
$\Delta M1_t$ Sélection euro	-0,10	-0,22	-0,22	-0,21	-0,11	-0,03	-0,02	-0,01	0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.6 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois dix ans avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	0,19*	0,14	0,14	0,07	0,01	0,00	0,04	0,11	0,09
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,08	-0,02	0,11	0,07	0,04	-0,02	-0,06	-0,04	-0,03
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,11	0,08	-0,03	-0,18*	-0,20*	-0,10	-0,09	-0,01	0,04
$\Delta M1_t$ Suisse	0,09	0,06	0,06	0,03	0,04	0,08	0,18	0,09	0,02
$\Delta M1_t$ Sélection euro	0,01	-0,04	0,03	-0,08	-0,03	0,00	0,00	-0,11	-0,02

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Ensuite, examinons les corrélations contemporaines et croisées entre $(z_t^i)^{cyc}$ et $\Delta M1_t^i$. Les tableaux 4.7, 4.8 et 4.9 montrent les résultats pour les trois échéances. L'échéance à un jour montre encore une fois pour les États-Unis, des valeurs retardées fortement négatives, en plus du Canada qui semble montrer une relation compatible avec la théorie économique étant donnée qu'une hausse de $(z_t^{can})^{cyc}$ est associé à une diminution des valeurs contemporaines et rétroactives de $\Delta M1_t^i$. Pour les taux à trois mois, on observe encore une fois des corrélations négatives pour les États-Unis pour tous les horizons. Les valeurs avancées de la Suisse sont aussi négatives contrairement à l'échéance

de à très court terme (un jour) et à court terme (trois mois) où elles sont positives. Une autre relation contre-intuive et difficile à expliquer est qu'il semble que $(z_t^{gbr})^{cyc}$ et $\Delta M1_t^{gbr}$ soient fortement positivement corrélés pour les périodes retardées. L'échéance de long terme montre encore une fois des mesures statistiques très faibles, à l'exception de certaines valeurs positives pour le Royaume-Uni (comme pour l'échéance à trois mois) et demeure encore une fois un résultat plutôt intuitif.

Tableau 4.7 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	-0,07	0,07	-0,11	-0,15	-0,15	-0,30*	-0,05	0,22*	0,03
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,14	-0,26*	-0,13	-0,20*	-0,07	-0,05	-0,16*	-0,09	-0,09
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,13	0,10	0,23*	0,27*	0,22*	0,26*	0,15	0,05	-0,07
$\Delta M1_t$ Suisse	0,14	0,00	-0,06	-0,02	-0,01	0,10	0,07	0,04	0,07
$\Delta M1_t$ Sélection euro	-0,03	-0,15	-0,05	-0,10	-0,02	-0,01	-0,02	-0,11	-0,07

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.8 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	-0,04	0,12	0,03	-0,19	-0,24*	-0,12	-0,02	0,10	-0,03
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,23*	-0,30*	-0,30*	-0,34*	-0,30*	-0,36*	-0,36*	-0,31*	-0,27*
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,12	0,17	0,27*	0,36*	0,36*	0,35*	0,24*	0,13	0,02
$\Delta M1_t$ Suisse	0,06	0,04	-0,01	0,07	0,08	-0,13	-0,26*	-0,24*	-0,14
$\Delta M1_t$ Sélection euro	0,10	-0,14	0,14	-0,06	0,02	0,05	0,03	-0,04	0,01

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.9 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de M1

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M1_t$ Canada	-0,06	0,07	0,06	0,05	0,00	0,01	-0,10	-0,10	-0,11
$\Delta M1_t$ États-Unis	-0,11	-0,13	-0,09	-0,07	0,03	0,07	0,04	0,04	0,03
$\Delta M1_t$ Royaume-Uni	0,03	0,03	0,09	0,12	0,15	0,21*	0,15	0,10	0,06
$\Delta M1_t$ Suisse	0,15	0,01	0,00	0,07	0,00	-0,02	-0,15	-0,11	-0,01
$\Delta M1_t$ Sélection euro	0,07	0,01	0,17*	0,03	0,03	0,09	0,10	-0,04	-0,03

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Examinons maintenant les corrélations entre $(r_t^m)^{cyc}$ et $(z_t^i)^{cyc}$ avec $\Delta M3_t^i$. Les résultats pour $(r_t^m)^{cyc}$ et pour les trois échéances sont présentés dans les tableaux 4.10, 4.11 et 4.12. Les résultats avec $\Delta M3_t^i$ sont en partie systématiques en ce qui concerne l'échéance de très court terme et de court terme. Par exemple, on remarque au tableau 4.10 qu'une hausse de $(r_t^m)^{cyc}$ pourrait être associée à une augmentation de $\Delta M3_t^i$ pour la "Sélection euro", le Royaume-Uni, les États-Unis, de même que pour les périodes retardées du Canada. La Suisse montre toutefois une relation inverse pour tous les horizons. Ainsi, seules les valeurs retardées de la Suisse sont compatibles avec les *a priori* de la théorie économique. L'échéance à trois mois montre des résultats similaires, mais les corrélations sont plus élevées. Une explication raisonnable à ces résultats est que $\Delta M3_t^i$ est vraisemblablement associé à des variations dans le volume de crédit créé au sein du secteur bancaire et financier. Ainsi, dans la mesure où une hausse de $(r_t^m)^{cyc}$ (et de $(z_t^i)^{cyc}$), refléterais une hausse de la productivité marginale du capital, alors cela pourrait précéder ou accompagner une augmentation de $\Delta M3_t^i$ (corrélation positive). Encore une fois, les corrélations des taux de long terme sont trop faibles pour établir des relations.

Tableau 4.10 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	0,19*	0,22*	0,17*	0,06	-0,01	-0,01	-0,07	-0,11	-0,15
$\Delta M3_t$ États-Unis	0,17*	0,17*	0,04	0,08	0,12	0,13	0,11	0,13	0,11
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	0,03	0,06	0,13	0,02	0,10	0,10	0,07	0,11	0,10
$\Delta M3_t$ Suisse	-0,19*	-0,26*	-0,34*	-0,37*	-0,38*	-0,30*	-0,26*	-0,23*	-0,14
$\Delta M3_t$ Sélection euro	0,15	0,19*	0,27*	0,29*	0,29*	0,28*	0,28*	0,24*	0,16*

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.11 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	0,26*	0,25*	0,30*	0,19	0,05	-0,11	-0,20	-0,20	-0,17
$\Delta M3_t$ États-Unis	0,26*	0,34*	0,30*	0,30*	0,27*	0,19	0,11	-0,01	-0,08
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	0,01	0,08	0,13	0,07	0,05	-0,01	-0,11	0,00	0,06
$\Delta M3_t$ Suisse	-0,29*	-0,37*	-0,40*	-0,41 *	-0,34*	-0,20	-0,09	0,01	0,10
$\Delta M3_t$ Sélection euro	0,23*	0,30*	0,38*	0,33*	0,33*	0,31*	0,21	0,12	0,01

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.12 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	-0,09	-0,09	-0,05	-0,08	-0,12	-0,02	0,00	0,00	0,01
$\Delta M3_t$ États-Unis	0,01	0,02	0,03	-0,02	-0,02	0,06	-0,02	-0,02	-0,06
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	0,06	0,06	0,11	0,00	-0,05	-0,05	-0,08	0,06	0,06
$\Delta M3_t$ Suisse	0,11	0,04	-0,03	-0,11	-0,13	-0,06	-0,01	0,05	0,15
$\Delta M3_t$ Sélection euro	0,01	0,01	0,05	-0,07	-0,11	-0,10	-0,06	-0,08	-0,08

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.

Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Les tableaux 4.13, 4.14 et 4.15 montrent les corrélations contemporaines et croisées entre $(z_t^i)^{cyc}$ et $\Delta M3_t^i$. Les résultats sont étonnants du fait que l'on s'attendait à des résultats exhibant davantage de régularités empiriques étant donné que les décisions en matière de politique monétaire, et donc affectant indirectement la croissance des agrégats monétaires, ont un comportement davantage idiosyncrasique à un pays donné. Par exemple, le tableau 4.13 présente les corrélations pour les taux à un jour. On remarque qu'elles sont en partie non significatives. Seuls le Royaume-Uni et la Suisse montrent une relation positive et suffisamment significative (donc une relation attendue théoriquement) entre $(z_t^i)^{cyc}$ et $\Delta M3_t^i$ pour les horizons avancés. Peut-être que les composantes idiosyncrasiques sont moins sujettes à être associées aux variations du volume de crédit qui affectent la variation dans le stock de monnaie interne que peut refléter $\Delta M3_t^i$. L'échéance à trois mois montre sensiblement les mêmes résultats à l'exception du Canada et des États-Unis qui montrent aussi cette relation positive, ce qui ne s'avère pas le cas pour la Suisse. Pour l'échéance de long terme, les corrélations sont assez faibles, à l'exception de certaines valeurs retardées négatives pour le Canada.

Tableau 4.13 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	0,00	0,11	0,16*	0,06	0,17*	0,17*	0,03	0,07	0,03
$\Delta M3_t$ États-Unis	-0,05	-0,02	-0,04	-0,06	0,00	0,09	0,10	-0,07	0,14
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	0,09	0,10	0,08	0,18*	0,11	0,20*	0,20*	0,10	0,05
$\Delta M3_t$ Suisse	-0,06	0,00	0,01	0,07	0,12	0,11	0,15	0,19*	0,25*
$\Delta M3_t$ Sélection euro	-0,02	-0,00	-0,01	-0,02	-0,03	0,01	-0,02	-0,03	-0,12

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.14 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	0,02	0,03	0,05	0,05	0,17	0,23*	0,22	0,17	0,12
$\Delta M3_t$ États-Unis	-0,07	-0,10	-0,06	-0,04	0,06	0,09	0,11	0,19	0,16
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	0,04	0,11	0,13	0,16	0,19	0,27*	0,29*	0,21	0,18
$\Delta M3_t$ Suisse	0,05	0,14	0,08	0,15	0,21	0,03	-0,09	-0,09	-0,08
$\Delta M3_t$ Sélection euro	0,05	0,00	0,13	0,02	0,01	-0,01	0,03	0,00	-0,07

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

Tableau 4.15 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de M3

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta M3_t$ Canada	-0,22*	-0,22*	-0,17*	-0,12	-0,07	-0,03	0,04	0,08	0,11
$\Delta M3_t$ États-Unis	0,04	0,00	-0,09	-0,11	-0,05	0,15	0,26*	0,01	-0,04
$\Delta M3_t$ Royaume-Uni	-0,01	0,04	-0,02	0,09	0,04	0,09	0,17	0,12	0,17
$\Delta M3_t$ Suisse	-0,07	-0,02	-0,08	0,04	-0,03	-0,10	-0,12	0,02	-0,04
$\Delta M3_t$ Sélection euro	-0,04	-0,04	0,01	-0,01	-0,05	-0,06	0,00	0,01	-0,05

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4, excepté pour le Royaume-Uni où la période est de 1987T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.
Note 3 : La Sélection euro représente un échantillon de pays de la zone euro. Il s'agit de l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Chypre, l'Espagne, l'Estonie la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, la Lettonie, la Lituanie, le Luxembourg, le Malte, les Pays-Bas, le Portugal, la Slovaquie et la Slovénie.

En ce qui concerne M1 et M3, les tableaux des taux d'intérêt de court terme ne semblent montrer aucune régularité empirique. Cela peut suggérer une limite de notre analyse bivariée. En effet, d'autres facteurs à l'intérieur d'un même pays peuvent influencer les mouvements des taux d'intérêt réels et de la masse monétaire. On remarque toutefois que les variables monétaires semblent n'avoir aucun lien probant avec les taux d'intérêt de long terme, autant pour la partie des taux d'intérêt qui est commune que pour celle qui est particulière à un pays. Cela dit, les banques centrales n'ont pas beaucoup d'influence directe sur les taux d'intérêt à long terme puisqu'elles exercent plutôt un contrôle sur les taux à court terme. Quant aux taux d'intérêt à long terme, ils dépendent de l'interaction de l'offre et de la demande sur le marché obligataire.

4.3.2 Analyse des comouvement avec le taux de change

Nous allons maintenant considérer la variable du taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain, $\Delta \frac{\$national}{\$usa} = \Delta s_t^i$. Ce choix de variable est d'autant plus justifiable quant à

son lien indirecte avec la politique monétaire. Intuitivement, on pourrait s'attendre à ce qu'une appréciation de $(\Delta s_t^i)^{cyc}$ est associée à une augmentation de taux d'intérêt étant donné que l'inflation fait perdre de la valeur à une devise.

Examinons maintenant les corrélations de nos estimés de taux d'intérêt avec Δs_t^i. Nous commençons l'analyse avec $(r_t^m)^{cyc}$. Les résultats sont présentés dans les tableaux 4.16, 4.17 et 4.18. Pour l'échéance de très court terme, les corrélations sont en partie assez fortes. D'ailleurs, une relation non attendue semble assez systématique étant donné qu'une hausse du taux mondial est associée à une dépréciation de la monnaie nationale face au dollar américain (hausse de Δs_t^i). Une explication raisonnable est qu'une augmentation de $(r_t^m)^{cyc}$ pourrait rendre les investissements américains davantage attrayant étant donné le statut de valeur refuge de leur monnaie, et déprécier les devises nationales (du notre groupe de pays considérés) par rapport au dollar américain. La lecture des résultats est sensiblement la même pour l'échéance à trois mois, sauf que la monnaie nationale déprécie sur un plus petit nombre d'horizons retardés lors d'une hausse de $(r_t^m)^{cyc}$.

Cependant, les taux de long terme exhibent une relation compatible avec ce que l'on s'attendait. En effet, une appréciation de la monnaie (baisse de Δs_t^i) est observable pour tous les pays (sauf le Canada) entre $(t-2)$ et $(t+2)$. Comme expliqué ci-haut, les taux de long terme reflètent dans une certaine mesure l'épargne et l'investissement national, ainsi Δs_t^i pourrait être affecté par un mouvement de l'offre ou de la demande de fonds prêtables mondiaux et donc, d'une variation de $(r_t^m)^{cyc}$.

Tableau 4.16 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,37*	0,36*	0,30	0,22	0,13	0,06	0,01	-0,04	0,07
Δs_t Canada	-0,13	-0,05	0,05	0,11	0,19	0,26	0,30	0,29	0,24
Δs_t Royaume-Uni	0,06	0,11	0,14	0,16	0,20	0,21	0,24	0,23	0,21
Δs_t Suisse	0,45*	0,43*	0,37*	0,29	0,19	0,10	0,05	-0,01	-0,04

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.17 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,26	0,13	0,00	-0,11	-0,16	-0,09	-0,02	0,05	0,10
Δs_t Canada	-0,05	0,02	0,11	0,18	0,26	0,35	0,38	0,35	0,26
Δs_t Royaume-Uni	0,00	0,02	0,01	-0,02	0,05	0,21	0,39	0,49*	0,52*
Δs_t Suisse	0,37	0,21	0,05	-0,08	-0,14	-0,10	-0,03	0,03	0,08

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.18 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,13	0,01	-0,13	-0,18	-0,26	-0,23	-0,15	-0,07	0,0
Δs_t Canada	0,11	0,09	0,11	0,13	0,14	0,12	0,06	-0,02	-0,08
Δs_t Royaume-Uni	0,30	0,18	0,03	-0,10	-0,18	-0,17	-0,11	-0,06	0,00
Δs_t Suisse	0,12	-0,01	-0,15	-0,21	-0,28	-0,25	-0,17	-0,10	-0,02

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Analysons maintenant les corrélations entre $(z_t^i)^{cyc}$ et Δs_t^i. Les tableaux 4.19, 4.20 et 4.21 montrent les résultats pour les trois échéances. Les taux de court

terme montrent une régularité empirique compatible avec la théorie économique. En effet, une hausse de $(z_t^i)^{cyc}$ est associée à une appréciation de la devise nationale par rapport au dollar américain (baisse de Δs_t^i). D'ailleurs, ce résultat n'est pas surprenant étant donné qu'une augmentation d'un taux d'intérêt national augmente la rémunération des actifs libellés dans la devise. Cette relation semble toutefois peu significative pour le Canada. Pour l'échéance à trois mois, on observe toutefois une dépréciation de la monnaie pour la Suisse entre $(t-4)$ et $(t+4)$ associée à une hausse de taux d'intérêt à trois mois, ce qui peut attribuable au fait que la Suisse est davantage tributaire d'une variation de $(r_t^m)^{cyc}$ étant donné que la taille de leur économie est relativement très petite. Notons aussi que le cas de la Suisse peut être possiblement différent étant donné la place particulière de son système bancaire comme refuge de placements internationaux. De plus, les autres pays de notre échantillon montrent encore une fois une appréciation de leur monnaie suite à une hausse de $(z_t^i)^{cyc}$. Pour les taux de long terme, les corrélations sont trop faibles pour tenter d'établir un lien probant, à part pour l'Allemagne qui demeure avec des résultats contemporains intuitifs.

Tableau 4.19 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,09	-0,02	-0,18	-0,25	-0,33*	-0,28	-0,20	-0,17	-0,07
Δs_t Canada	-0,12	-0,12	-0,09	-0,09	-0,04	0,03	0,05	0,06	0,05
Δs_t Royaume-Uni	-0,03	-0,07	-0,12	-0,16	-0,23	-0,19	-0,10	-0,12	0,01
Δs_t Suisse	0,04	0,00	-0,08	-0,14	-0,22	-0,23	-0,20	-0,13	-0,12

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

Tableau 4.20 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,05	-0,01	-0,12	-0,04	-0,14	-0,09	0,01	-0,34	0,11
Δs_t Canada	-0,06	-0,08	-0,10	-0,16	-0,13	-0,08	-0,06	-0,05	-0,05
Δs_t Royaume-Uni	-0,24	-0,29	-0,34	-0,30	-0,25	-0,17	-0,01	0,08	0,19
Δs_t Suisse	0,10	0,17	0,24	0,21	0,16	0,11	-0,03	-0,08	-0,14

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

Tableau 4.21 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance du taux de change en unités de monnaie nationale par rapport au dollar américain

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
Δs_t Allemagne	0,04	-0,08	-0,18	-0,21	-0,27	-0,17	-0,08	-0,3	0,08
Δs_t Canada	0,02	0,03	0,03	-0,01	0,01	0,06	0,09	0,10	0,05
Δs_t Royaume-Uni	0,05	0,03	-0,03	-0,08	-0,06	-0,04	0,04	0,10	0,07
Δs_t Suisse	0,01	0,05	0,02	0,01	-0,04	-0,02	-0,03	-0,07	-0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

4.3.3 Analyse des comouvements avec les variables fiscales et budgétaires

La gestion de la politique budgétaire par les gouvernements soit sur les dépenses, sur les recettes de l'État ou sur la dette publique peut influencer ou être influencée par le taux d'intérêt mondial et les composantes idiosyncrasiques du taux d'intérêt des pays. Nous allons examiner les corrélations de nos estimés $(r_t^m)^{cyc}$ et $(z_t^i)^{cyc}$ pour un groupe de pays similaires avec deux variables budgétaires. La première est le taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal (le taux d'endettement), $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$, et la deuxième est la partie cyclique du solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal, $(\frac{SB_t^i}{Y_t})^{cyc}$.

Théoriquement, une relation intuitive raisonnable est qu'une hausse du taux d'intérêt est suivie d'une augmentation de $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$ et $(\frac{SB_t}{Y_t})^{cyc}$. En effet, l'augmentation du taux d'intérêt engendre une hausse des paiements effectués par le gouvernement et donc, du montant de la dette. Une autre explication possible est que dans un monde non ricardien, une hausse de $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$ et $(\frac{SB_t}{Y_t})^{cyc}$,*ceteris paribus*, peut entrainer une augmentation du taux d'intérêt .

Débutons avec les corrélations contemporaines et croisées entre $(r_t^m)^{cyc}$ et $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$. Les résultats pour les trois échéances sont présentés dans les tableaux 4.22, 4.23 et 4.24. Pour l'échéance à un jour et à trois mois, on observe qu'une hausse de $(r_t^m)^{cyc}$ est précédée par une diminution $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$, ce qui est plutôt contre-intuitif. Il est à noter que cette régularité empirique est clairement systématique pour les taux d'intérêt à très court terme (taux d'escompte) et les taux d'intérêt à trois mois.

Cependant, pour l'échéance à trois mois, les valeurs pour le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni deviennent positives à partir de la période contemporaine jusqu'en $(t+4)$. Ensuite, pour les taux de long terme, on constate que les valeurs sont en partie positives, en particulier celles contemporaines ce qui est un résultat attendu. À la lecture de ses résultats, les variations de taux d'intérêt mondial semblent exhiber une relation intuitive avec la variable du solde budgétaire d'un pays plus l'échéance est longue.

Tableau 4.22 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	-0,24*	-0,28*	-0,39*	-0,42*	-0,34*	-0,29*	-0,28*	-0,30*	-0,26*
$\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	-0,34*	-0,31*	-0,25*	-0,15	-0,05	0,03	0,09	0,06	0,04
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	-0,41*	-0,38*	-0,26*	-0,20	-0,09	-0,06	0,03	0,12	0,18
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	-0,44*	-0,33*	-0,26*	-0,16	-0,13	-0,06	-0,04	0,08	0,16
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,19*	-0,20*	-0,20*	-0,19*	-0,21*	-0,14	-0,11	-0,06	-0,04

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.23 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	-0,31*	-0,33*	-0,36*	-0,38*	-0,17	-0,04	-0,05	-0,02	-0,02
$\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	-0,27*	-0,22*	-0,19*	-0,08	0,14	0,29*	0,32*	0,28*	0,25*
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	-0,30*	-0,19	-0,07	0,06	0,21	0,19	0,20	0,28*	0,31
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	-0,35*	-0,23*	-0,05	0,12	0,20	0,21*	0,24*	0,35*	0,40*
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,11	-0,11	-0,05	-0,02	-0,06	-0,06	0,02	0,04	0,07

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.24 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	-0,07	-0,02	0,02	0,09	0,18	0,17	0,06	-0,01	-0,08
$\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	-0,08	0,00	0,11	0,17	0,15	0,14	0,12	0,04	-0,04
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	0,02	0,10	0,19	0,16	0,16	0,06	0,03	0,05	0,02
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	0,05	0,11	0,19	0,22*	0,29*	0,27*	0,14	0,18	0,15
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,14	-0,05	-0,05	0,03	0,04	0,12	0,10	0,03	-0,02

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Analysons maintenant les corrélations entre $(z_t^i)^{cyc}$ et $\Delta\frac{D_t^g}{Y_t}$. Les résultats sont montrés dans les tableaux 4.25, 4.26 et 4.27. Pour l'échéance à un jour et à trois mois, on remarque que ces résultats ne concordent pas avec la relation que nous attendons. En effet, la plupart des corrélations sont négatives, excepté pour l'Allemagne où les mesures prospectives sont positives. D'ailleurs, il semble logique qu'une hausse de taux d'intérêt n'est pas associée à une diminution du taux d'endettement. La difficulté d'expliquer ce lien négatif affectant les taux d'intérêt de court terme et le taux d'endettement pourrait être attribuable à un changement de politique monétaire conduite par les gouvernements, ce qui pourrait amener dans certains cas une modification de l'échéance pour le remboursement de la dette. Une conjecture que nous avançons mériterait des recherches subséquentes. Étant donné que l'échantillon étudié inclut la période associée à la crise économique et financière de 2008, suivi de l'atteinte et du maintien des taux d'intérêt nominaux à la borne zéro, la régularité empirique documentée pour les taux d'escompte et les taux d'intérêt à trois mois pourrait bien refléter ces développements observés. Pour l'échéance à dix ans, les corrélations sont non significatives, sauf pour l'Allemagne où certaines sont relativement fortes et positives, ce qui est compatible avec la relation qu'on anticipait.

Tableau 4.25 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	-0,12	-0,06	-0,03	-0,01	-0,06	0,05	0,11	0,27	0,24
$\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	-0,07	-0,17	-0,24*	-0,25*	-0,15	-0,04	-0,03	0,06	0,08
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	-0,17	-0,22	-0,22	-0,16	-0,10	-0,14	-0,19	-0,10	-0,06
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	-0,30*	-0,25*	-0,36*	-0,28*	-0,22*	-0,14	-0,12	0,03	0,06
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,02	0,03	0,01	0,09	0,05	0,19*	0,12	0,18	0,09

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

Tableau 4.26 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	0,04	-0,03	0,05	0,11	-0,05	-0,03	0,01	0,22	0,23
$\Delta D_t^g/Y_t$ $\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	-0,06	-0,14	-0,25*	-0,23*	-0,19*	-0,14	-0,15	-0,04	-0,04
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	-0,23*	-0,31*	-0,37*	-0,27*	-0,28*	-0,26*	-0,35*	-0,18	-0,21
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	-0,29*	-0,28*	-0,37*	-0,33*	-0,30*	-0,26*	-0,19	-0,10	-0,09
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,05	-0,03	-0,10	0,00	-0,04	0,18	0,02	0,12	0,02

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

Tableau 4.27 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance de la dette des gouvernements par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
$\Delta D_t^g/Y_t$ Allemagne	0,05	0,08	0,30*	0,24*	0,10	0,03	0,07	0,18	0,20
$\Delta D_t^g/Y_t$ Canada	0,06	0,06	0,01	0,00	0,06	0,01	-0,08	-0,11	-0,12
$\Delta D_t^g/Y_t$ États-Unis	-0,06	-0,12	-0,10	0,04	0,07	0,08	-0,05	-0,04	-0,07
$\Delta D_t^g/Y_t$ Royaume-Uni	-0,02	0,04	-0,13	-0,10	-0,12	-0,12	-0,13	-0,03	0,05
$\Delta D_t^g/Y_t$ Suisse	-0,07	-0,09	-0,02	0,02	-0,07	0,15	0,01	0,06	-0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1999T1 à 2016T4 pour l'Allemagne ; 1990T2 à 2016T4 pour le Canada ; 1989T1 à 2016Q4 pour les États-Unis ; 1995T2 à 2016T4 pour le Royaume-Uni ; 1992T2 à 2016T4 pour la Suisse.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays.

Poursuivons avec la variable $(\frac{SB_t^i}{Y_t})^{cyc}$. Les tableaux 4.28, 4.29 et 4.30 présentent les corrélations avec $(r_t^m)^{cyc}$ pour les trois échéances. Une régularité observée concerne les deux échéances de court terme. En effet, les corrélations contemporaines sont fortes et positives pour tous les pays, sauf pour l'Allemagne où elles sont fortement négatives. En plus, les valeurs prospectives qui sont toutes négatives à l'exception, une fois de plus, pour l'Allemagne. Cela pourrait être attribuable au fait que l'économie allemande repose sur la gestion des déficits et de la compétitivité, plutôt qu'une économie basée sur la stimulation de la consommation par l'endettement, comme pour les États-Unis, par exemple. Notons toutefois que la période échantillonnale débute en 2008 [4].

Pour l'échéance à dix, on observe également une régularité. De même que pour les échéances de court terme, l'Allemagne présente en partie des relations opposées aux quatre autres pays de l'échantillon. Par exemple, on observe qu'une augmentation de $(r_t^m)^{cyc}$ est associée à une baisse de $(\frac{SB_t^{can}}{Y_t})^{cyc}$, $(\frac{SB_t^{usa}}{Y_t})^{cyc}$, $(\frac{SB_t^{gbr}}{Y_t})^{cyc}$ et $(\frac{SB_t^{che}}{Y_t})^{cyc}$, sauf pour $(\frac{SB_t^{ger}}{Y_t})^{cyc}$.

4. Les données ne sont pas disponibles pour une échéance plus longue.

Tableau 4.28 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	0,28	0,26	0,00	-0,46	-0,79*	-0,60	0,14	0,48	0,68*
SB_t/Y_t Canada	-0,25	-0,24	0,11	0,58	0,87*	0,32	-0,37	-0,55	-0,43
SB_t/Y_t États-Unis	-0,26	-0,20	0,17	0,60	0,86*	0,22	-0,45	-0,54	-0,42
SB_t/Y_t Royaume-Uni	-0,35	-0,35	-0,05	0,40	0,94*	0,48	0,07	-0,46	-0,32
SB_t/Y_t Suisse	-0,11	-0,24	-0,18	0,24	0,50	0,43	-0,11	0,04	0,04

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial et $^{SB_t/Y_t}$ est la partie cyclique.

Tableau 4.29 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	0,17	0,06	-0,16	-0,62	-0,75*	-0,27	0,39	0,66*	0,62
SB_t/Y_t Canada	-0,12	0,00	0,25	0,71*	0,75*	-0,02	-0,61	-0,57	-0,38
SB_t/Y_t États-Unis	-0,09	0,01	0,28	0,76*	0,66*	-0,14	-0,60	-0,58	-0,37
SB_t/Y_t Royaume-Uni	-0,23	-0,14	0,17	0,66*	0,84*	0,29	-0,21	-0,53	-0,44
SB_t/Y_t Suisse	-0,10	-0,04	-0,05	0,29	0,61	0,27	-0,24	-0,05	-0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial et $^{SB_t/Y_t}$ est la partie cyclique.

Tableau 4.30 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	-0,05	-0,13	-0,33	-0,40	0,02	0,11	0,61	0,47	0,15
SB_t/Y_t Canada	-0,03	0,21	0,55	0,22	-0,12	-0,33	-0,46	-0,36	-0,12
SB_t/Y_t États-Unis	0,04	0,17	0,54	0,22	-0,17	-0,36	-0,47	-0,32	0,04
SB_t/Y_t Royaume-Uni	0,04	0,10	0,67	0,31	0,28	-0,42	-0,18	-0,51	-0,14
SB_t/Y_t Suisse	-0,21	0,29	0,45	0,28	-0,35	0,07	0,08	-0,27	-0,47

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial et $^{SB_t/Y_t}$ est la partie cyclique.

Poursuivons avec les corrélations entre $(z_t^i)^{cyc}$ et $(\frac{SB_t^i}{Y_t})^{cyc}$. Les tableaux 4.31,

4.32 et 4.33 montrent les résultats. Pour l'échéance à très court terme et à court terme, on observe que le comportement de $(z_t^i)^{cyc}$ est sensiblement similaire à celui observé pour $(r_t^m)^{cyc}$. Les valeurs de $(z_t^i)^{cyc}$ réagissent pour la plupart moindrement. De plus, les résultats pour l'échéance à dix montrent une lecture des résultats similaires avec échéance de plus court terme, et donc de $(r_t^m)^{cyc}$.

La variable $(\frac{SB_t^i}{Y_t})^{cyc}$ semble réagir semblablement à une variation de $(r_t^m)^{cyc}$ ou de $(z_t^i)^{cyc}$ et ce, pour toutes les échéances.

Tableau 4.31 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	0,05	-0,14	-0,05	-0,36	-0,12	0,45	0,12	0,22	-0,17
SB_t/Y_t Canada	0,15	-0,30	-0,77 *	0,57	0,32	0,64	0,37	0,15	-0,02
SB_t/Y_t États-Unis	-0,03	-0,10	-0,46	-0,44	0,51	0,61	0,14	0,03	-0,22
SB_t/Y_t Royaume-Uni	-0,24	-0,45	-0,48	-0,03	0,54	0,65*	0,29	-0,16	-0,10
SB_t/Y_t Suisse	0,20	0,15	-0,06	-0,19	-0,59	-0,07	0,10	-0,04	-0,05

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays et SB_t/Y_t est la partie cyclique.

Tableau 4.32 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	-0,15	-0,37	-0,41	-0,42	0,04	0,64	0,35	0,35	-0,04
SB_t/Y_t Canada	0,19	-0,12	-0,73*	-0,38	0,50	0,49	0,09	0,04	-0,06
SB_t/Y_t États-Unis	0,01	0,04	-0,41	-0,56	0,40	0,59	0,16	0,08	-0,14
SB_t/Y_t Royaume-Uni	-0,29	-0,34	-0,38	0,12	0,59	0,66*	0,20	-0,24	-0,20
SB_t/Y_t Suisse	0,13	0,60	0,04	-0,19	-0,22	-0,15	-0,14	-0,25	-0,11

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays et SB_t/Y_t est la partie cyclique.

Tableau 4.33 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec le solde budgétaire de l'État par rapport au PIB nominal

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
SB_t/Y_t Allemagne	0,39	-0,11	-0,50	-0,61	0,06	0,49	0,43	0,29	-0,28
SB_t/Y_t Canada	-0,11	-0,34	-0,05	-0,18	-0,47	0,04	0,48	0,25	0,13
SB_t/Y_t États-Unis	-0,25	0,37	-0,12	-0,10	0,26	0,05	0,01	0,09	-0,04
SB_t/Y_t Royaume-Uni	-0,40	-0,27	0,08	0,01	0,33	0,31	0,25	-0,21	-0,06
SB_t/Y_t Suisse	0,14	0,17	-0,19	0,05	-0,23	0,01	0,06	-0,10	-0,11

Note 1 : La période de l'échantillon est de 2008 à 2016.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique du taux d'intérêt d'un pays et SB_t/Y_t est la partie cyclique.

4.3.4 Analyse des comouvements avec les variables financières

Le taux d'intérêt mondial est étroitement lié avec les taux d'intérêt idiosyncrasiques d'un pays. Théoriquement, les petites économies ouvertes sont preneuses du taux d'intérêt réel mondial. Inversement, s'il s'agit d'une grande économie, le taux mondial sera affecté par les fluctuations des quantités offertes ou demandées de fonds prêtables. Ainsi, nous nous attendons qu'une augmentation de $(r^m)^{cyc}$ soit suivie d'une augmentation de $(z^{can})^{cyc}$ et $(z^{che})^{cyc}$ (petites économies) et donc des valeurs prospectives positives et qu'une augmentation de $(z^{gbr})^{cyc}$ et $(z^{ger})^{cyc}$ (grandes économies) amène une hausse de $(r^m)^{cyc}$, c'est-à-dire des valeurs rétroactives positives.

Ici, nous allons examiner les corrélations contemporaines et croisées entre $(r^m)^{cyc}$ et $(z^i)^{cyc}$. Les tableaux 4.34, 4.35. et 4.36 rapportent les résultats. Les résultats avec les taux d'escompte montrent que les mouvements pour le Canada et les États-Unis sont assez synchronisés étant donné qu'ils sont positifs et négatifs pour pratiquement les mêmes retards et avances, de même que pour l'Allemagne et la Suisse. Notons toutefois que les corrélations de

l'Allemagne et la Suisse sont de signes inverses que le Canada et les États-Unis. Malgré que les corrélations négatives ne correspondent pas à l'intuition économique, il est intéressant de voir cette relation intercontinentale.

Pour les taux à trois mois, on observe une certaine régularité du fait que les corrélations pour le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni sont positives pour les horizons décalés et fortement négatives pour les horizons avancés (en plus d'inclure la Suisse pour les valeurs avancées. Les résultats montre que les États-Unis semblent avoir un impact sur le taux mondial étant donnée $(z^{usa})^{cyc}$ semble précéder le taux mondial. En ce qui concerne les taux idiosyncrasiques à dix ans, aucun lien systématique n'est observable.

Tableau 4.34 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux d'escompte réels idyosincrasiques

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
z_t Allemagne	-0,42*	-0,39*	-0,28*	-0,19*	-0,03	-0,01	0,07	0,24*	0,27*
z_t Canada	0,22*	0,30*	0,33*	0,31*	0,32*	0,22*	-0,03	-0,17*	-0,24*
z_t États-Unis	0,21*	0,26*	0,35*	0,43*	0,40*	0,21*	0,03	-0,01	-0,11
z_t Royaume-Uni	0,00	0,08	0,08	0,10	0,05	0,16*	0,12	0,14	0,10
z_t Suisse	-0,36*	-0,37*	-0,28*	-0,17*	-0,10	-0,13	-0,10	-0,05	0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique et r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.35 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
z_t Allemagne	-0,12	-0,04	0,04	0,10	0,19	0,03	0,00	0,06	0,00
z_t Canada	0,13	0,20	0,16	-0,03	-0,06	-0,11	-0,19	-0,29*	-0,39*
z_t États-Unis	0,35*	0,26*	0,10	-0,01	-0,09	-0,28*	-0,33*	-0,38*	-0,33*
z_t Royaume-Uni	0,18	0,19	0,18	0,12	-0,03	-0,17	-0,30*	-0,31*	-0,33*
z_t Suisse	0,02	0,05	0,07	0,04	-0,06	-0,21	-0,30*	-0,29*	-0,23*

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique et r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.36 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux d'intérêt réels idiosyncrasiques à dix ans

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
z_t Allemagne	-0,06	-0,04	0,06	0,08	0,38*	0,25*	0,28*	0,17*	-0,02
z_t Canada	0,17*	0,19*	0,13	0,00	-0,11	-0,27*	-0,35*	-0,28*	-0,13
z_t États-Unis	0,01	0,02	0,04	0,10	0,16*	-0,04	-0,14	-0,17*	-0,12
z_t Royaume-Uni	-0,16*	-0,24*	-0,19*	0,08	0,15	0,08	-0,05	-0,04	-0,07
z_t Suisse	0,00	0,09	0,16*	0,17*	0,09	-0,09	-0,22 *	-0,35*	-0,20*

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique et r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

4.3.5 Analyse des comouvements de la production

Nous allons terminer la recherche de régularités empiriques à l'aide de corrélations bivariées en considérant le taux de croissance du PIB réel domestique, ΔPIB_t^i. Le choix de cette variable est justifié par son lien possible avec la croissance du rendement du capital ainsi qu'avec la politique monétaire. Intuitivement, la relation anticipée est qu'une hausse de taux d'intérêt est suivie d'une baisse de ΔPIB_t^i et qu' une augmentation de taux d'intérêt est précédée par une hausse de ΔPIB_t^i, c'est-à-dire des valeurs prospectives négatives et des valeurs rétroactives positives.

Les corrélations avec $(r_t^m)^{cyc}$ pour les trois échéances sont présentées dans les tableaux 4.37, 4.38 et 4.39. On observe une relation systématique compatible avec l'intuition économique pour l'échéance de très court terme et de court terme étant donné qu'une hausse de ΔPIB_t^i est suivie d'une diminution $(r_t^m)^{cyc}$, ce qui est compatible avec la théorie économique. De plus, les valeurs rétroactives sont positives ce qui pourrait être attribuable à une réaction des banques centrales afin d'éviter une surchauffe de l'économie.

Pour l'échéance à dix ans, les corrélations sont relativement faibles à l'exception de certaines pour le Royaume-Uni. Cela peut refléter que les taux de long terme sont possiblement relativement moins tributaire de la politique monétaire et davantage fonction de l'épargne et de l'investissement national.

Tableau 4.37 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'escompte réel mondial avec les taux de croissance du PIB réel

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	0,23*	0,22*	0,18*	0,06	0,03	-0,04	-0,02	0,01	-0,04
ΔPIB_t Canada	0,19*	0,10	-0,01	-0,13	-0,25*	-0,34*	-0,34*	-0,30*	-0,17*
ΔPIB_t États-Unis	0,13	0,12	0,02	-0,06	-0,11	-0,17 *	-0,28*	-0,29*	-0,18*
ΔPIB_t Royaume-Uni	0,04	-0,01	-0,09	-0,13	-0,07	-0,05	-0,09	-0,07	-0,17*
ΔPIB_t Suisse	0,40*	0,36*	0,26*	0,10	-0,07	-0,09	-0,14	-0,15	-0,18*

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.38 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à trois mois avec les taux de croissance du PIB réel

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	0,34*	0,31*	0,15	-0,07	-0,20	-0,35*	-0,28*	-0,16	-0,17
ΔPIB_t Canada	0,12	0,10	-0,04	-0,20	-0,36*	-0,43*	-0,36*	-0,26*	-0,14
ΔPIB_t États-Unis	0,09	0,00	-0,11	-0,23*	-0,35*	-0,39*	-0,37*	-0,34*	-0,21
ΔPIB_t Royaume-Uni	0,15	0,02	-0,19	-0,31*	-0,34*	-0,34*	-0,71*	-0,24*	-0,24*
ΔPIB_t Suisse	0,39*	0,34*	0,17	-0,07	-0,34*	-0,43*	-0,33*	-0,27*	-0,22

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Tableau 4.39 : Corrélations contemporaines et croisées du taux d'intérêt réel mondial à dix ans avec les taux de croissance du PIB réel

Variable d'un pays	$r(t-4)$	$r(t-3)$	$r(t-2)$	$r(t-1)$	$r(t)$	$r(t+1)$	$r(t+2)$	$r(t+3)$	$r(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	0,02	-0,02	-0,02	-0,10	0,00	-0,11	-0,01	0,04	-0,02
ΔPIB_t Canada	-0,04	-0,01	-0,08	-0,09	-0,14	-0,15	-0,04	0,02	0,05
ΔPIB_t États-Unis	-0,06	-0,10	-0,13	-0,06	-0,07	-0,05	-0,01	0,02	0,12
ΔPIB_t Royaume-Uni	-0,04	-0,13	-0,23*	-0,24*	-0,17*	-0,04	0,06	0,07	0,00
ΔPIB_t Suisse	0,02	-0,03	-0,09	-0,12	-0,18*	-0,14	-0,07	-0,02	-0,03

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4.
Note 2 : r représente la partie cyclique du taux d'intérêt réel mondial.

Enfin, les tableaux 4.40, 4.41 et 4.42 montrent les corrélations contemporaines et croisées entre $(z_t^i)^{cyc}$ et ΔPIB_t^i. En ce qui concerne l'échéance à très court terme (un jour), on observe qu'une hausse de ΔPIB_t^i est suivie d'une diminution de $(z_t^i)^{cyc}$. Cette relation peut être attribuable, comme expliquée ci-haut, par le fait que les taux de très court terme dépendent davantage de la politique monétaire. Avec l'échéance à court terme (trois mois), on observe une relation systématique pour le Canada, les États-Unis et le Royaume. En effet, les valeurs rétroactives et contemporaines sont toutes positives, ainsi une hausse de $(z_t^i)^{cyc}$ amène une hausse de ΔPIB_t^i, ce qui est contre-intuitif.

De même qu'avec $(r_t^m)^{cyc}$, les corrélations sont en partie très faibles pour l'échéance de long terme, à l'exception de certaines valeurs positives contre-intuitives pour le Canada, ce qui pourrait être attribuable, encore une fois, avec le fait que les taux de long terme s'ajustent selon l'offre et la demande de fonds prêtables mondiale.

Tableau 4.40 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'escompte réels idyosincrasiques avec les taux de croissance PIB réel

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	0,02	-0,06	0,00	-0,15	-0,03	-0,20*	-0,23*	-0,01	-0,05
ΔPIB_t Canada	0,17*	0,24*	0,24*	0,24*	0,08	-0,16*	-0,29*	-0,26*	-0,16*
ΔPIB_t États-Unis	0,08	-0,03	-0,04	-0,04	0,04	-0,02	-0,18*	-0,14	0,05
ΔPIB_t Royaume-Uni	0,23*	0,13	0,12	0,13	-0,01	-0,18*	-0,09	-0,20*	-0,19*
ΔPIB_t Suisse	-0,14	-0,08	-0,10	-0,14	-0,21*	-0,19*	-0,11	-0,02	0,06

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique.

Tableau 4.41 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à trois mois avec les taux de croissance du PIB réel

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	-0,07	-0,02	0,14	0,04	0,17	-0,09	-0,18	0,07	0,01
ΔPIB_t Canada	0,16	0,27*	0,26*	0,24*	0,12	-0,06	-0,06	-0,02	-0,05
ΔPIB_t États-Unis	0,19	0,14	0,13	0,11	0,04	0,07	0,18	-0,01	-0,01
ΔPIB_t Royaume-Uni	0,25*	0,25*	0,30*	0,29*	0,23*	0,11	-0,05	-0,21	-0,75*
ΔPIB_t Suisse	0,01	0,04	0,05	0,04	0,03	0,01	0,11	0,08	0,04

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique.

Tableau 4.42 : Corrélations contemporaines et croisées des taux d'intérêt réels idyosincrasiques à dix ans avec les taux de croissance du PIB réel

Variable d'un pays	$z(t-4)$	$z(t-3)$	$z(t-2)$	$z(t-1)$	$z(t)$	$z(t+1)$	$z(t+2)$	$z(t+3)$	$z(t+4)$
ΔPIB_t Allemagne	-0,10	0,10	0,11	0,01	0,17*	-0,01	-0,05	0,15	-0,09
ΔPIB_t Canada	-0,13	0,10	0,20*	0,26*	0,33*	0,27*	0,23*	0,12	0,02
ΔPIB_t États-Unis	-0,05	0,03	-0,05	-0,04	-0,02	-0,07	0,11	0,09	-0,06
ΔPIB_t Royaume-Uni	0,10	0,09	0,15	0,21	0,16	0,15	0,13	0,05	-0,02
ΔPIB_t Suisse	-0,03	0,04	0,06	0,01	-0,04	0,04	0,06	0,06	0,13

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4.
Note 2 : z représente la partie cyclique de la composante idiosyncrasique.

4.4 Analyse du modèle VAR

Une autre méthode permettant de caractériser les faits stylisés est l'étude des sentiers de réponses d'un modèle VAR structurel. Contrairement à l'analyse bivariée des corrélations contemporaines et croisées, cette méthodologie prend en considération un système dynamique d'équations pouvant impliquer plus que deux variables. Nous allons maintenant nous concentrer sur une analyse de modèle VAR incluant des variables macroéconomiques américaines et canadiennes, en plus de la mesure du taux d'intérêt réel mondial étant donné le contexte de forte intégration des marchés financiers et de biens et services, avec une grosse et une petite économie ouverte respectivement.

Rappelons-nous que l'ordonnancement est respectivement : le PIB réel américain, le taux d'intérêt réel mondial, le taux d'endettement américain, l'IPC américain, le taux idiosyncrasique américain, le PIB réel canadien, le taux d'endettement canadien, l'IPC canadien et le taux idiosyncrasique canadien [5]. Les variables représentant le PIB réel et l'IPC ont également subi une transformation logarithmique. De plus, nous traitons le taux d'intérêt mondial estimé et les variables américaines comme exogènes aux variables canadiennes. Nous avons aussi fait le choix de prendre une mesure du niveau des prix plutôt qu'une mesure de l'inflation puisque l'effet cumulé de cette variable facilite l'interprétation des sentiers de réponse [6]. Les variables du modèle estimé ont été spécifiées avec deux retards, tel que Sims et *al.* (1990) le suggèrent pour des variables non stationnaires [7]. Aux fins de notre discussion, nous allons considérer des chocs positifs d'une unité, mesurée en termes d'écart-type, et nous montrerons les fonctions de réponse suite à un choc sur l'innovation structurelle de chacune des variables du modèle [8]. Nous considérons un

---

5. Rappelons-nous les périodes échantillonnales pour l'estimation des spécifications. Pour les variables concernant les taux d'intérêt à un jour, elle est de 1980T1 à 2016T4, pour les variables de taux d'intérêt à trois mois, de 1989T1 à 2016T4, et pour les variables de taux d'intérêt à dix ans de 1981T1 à 2016T4. Pour les variables mesurant la production, de même que celles mesurant le niveau des prix, la période étudiée est de 1980T1 à 2016T4. La période échantillonnale du taux d'endettement américain est de 1980T1 à 2016T4 et celle du taux d'endettement canadien est de 1990T1 à 2016T4.

6. Nous avons généré un modèle VAR avec la variable du taux d'inflation et les sentiers de réponses sont généralement les mêmes, à l'exception qu'un choc quelconque sur l'inflation est en partie moins persistant.

7. Les critères d'information AIC et HQ suggèrent un nombre de retards égal à huit tandis que le critère d'information SC suggère un seul retard. Toutefois, nous trouvons plus approprié le choix de deux retards pour notre modèle. Les résultats des test de minimisation du critère d'information sont disponibles sur demande.

8. Étant donné que les coefficients des régresseurs sont générés à partir de régressions préalables, nous aurions pu utiliser la variance corrigée par la méthode de bootstrap. Pagan (1984, 1986) a montré que l'estimateur MCO d'une équation avec des régresseurs générés est convergent, mais que l'estimateur MCO de la matrice variance-covariance est

intervalle de confiance de plus et moins un écart-type, donc un niveau de significativité d'environ 68 %.

Les tableaux E.1, E.2 et E.3, en Annexe E, montrent pour toutes les variables du VAR considérées les valeurs numériques associées aux sentiers de réponse suite à un choc donné pour le premier trimestre, le quatrième trimestre ainsi que le dixième trimestre. Une case blanche représente une variation en valeur absolue de moins de 10 % que nous désignons comme faible. Une case verte ou jaune pâle représente une variation en valeur absolue comprise entre 10 % et 20 % et elle désigne une variation modérée tandis qu'un une case verte ou jaune foncé représente une forte variation en valeur absolue comprise entre 20 % et 30 %. Finalement, une case verte signifie une valeur positive et une case jaune, une valeur négative.

On observe que pour n'importe quel choc considéré, la variation de la variable de la production américaine et canadienne est inférieure à 1 %. De même pour les variables représentant l'IPC américain et canadien, où les valeurs pour les trois horizons ainsi que pour les trois échéances sont presque toutes à zéro. Ainsi, un choc d'une variable quelconque du VAR n'a donc pas d'impact significatif sur les variables mesurant la production américaine et canadienne et sur celles désignant le niveau des prix américain et canadien [9].L'analyse descriptive ci-bas détaille brièvement les réponses des variables dont l'impact d'un choc donné n'est pas pratiquement nul.

---

sous-estimé. Toutefois, tel que démontré par McAleer et McKenzie (1991), le coefficient d'une erreur de prévision contemporaine est toujours estimé de manière asymptotiquement efficiente. Ainsi, l'estimateur MCO de β_i et de σ_i sont valides. Par contre, la précision de ϕ_i et des tests de racine unitaire peuvent être surestimés. Cependant, ceci n'affecte pas les tests d'hétérodasticités. (Voir aussi Oxley et McAleer, 1993).

9. Notons toutefois que ses fonctions de réponse présentent des variations de moins de 1 % suite à un choc quelconque, mais puisque nous montrons les sentiers de réponse sur un même échelon, la variation semble nulle.

Nous allons commencer notre analyse descriptive par un choc sur les variables financières, notamment un choc positif sur le taux d'intérêt réel mondial, le taux d'intérêt réel idiosyncrasique américain et le taux d'intérêt réel idiosyncrasique canadien. Les fonctions de réponses de ses chocs pour les trois échéances sont présentées en Annexe E aux figures E.1 à E.9.

Pour ce qui est d'un choc positif sur le taux d'intérêt mondial et considérant l'échéance à un jour, on observe une augmentation constante du taux d'endettement américain de 20 % pour les deux premiers trimestres. La fonction de réponse diminue ensuite jusqu'au dixième trimestre. Elle atteint cependant une baisse maximale de 40 % entre le cinquième et le sixième trimestre. Pour l'échéance à trois mois, le taux d'endettement américain augmente de 20 % à la période contemporaine suite à un choc sur le taux d'intérêt mondial. Par la suite, la fonction de réponse augmente graduellement jusqu'au dixième trimestre où elle atteint une hausse de 130 %. Considérant l'échéance à dix ans, un choc sur le taux d'intérêt mondial diminue graduellement le taux d'endettement américain, atteignant une baisse minimale de 60 %. Ce dernier augmente à partir du cinquième trimestre et converge vers sa valeur initiale au dixième trimestre. Puisque notre mesure du taux d'endettement est par rapport à la production, nous pouvons déduire si le choc de taux d'intérêt mondial affecte davantage la dette américaine ou bien la production américaine.

La lecture des résultats suggère que le taux mondial à long terme est indirectement moins tributaire d'une politique monétaire à la Taylor étant donné que l'effet dominant ne semble pas être sur la production américaine, mais plutôt sur la dette américaine, contrairement pour l'échéance à trois mois où l'effet dominant semble être sur la production américaine. Pour les taux à un jour, l'effet semble être partagé étant donné que le taux d'endettement augmente pour les deux premiers trimestres et qu'il diminue ensuite.

Regardons maintenant l'impact d'un choc positif du taux d'intérêt mondial

sur le taux idiosyncrasique américain. Considérant l'échéance à un jour, on observe une augmentation de 30 % de la composante idiosyncrasique américaine à la période contemporaine. L'impact du choc se résorbe graduellement jusqu'au dixième trimestre où l'on observe une baisse finale de 6 %. Pour ce qui est de la composante idiosyncrasique canadienne, les résultats sont semblables à l'exception que cette dernière réagit moindrement que la composante idiosyncrasique des taux américains suite à un choc du taux mondial. Concernant l'échéance à trois mois, les sentiers de réponse des composantes idiosyncrasiques américaine et canadienne se comportent similairement suite à un choc du taux d'intérêt mondial. En effet, les deux composantes particulières des taux d'intérêt réagissent positivement à ce choc à la période contemporaine, mais les fonctions de réponse diminuent pour les trimestres suivants jusqu'à atteindre une valeur négative au dixième trimestre. Pour l'échéance à dix ans, les deux composantes idiosyncrasiques réagissent positivement au choc sur le taux d'intérêt mondial à la période courante et les fonctions de réponse convergent vers leur valeur initiale par la suite. Ainsi, un choc sur le taux mondial semble avoir un effet plus important sur le taux idiosyncrasique américain que celui canadien, ce qui suggère que le taux mondial pourrait être davantage affecté par le taux américain.

Analysons maintenant les fonctions de réponse significatives des variables du VAR suite à un choc sur le taux idiosyncrasique américain pour les trois échéances considérées. Les résultats sont présentés dans les figures E.4, E.5 et E.6 de l'Annexe E. Pour l'échéance à un jour, un choc sur la composante idiosyncrasique américaine est suivi d'une diminution du taux d'endettement américain. De plus, cette baisse s'accentue tout au long de l'horizon et également plus l'échéance du taux d'intérêt est courte. Ces résultats semblent montrer que la composante idiosyncrasique américaine affecte davantage la dette que la production nationale. Ce résultat s'observe aussi sur la dette canadienne, mais l'impact semble moins important ce qui peut être attribuable à l'économie canadienne qui dépend fortement d'une grande économie étran-

gère. Ensuite, on observe qu'un choc positif sur la composante idiosyncrasique américaine est suivi d'une augmentation de la composante des taux d'intérêt canadien à la période contemporaine. L'effet est aussi temporaire étant donné qu'il n'y a pratiquement plus d'impact après dix trimestres. Pour l'échéance à trois mois et à dix ans, la lecture des résultats du choc de la composante idiosyncrasique américaine sur celle canadienne est similaire. La réaction du taux d'endettement canadien est toutefois différente. En effet, la fonction de réponse du taux d'endettement canadien augmente légèrement pour les deux premiers trimestres, mais elle diminue par la suite. Aussi, le choc est temporaire puisque le sentier de réponse semble converger vers sa valeur initiale. Pour l'échéance à long terme, la variable subit les mêmes variations que l'échéance à trois mois, sauf qu'elle atteint une baisse de 30 % au dixième trimestre.

Poursuivons avec un choc sur la composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt réels. Considérant l'hypothèse retenue qu'un choc d'une variable canadienne n'a pas d'impact sur le taux mondial et sur les variables américaines, ce choc est suivi uniquement d'un impact significatif sur la variable du taux d'endettement canadien. On observe alors une augmentation de cette dernière à la période courante pour les trois types d'échéances. Ce choc est aussi temporaire étant donné qu'il n'a pu d'effet au dixième trimestre. Ceci étant dit, considérant également l'impact positif sur le taux d'endettement américain suite à choc sur le taux idiosyncrasique américain, ces résultats suggèrent un effet dominant sur la dette nationale plutôt que sur la production nationale lorsqu'un choc survient sur la composante particulière des taux d"intérêt américain ou canadien.

Poursuivons maintenant en considérant un choc sur les variables mesurant le niveau des prix, notamment un choc positif sur l'IPC américain et l'IPC canadien. Les fonctions de réponse de ses chocs pour les trois échéances sont présentées en Annexe E aux figures E.10 à E.15. En ce qui à trait à un choc

sur l'IPC américain, les résultats sont semblables pour les échéances à court terme et celle à long terme. Suite au choc, on observe une abrupte diminution à la période contemporaine de la composante particulière des taux d'intérêt américains. Toutefois, le choc se résorbe d'au moins de la moitié de son impact après deux trimestres.

De plus, on observe une augmentation du taux d'endettement américain suite à un choc sur l'IPC américain, ce qui pourrait signifier une diminution de la production américaine. Concernant le taux d'endettement canadien, de même qu'un choc sur l'IPC américain, ce dernier diminue progressivement jusqu'au deuxième trimestre pour ensuite augmenter abruptement. Analysons maintenant un choc sur la mesure du niveau des prix canadiens. Encore une fois, on observe une relation contre-intuitive avec une politique monétaire à la Taylor étant donné qu'un choc positif sur l'IPC canadien est suivi d'une baisse subite temporaire à la période contemporaine de la composante idiosyncrasique canadienne. Or, ces réactions ne sont pas compatibles avec ce que suggère la théorie économique autant suite à un choc sur le niveau des prix américains ou bien canadiens. Certaines anomalies peuvent être analogue au « price puzzle », ou dit anomalies des prix, rencontré et documenté dans la littérature des VAR structurels [10]. Ainsi, dans une approche de VAR structurelle, un choc de resserrement monétaire est associé à une hausse du niveau des prix plutôt qu'à une baisse. D'ailleurs, une solution proposée afin d'atténuer cet effet est d'ajouter des variables au VAR [11].

Nous considérerons maintenant un choc sur la production américaine et celle canadienne. Les figures E.16 à E.21 présentent les sentiers de réponse. L'impact d'un de ses chocs affecte seulement significativement les variables fiscales. En effet, on observe une diminution permanente et progressive du taux

---

10. Voir Sims (1992).

11. Voir Estrella (2015).

d'endettement américain et celui canadien suite à une augmentation de la production américaine. Le choc demeure aussi permanent pour tous les horizons. De plus, les résultats sont similaires pour les trois échéances. En ce qui concerne la production canadienne, les résultats sont similaires, hormis que ce dernier n'affecte pas le taux d'endettement américain par les hypothèses de construction de notre modèle. Or, ses résultats ne sont pas étonnants puisque les mesures de taux d'endettement sont construites par rapport à la production.

Finalement, analysons les fonctions de réponse suite à un choc sur le taux d'endettement américain et celui canadien. Les figures E.22 à E.27 montrent les fonctions de réponse. Considérant une échéance à un jour, on observe qu'un choc positif sur le taux d'endettement américain diminue de manière modérée et temporairement la composante particulière des taux d'intérêt américains, soit pour les deux premiers trimestres. Cette dernière retrouve par la suite sa valeur initiale. On observe aussi qu'un choc positif sur le taux d'endettement américain augmente fortement le taux d'endettement canadien, ce qui n'est pas étonnant du fait que l'économie canadienne dépend dans une certaine mesure de l'économie américaine. De plus, les résultats sont semblables pour les échéances à court terme et l'échéance à long terme. Considérons maintenant un choc sur le taux d'endettement canadien. Pour les trois échéances, on observe que ce choc augmente uniquement temporairement la composante idiosyncrasique canadienne à la période contemporaine. L'effet du choc s'est ensuite presque complètement dissipé au dixième trimestre. Considérons maintenant les réponses suite à un choc sur le taux d'endettement canadien. Pour les trois échéances, on observe que ce choc augmente temporairement et modérément la composante idiosyncrasique canadienne à la période contemporaine. L'effet du choc s'est ensuite presque complètement dissipé au dixième trimestre. Or, ses résultats suggèrent que suivant une politique monétaire à la Taylor, un choc sur le taux d'endettement d'une grande économie affecte le taux idiosyncrasique de cette économie

par un effet dominant sur sa production, contrairement à une petite économie, où l'effet dominant est la variation de la dette.

Néanmoins, l'interprétation de ces résultats contient leur limite, en particulier ceux qui concernent la composante américaine des taux d'intérêt réels de même que celle canadienne. En effet, d'autres pays dont nous n'avons pas considérés dans notre échantillon peuvent avoir un effet sur ces variables. Ces composantes qui reflètent le comportement particulier d'un taux d'intérêt national pourraient dans une certaine mesure avoir une contrepartie qui appartient à un ou plusieurs autres pays et cela pourrait potentiellement expliquer certains résultats contre-intuitifs. De plus, il est également possible qu'il manque une ou plusieurs variables dans notre spécification du modèle VAR, ce qui pourrait mener a des anomalies dans l'intuition économique.

CONCLUSION

Ce mémoire s'est penché sur l'estimation d'une mesure de taux d'intérêt réel mondial pour une échéance de très court terme (un jour), de court terme (trois mois) et de long terme (dix ans). Les périodes échantillonnales sont respectivement de : 1980T1 à 2016T4, 1989T1 à 2016T4 et 1981T1 à 2016T4. Plus particulièrement, nous voulions étudier les deux composantes des taux d'intérêt réels *ex ante*, soit, la composante commune et la composante reflétant le comportement particulier des taux d'intérêt d'un pays. À partir des estimés du taux mondial et de composantes idiosyncrasiques de taux d'intérêt réel de pays, en plus de certaines variables macroéconomiques, nous nous sommes spécifiquement attardés à la recherche de régularités empiriques.

Dans un premier temps, nous avons construit les mesures de taux d'intérêt réels anticipés à l'aide des techniques économétriques proposées par Hamilton *et al.* (2016). En nous inspirant de la littérature, dont Desroches et Francis (2010), nous avons estimé le taux mondial avec un modèle espace-état avec l'application du filtre de Kalman. À des fins de comparaison, nous avons aussi calculé des mesures de moyennes arithmétiques du taux mondial tout comme King et Low (2014). Ces mesures nous ont donc permis une exploration préalable à des travaux subséquents, de faits stylisés, qui pourraient être extirpés à travers notre échantillon. Nous avons donc examiné des corrélations contemporaines et croisées entre les estimés de taux mondial et les composantes spécifiques avec des variables macroéconomiques. De plus, nous avons estimé un VAR structurel avec le même objectif de trouver de potentielles régularités empiriques.

À la lumière des résultats, nous pouvons tirer certaines conclusions. Ce qui

semble le plus saillant concernant les résultats des corrélations contemporaines et croisées est que la dynamique des taux à plus long terme semble différente de celle pour les taux à plus court terme. De fait, les corrélations contemporaines et croisées entre les estimés de taux d'intérêt mondial pour un groupe de pays similaires, de même que pour les composantes idiosyncrasiques, présentent des corrélations très faibles pour un échéance à plus long terme (dix ans) avec les variables mesurant la croissance des agrégats monétaires, du taux de change et du PIB, contrairement à l'échéance à un jour et à trois mois où les corrélations sont pour la plupart plus élevées.

D'autant plus, certains sentiers de réponse semblent aussi soutenir le comportement différent des taux de long terme.

— un choc positif sur le taux d'intérêt mondial affecte les sentiers de réponse du taux d'endettement canadien et américain de manière permanente et positive pour l'échéance de court terme, contrairement à l'échéance de long terme, dont l'effet sur le taux mondial est temporaire et négatif. Ces résultats suggèrent que le taux mondial à long terme est indirectement moins tributaire d'une politique monétaire à la Taylor étant donné que l'effet dominant est sur la dette nationale, contrairement à un choc sur le taux mondial à trois dont l'effet dominant est sur la production nationale.

Par ailleurs, les résultats obtenus par VAR structurel semblent montrer une dynamique différente de certaines variables macroéconomiques lorsqu'il s'agit d'une petite économie ou bien d'une grande économie. Voici les résultats les plus pertinents :

— un choc sur le taux mondial semble avoir un effet plus important sur la composante idiosyncrasique américaine que sur celle canadienne ;

— un choc sur la composante idiosyncrasique américaine est suivi d'une augmentation positive du taux d'endettement américain et canadien, ce qui peut être attribuable à l'économie canadienne qui dépend d'une plus grande économie ;

— un choc sur le taux d'endettement d'une grande économie affecte le taux idiosyncrasique de cette même économie davantage par la variation de sa production nationale (plutôt de sa dette), contrairement à une petite économie dont l'effet du choc se fait ressentir par la variation de la dette nationale.

Par ailleurs, certains résultats méritent une attention particulière et des travaux ultérieurs. L'examen des sentiers de réponse suite à un choc sur le niveau des prix semble présenter un effet contre-intuitif, des anomalies des prix, selon les *a priori* de la théorie économique étant donné qu'un choc menant à un durcissement monétaire aux États-Unis et au Canada est associé à une hausse du niveau des prix américain et canadien dans un contexte de VAR structurel.

D'autres spécifications, associées à différentes restrictions d'identification, de même que pouvant incorporer d'autres variables, devraient faire l'objet de travaux futurs. Des enjeux de spécifications sous-tendent peut-être certains résultats qui semblent contre-intuitifs. Dans la littérature empirique, la question du « price puzzle » est généralement résolue par l'inclusion d'une variable comme le prix des matières premières. Cela résout généralement l'anomalie associée à la réaction de la variable de prix sans modifier sensiblement les réponses estimées pour les autres variables. Une autre possibilité est que les quelques « price puzzles » pourraient découler de limites associées à des erreurs de mesure sur le taux mondial et les composantes spécifiques.

D'autre part, une extension possible serait d'identifier les facteurs communs d'une variable reflétant l'intégration des marchés financiers et de biens et services, par exemple le taux de change, tout comme le travail récent de Greenaway-McGrevy *et al.* (2017).

ANNEXE A

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES TAUX D'INTÉRÊT NOMINAUX

Tableau A.1 : Description des taux d'escompte

Pays	Description	Base de données	Source
Allemagne	Taux d'escompte	FRED	FMI
Australie	Taux d'escompte	FRED	FMI
Autriche	Taux immédiat (moins que 24 heures)	FRED	OCDE
Canada	Taux immédiat (moins que 24 heures)	FRED	OCDE
Danemark	Taux directeur de la banque centrale	BIS	BND*
Espagne	Taux d'escompte	FRED	FMI
États-Unis	Taux d'escompte	FRED	FMI
Finlande	Taux immédiat (moins que 24 heures)	FRED	OCDE
France	Taux immédiat (moins que 24 heures)	FRED	OCDE
Italie	Taux d'escompte	FRED	FMI
Japon	Taux d'escompte	FRED	FMI
Corée	Taux d'escompte	FRED	FMI
Royaume-Uni	Taux directeur de la banque centrale	BIS	BA**
Suède	Taux immédiat (moins que 24 heures)	FRED	OCDE
Suisse	Taux directeur de la banque centrale	BIS	BNS***

Note : * : Banque nationale du Danemark ; ** : Banque d'Angleterre ; *** : Banque nationale Suisse

Tableau A.2 : Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'escompte nominaux

Pays	Valeur mondiale		Économie avancée	
	1980	2016	1980	2016
Allemagne	6,56	3,33	10,38	7,95
Australie	1,17	0,99	1,85	2,36
Autriche	0,64	0,35	1,01	0,84
Canada	2,17	1,40	3,43	3,34
Danemark	0,45	0,23	0,71	0,55
Espagne	2,25	1,40	3,56	3,34
États-Unis	21,56	15,50	34,10	37,01
Finlande	0,34	0,19	0,54	0,45
France	4,35	2,27	6,88	5,42
Italie	4,57	1,86	7,23	4,44
Japon	7,88	4,35	12,46	10,39
Corée	0,63	1,61	1,00	3,84
Royaume-Uni	3,76	2,34	5,95	5,59
Suède	0,66	0,41	1,04	0,98
Suisse	0,82	0,42	1,30	1,00
TOTAL	57,81	36,65	91,44	87,50

Note : Les données proviennent de l'OCDE.

Tableau A.3 : Statistiques descriptives des taux d'escompte nominaux

Symbole	Pays	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_discount	Allemagne	4,05	2,02	0,25 (2016T1)	8,25 (1992T3)
aus_discount	Australie	7,87	4,28	1,50 (2016T4)	19,00 (1985T4)
aut_discount	Autriche	3,60	2,22	5,00 (1970T1)	8,36 (1992T3)
can_discount	Canada	6,39	4,15	0,50 (2009T2)	19,63 (1981T3)
dnk_discount	Danemark	5,65	3,55	-0,75 (2015T2)	13,00 (1980T2)
esp_discount	Espagne	7,81	5,34	0,30 (2016T3)	25,17 (1978T2)
usa_discount	États-Unis	5,04	3,11	0,50 (2008T4)	14,00 (1981T2)
fin_discount	Finlande	5,68	3,04	0,00 (2016T1)	9,50 (1983T3)
fra_discount	France	6,11	4,37	-0,35 (2016T4)	19,93 (1981T2)
ita_discount	Italie	7,83	5,32	0,25 (2016T1)	19,00 (1981T1)
jpn_discount	Japon	2,82	2,71	0,01 (2001T3)	9,00 (1973T4)
kor_discount	Korée	6,59	5,28	0,50 (2016T1)	22,00 (1970T1)
gbr_discount	Royaume-Uni	7,17	4,40	0,25 (2016T4)	17,00 (1980T1)
swe_discount	Suède	5,26	3,44	-0,40 (2016T1)	12,00 (1981T1)
che_discount	Suisse	2,59	2,01	-0,75 (2015T1)	7,00 (1991T4)

Note : La période de l'échantillon est de 1970T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

Tableau A.4 : Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'intérêt nominaux à trois mois

Pays	Valeur mondiale		Économie avancée	
	1980	2016	1980	2016
Allemagne	6,56	3,33	10,38	7,95
Australie	1,17	0,99	1,85	2,36
Belgique	0,81	0,42	1,28	1,00
Canada	2,17	1,40	3,43	3,34
Espagne	2,25	1,40	3,56	3,34
États-Unis	21,56	15,50	34,10	37,01
France	4,35	2,27	6,88	5,42
Italie	4,57	1,86	7,23	4,44
Norvège	0,46	0,30	0,73	0,72
Royaume-Uni	3,76	2,34	5,95	5,59
Suisse	0,82	0,42	1,30	1,00
TOTAL	48,48	30,23	76,69	72,17

Note : Les données proviennent de l'OCDE.

Tableau A.5 : Statistiques descriptives des taux d'intérêt nominaux à trois mois

Symbole	Pays	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_3m	Allemagne	4,39	3,07	-0,31 (2016T4)	13,16 (1981T2)
aus_3m	Australie	8,02	4,65	1,76 (2016T4)	19,47 (1982T2)
bel_3m	Belgique	5,56	4,33	-0,31 (2016T4)	16,17 (1981T2)
can_3m	Canada	6,11	4,55	0,38 (2010T1)	20,74 (1981T3)
esp_3m	Espagne	7,67	6,20	-0,31 (2016T4)	22,72 (1983T3)
usa_3m	États-Unis	5,20	4,05	-0,31 (2016T4)	17,44 (1981T3)
fra_3m	France	5,76	4,42	0,11 (2014T2)	17,52 (1981T3)
ita_3m	Italie	7,70	6,20	-0,31(2016T4)	20,48 (1982T1)
nor_3m	Norvège	7,29	4,61	0,99 (2016T2)	16,50 (1982T2)
gbr_3m	Royaume-Uni	6,93	4,64	0,38 (2016T4)	17,68 (1980T1)
che_3m	Suisse	2,94	2,77	-0,84 (2016T1)	10,07 (1981T4)

Note : La période de l'échantillon est de 1979T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

Tableau A.6 : Part du PIB mondial (en %) et du PIB des économies avancées (en %) pour l'année 1980 et l'année 2016, basée sur la parité des pouvoirs d'achat, pour les taux d'intérêt nominaux à dix ans

Pays	Valeur mondiale		Économie avancée	
	1980	2016	1980	2016
Allemagne	6,56	3,33	10,38	7,95
Australie	1,17	0,99	1,85	2,36
Belgique	0,81	0,42	1,28	1,00
Canada	2,17	1,40	3,43	3,34
États-Unis	21,56	15,50	34,10	37,01
France	4,35	2,27	6,88	5,42
Pays-Bas	1,25	0,73	1,98	1,74
Royaume-Uni	3,76	2,34	5,95	5,59
Suisse	0,82	0,42	1,30	1,00
TOTAL	42,45	27,40	67,15	65,41

Note : Les données proviennent de l'OCDE.

Tableau A.7 : Statistiques descriptives des taux d'intérêt nominaux à 10 ans

Symbole	Pays	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_10a	Allemagne	5,80	2,60	-0,12 (2016T3)	10,80 (1974T3)
aus_10a	Australie	8,25	3,56	1,93 (2016T3)	16,03 (1982T3)
bel_10a	Belgique	6,85	3,23	0,18 (2016T3)	13,81 (1980T3)
can_10a	Canada	7,05	3,53	1,06 (2015T4)	16,45 (1980T4)
usa_10a	Etats-Unis	6,55	3,00	1,56 (2016T3)	14,85 (1981T3)
fra_10a	France	7,37	3,99	0,17 (2016T3)	17,07 (1981T3)
net_10a	Pays-Bas	6,08	2,69	0,05 (2016T3)	12,00 (1981T3)
gbr_10a	Royaume-Uni	7,90	3,91	0,84 (2016T4)	16,02 (1981T4)
che_10a	Suisse	3,69	1,79	-0,51 (2016T3)	7,33 (1974T2)

Note : La période de l'échantillon est de 1971T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

ANNEXE B

STATISTIQUES DESCRIPTIVES DES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS

Tableau B.1 : Statistiques descriptives des taux d'escompte réels

Symbole	Pays ou méthode	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_rdiscount	Allemagne	1,64	1,6	-1,52 (2014T2)	6,75 (1993T2)
aus_rdiscount	Australie	3,31	2,61	-0,83 (2016T3)	10,63 (1985T4)
aut_rdiscount	Autriche	0,46	1,69	-3,52 (1984T1)	4,65 (1992T3)
can_rdiscount	Canada	2,55	2,76	-3,99 (2009T1)	8,94 (1990T2)
dnk_rdiscount	Danemark	1,18	2,39	-2,57 (2012T3)	10,55 (1992T4)
esp_rdiscount	Espagne	2,57	3,19	-2,86 (2016T4)	13,22 (1987T2)
usa_rdiscount	États-Unis	1,15	2,40	-4,20 (2009T3)	7,87 (1981T1)
fin_rdiscount	Finlande	1,54	2,06	-3,69 (1980T4)	6,65 (1992T3)
fra_rdiscount	France	2,31	2,71	2,85(2016T1)	12,21 (1992T3)
ita_rdiscount	Italie	2,69	2,59	-7,12 (1980T1)	9,70 (1992T3)
jpn_rdiscount	Japon	0,67	1,06	-2,40 (1997T2)	3,56 (1986T4)
kor_rdiscount	Korée	-1,00	1,79	-6,54 (1998T1)	5,17 (1998T4)
gbr_rdiscount	Royaume-Uni	2,57	2,81	-3,14 (2011T1)	10,57 (1980T1)
swe_rdiscount	Suède	1,02	1,60	-2,19 (2001T2)	5,92 (1992T3)
che_rdiscount	Suisse	0,47	1,26	-3,66 (1981T1)	3,67 (1986T3)
ss_rdiscount	Espace-État	2,02	1,89	-1,28 (2011T1)	4,97 (1990T1)
moy_rdiscount	Moyenne	1,54	1,54	-1,41 (2001T1)	5,21 (1992T3)
moyp_rdiscount	Moyenne pondérée	1,27	1,48	-1,64 (2011T1)	4,37 (1982T2)

Note : La période de l'échantillon est de 1970T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

Tableau B.2 : Statistiques descriptives des taux d'intérêt réels à trois mois

Symbole	Pays ou méthode	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_r3m	Allemagne	1,54	2,13	-2,08 (2012T4)	7,19 (1990T2)
aus_r3m	Australie	2,89	2,26	-0,69 (2016T3)	10,18 (1989T3)
bel_r3m	Belgique	1,56	2,67	-2,75 (2010T1)	7,86 (1992T3)
can_r3m	Canada	1,87	2,75	-3,45 (2009T1)	9,74 (1990T2)
esp_r3m	Espagne	1,75	3,51	-3,47 (2016T4)	10,31 (1992T4)
usa_r3m	États-Unis	0,58	2,33	-4,40 (2009T3)	4,99 (1989T3)
fra_r3m	France	2,19	2,84	-2,75 (2016T1)	9,46 (1992T3)
ita_r3m	Italie	2,06	3,01	-2,49 (2012T2)	11,80 (1992T3)
nor_r3m	Norvège	2,60	2,63	-0,83 (2016T2)	11,39 (1992T4)
gbr_r3m	Royaume-Uni	2,88	4,64	-2,86 (2011T1)	9,32 (1989T4)
che_r3m	Suisse	0,84	1,61	-1,57 (2009T4)	5,30 (1992T2)
ss_r3m	Espace-État	1,58	2,02	-1,38 (2012T4)	5,95 (1991T3)
moy_r3m	Moyenne	1,87	0,50	-1,57 (2012T4)	7,19 (1990T2)
moyp_r3m	Moyenne pondérée	0,87	1,62	-1,84 (2011T1)	4,27 (1989T3)

Note : La période de l'échantillon est de 1979T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

Tableau B.3 : Statistiques descriptives des taux d'intérêt réels à 10 ans

Symbole	Pays ou méthode	μ	σ	Min (date)	Max (date)
ger_r10a	Allemagne	3,03	2,12	-1,35 (2016T1)	7,89 (1990T2)
aus_r10a	Australie	3,71	2,05	-0,57 (2016T3)	9,79 (1984T4)
bel_r10a	Belgique	3,52	2,37	-1,96 (2016T2)	8,87 (1981T2)
can_r10a	Canada	3,10	2,35	-2,18 (2016T1)	9,87 (1994T1)
usa_r10a	États-Unis	2,91	2,50	-1,44 (2008T2)	8,94 (1983T3)
fra_r10a	France	3,61	3,99	-1,92 (2016T1)	8,10 (1982T3)
net_r10a	Pays-Bas	3,15	2,19	-1,44 (2016T4)	7,71 (1986T3)
gbr_r10a	Royaume-Uni	1,81	3,91	-1,18 (2012T4)	6,84 (1985T4)
che_r10a	Suisse	3,69	1,25	-2,92 (1981T3)	4,66 (1994T2)
ss_r10a	Espace-État	3,31	1,94	-0,82 (2016T3)	6,15 (1984T3)
moy_r10a	Moyenne	3,96	1,77	-0,61 (2016T1)	5,99 (1984T3)
moyp_r10a	Moyenne pondérée	1,93	1,38	-2,14 (2009T1)	4,75 (1984T2)

Note : La période de l'échantillon est de 1971T1 à 2016T4. μ représente la moyenne et σ représente l'écart-type.

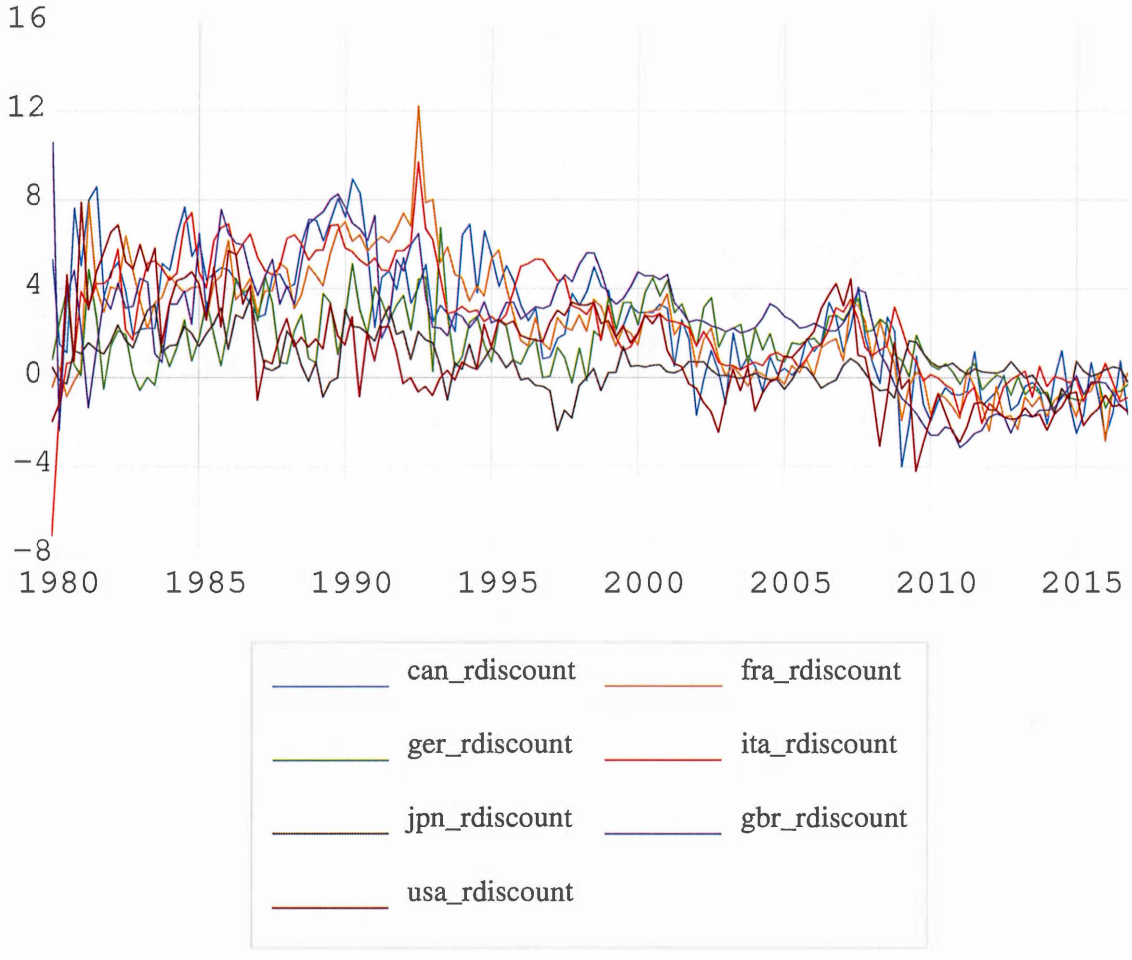


Figure B.1 : Estimés des taux d'escompte réels anticipés

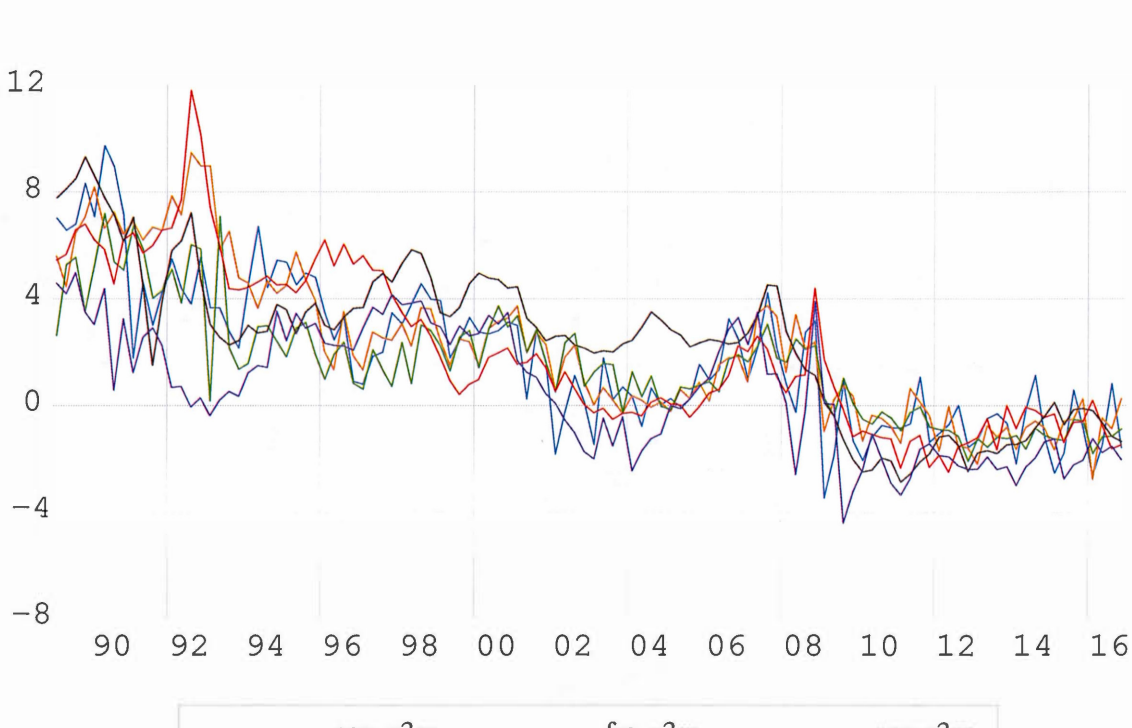


Figure B.2 : Estimés des taux d'intérêt réels anticipés à trois mois

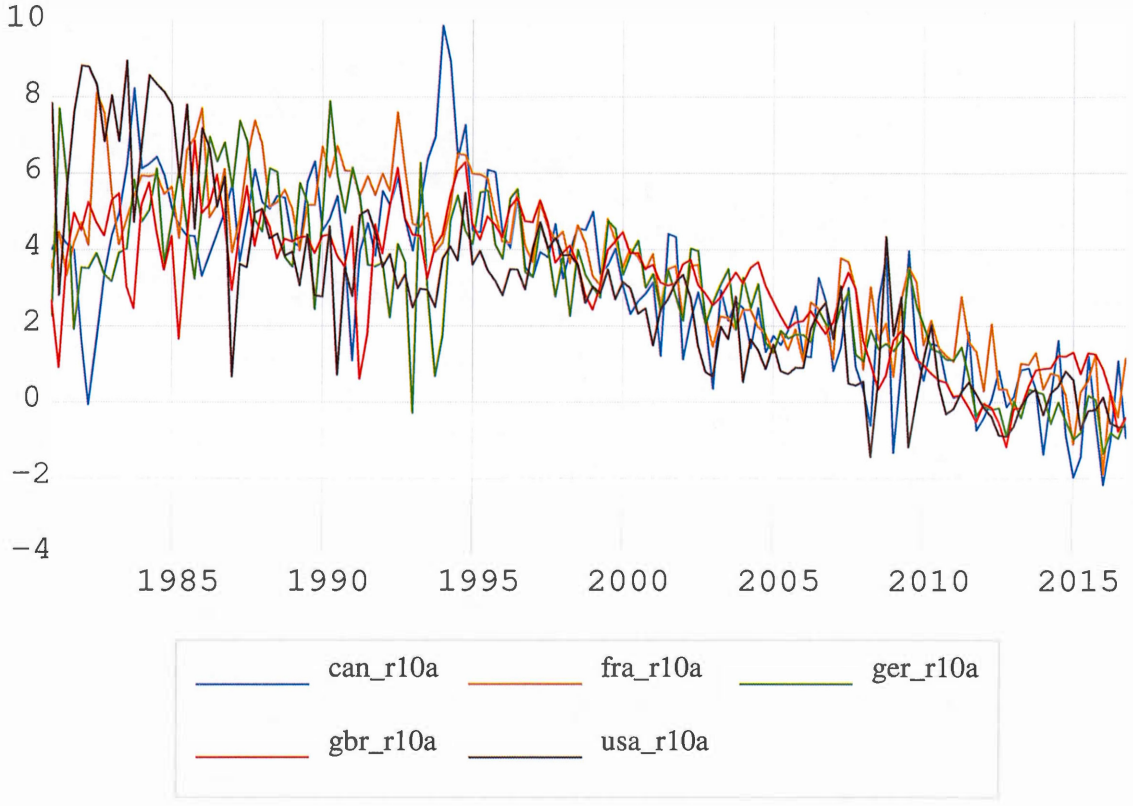


Figure B.3 : Estimés des taux d'intérêt réels anticipés à dix ans

ANNEXE C

TESTS DE NON STATIONNARITÉ

Tableau C.1 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'escompte réels

Pays	Spécification	Retards	Stat. T	Prob.	Stationnaire
Allemagne	2	3	-1,46	0,55	non
Australie	3	0	-4,04	0,01	non
Autriche	3	4	-2,29	0,44	non
Canada	3	2	-4,32*	0,00	oui
Danemark	3	0	-3,11	0,11	non
Espagne	3	12	-2,35	0,40	non
États-Unis	2	11	-1,92	0,32	non
Finlande	3	0	-3,14*	0,10	oui
France	3	7	-2,73	0,23	non
Italie	3	0	-7,95***	0,00	oui
Japon	2	12	-1,59	0,48	non
Corée	2	13	-2,29	0,18	non
Royaume-Uni	3	2	-2,51	0,32	non
Suède	3	1	-4,68***	0,00	oui
Suisse	3	0	-5,34***	0,00	oui

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : $p<0,01$; ** : $p<0,05$; * : $p<0,1$

Tableau C.2 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à trois mois

Pays	Spécification	Retards	Stat. T	Prob.	Stationnaire
Allemagne	3	3	-2,26	0,45	non
Australie	3	0	-3,23*	0,08	oui
Belgique	3	4	-2,57	0,30	non
Canada	3	3	-3,36*	0,06	oui
Espagne	3	4	-2,04	0,57	non
États-Unis	3	4	-2,13	0,53	non
France	3	7	-1,92	0,64	non
Italie	3	0	-3,30*	0,70	oui
Norvège	3	0	3,39*	0,06	oui
Royaume-Uni	3	4	-2,58	0,29	non
Suisse	3	4	-2,85	0,18	non

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1989T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau C.3 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à dix ans

Pays	Spécification	Retards	Stat. T	Prob.	Stationnaire
Allemagne	3	11	-2,37	0,39	non
Australie	3	9	-4,14***	0,01	oui
Belgique	3	17	-3,05	0,12	non
Canada	3	11	-3,03*	0,13	oui
États-Unis	3	16	-3,10	0,11	non
France	3	11	-4,20***	0,00	oui
Pays-Bas	3	1	-4,71***	0,00	oui
Royaume-Uni	3	17	-2,86	0,18	non
Suisse	3	17	-3,16*	0,09	oui

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1981T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau C.4 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'escompte réels

Pays	Spécification (Bris)	Bris	Retards	Stat. T	Prob.	Date du bris	Stationnaire
Allemagne	2	-	3	-3,16	0,54	2008T3	non
Australie	3	3	9	-2,85	0,72	1985T4	non
Autriche	2	-	4	-2,89	0,66	2009T1	non
Canada	3	2	2	-4,90**	0,04	1988T2	oui
Danemark	3	3	1	-5,30**	0,02	1992T4	oui
Espagne	3	2	0	-5,89***	<0,01	1986T3	oui
États-Unis	3	-	4	-3,25	0,49	2007T2	non
Finlande	3	3	0	-4,71*	0,08	1992T4	oui
France	3	3	7	-4,04	0,27	1993T1	non
Italie	3	3	0	-8,37***	<0,01	1992T4	oui
Japon	2	-	4	-4,46**	0,05	1992T4	oui
Corée	2	-	13	-2,74	0,72	1989T3	non
Royaume-Uni	3	2	2	-3,92*	0,39	2007T4	oui
Suède	3	3	1	-5,08**	0,04	1992T4	oui
Suisse	2	-	11	-3,77	0,24	1994T3	oui

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau C.5 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à trois mois

Pays	Spécification	Bris	Retards	Stat. T	Prob.	Date du bris	Stationnaire
Allemagne	3	2	0	-8,31***	<0,01	1992T2	oui
Australie	3	2	0	-3,80	0,47	2003T2	non
Belgique	3	2	1	-4,54	0,11	1993T4	non
Canada	3	2	3	-3,88	0,42	2005T3	non
Espagne	3	2	9	-2,82	0,88	1993T1	non
États-Unis	3	2	4	-2,84	0,88	1993T4	non
France	3	2	3	-3,83	0,64	1991T1	non
Italie	3	2	4	-2,43	0,93	1992T4	non
Norvège	3	2	0	-5,26**	0,01	1992T4	oui
Royaume-Uni	3	2	0	-3,68	0,53	2007T4	non
Suisse	3	2	0	-3,68	0,53	2007T4	oui

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

Tableau C.6 : Résultats des tests de non stationnarité pour les taux d'intérêt réels à dix ans

Pays	Spécification	Bris	Retards	Stat. T	Prob.	Date du bris	Stationnaire
Allemagne	3	2	3	-3,81	0,46	1994T1	non
Australie	3	2	0	-4,67*	0,08	1997T3	oui
Belgique	3	3	1	-5,85***	<0,01	1992T4	oui
Canada	3	3	3	-4,83*	0,06	1995T3	oui
États-Unis	3	2	1	-7,22***	<0,01	1986T2	oui
France	3	3	11	-2,86	0,72	2007T1	non
Pays-Bas	3	3	0	-5,59***	<0,01	1991T1	oui
Royaume-Uni	3	3	2	-5,07**	0,04	1998T4	oui
Suisse	3	3	0	-6,97***	<0,01	1995T1	oui

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1980T1 à 2016T4.

Note 2 : La spécification (1) représente une équation avec une constante égale à zéro ; (2) représente une équation avec une constante non nulle ; (3) représente une équation avec une constante non nulle et une fonction déterministe.

Note 3 : *** : p<0,01 ; ** : p<0,05 ; * : p<0,1

ANNEXE D

ESTIMATION DU TAUX D'INTÉRÊT RÉEL MONDIAL

Tableau D.1 : Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels anticipés à trois mois

Variable	Coefficient	Écart-type	Stat. T
μ	0,03	0,08	0,140
βaus	0,82	0,07	11,61
βbel	0,87	0,07	12,27
βcan	0,64	0,08	8,01
βche	0,83	0,07	11,35
βesp	0,91	0,05	18,13
βfra	0,86	0,04	22,41
βgbr	0,92	0,04	22,11
βger	-0,23	0,12	-2,00
βita	0,90	0,05	16,79
βnor	0,61	0,09	6,45
βusa	0,85	0,06	13,33
βw	0,98	0,03	32,67
$\sigma^2_{\epsilon_{aus}}$	0,52	0,15	3,37
$\sigma^2_{\epsilon_{bel}}$	-0,54	0,19	-2,89
$\sigma^2_{\epsilon_{can}}$	0,16	0,01	1,63
$\sigma^2_{\epsilon_{che}}$	-0,95	0,13	-7,52
$\sigma^2_{\epsilon_{esp}}$	-0,44	0,15	-2,92
$\sigma^2_{\epsilon_{fra}}$	-1,01	0,18	-5,74
$\sigma^2_{\epsilon_{gbr}}$	-0,74	0,17	-4,40
$\sigma^2_{\epsilon_{ger}}$	-0,89	0,29	-4,57
$\sigma^2_{\epsilon_{ita}}$	-0,67	0,13	-5,11
$\sigma^2_{\epsilon_{nor}}$	-0,28	0,18	-1,57
$\sigma^2_{\epsilon_{usa}}$	0,03	0,14	0,20
$\sigma^2_{\epsilon_w}$	-1,58	0,25	-6,47

Note : μ représente le terme constant, βi est le coefficient pour le pays i et $\sigma^2_{\epsilon_i}$ représente l'écart-type du terme d'erreur du pays i.

Tableau D.2 : Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels d'escompte anticipés

Variable	Coefficient	Écart-type	Stat. T
μ	0,01	0,05	0,14
βaus	0,21	0,11	1,87
βaut	0,14	0,14	1,05
βcan	0,78	0,08	10,01
βche	0,77	0,05	14,51
βdnk	0,92	0,05	20,45
βesp	0,33	0,06	5,80
βfin	0,81	0,05	15,21
βfra	0,83	0,04	21,48
βgbr	0,13	0,15	0,89
βger	0,47	0,10	4,46
βita	0,93	0,03	26,83
βjpn	0,85	0,08	10,31
βkor	0,06	0,11	0,57
βswe	0,55	0,07	8,04
βusa	0,74	0,09	8,62
βw	0,98	0,03	35,10
$\sigma^2_{\epsilon_{aut}}$	1,73	0,23	7,45
$\sigma^2_{\epsilon_{aus}}$	0,04	0,23	0,19
$\sigma^2_{\epsilon_{can}}$	0,87	0,10	7,21
$\sigma^2_{\epsilon_{che}}$	-0,31	0,12	-2,60
$\sigma^2_{\epsilon_{dnk}}$	-0,10	0,13	-2,75
$\sigma^2_{\epsilon_{esp}}$	1,66	0,12	13,87
$\sigma^2_{\epsilon_{fin}}$	-0,27	0,15	-1,73
$\sigma^2_{\epsilon_{fra}}$	0,01	0,06	0,23
$\sigma^2_{\epsilon_{gbr}}$	1,87	0,21	9,00
$\sigma^2_{\epsilon_{ger}}$	0,41	0,16	2,52
$\sigma^2_{\epsilon_{ita}}$	-0,02	0,15	-0,16
$\sigma^2_{\epsilon_{jpn}}$	-0,05	0,21	-0,26
$\sigma^2_{\epsilon_{kor}}$	1,99	0,18	11,35
$\sigma^2_{\epsilon_{swe}}$	0,25	0,12	1,72
$\sigma^2_{\epsilon_{usa}}$	0,96	0,12	8,30
$\sigma^2_{\epsilon_w}$	-2,38	0,31	-7,63

Note : μ représente le terme constant, βi est le coefficient pour le pays i et $\sigma^2_{\epsilon_i}$ représente l'écart-type du terme d'erreur du pays i.

Tableau D.3 : Résultats du modèle espace-état pour les taux d'intérêt réels anticipés à dix ans

Variable	Coefficient	Écart-type	Stat. T
μ	0,03	0,06	0,52
βaus	0,74	0,06	12,91
βbel	0,38	0,09	4,09
βcan	0,67	0,05	12,44
βche	0,95	0,02	43,16
βfra	0,58	0,06	9,21
βgbr	0,67	0,07	9,38
βger	0,47	0,10	4,46
βnet	0,70	0,07	10,01
βusa	0,62	0,06	9,98
βw	0,99	0,02	62,52
$\sigma^2_{\epsilon_{aus}}$	-0,37	0,09	-4,13
$\sigma^2_{\epsilon_{bel}}$	-0,25	0,12	-2,15
$\sigma^2_{\epsilon_{can}}$	-0,11	0,08	-1,26
$\sigma^2_{\epsilon_{che}}$	-0,14	0,12	-1,17
$\sigma^2_{\epsilon_{fra}}$	-0,83	0,09	-0,55
$\sigma^2_{\epsilon_{gbr}}$	-0,39	0,08	-4,63
$\sigma^2_{\epsilon_{ger}}$	0,91	0,09	-9,73
$\sigma^2_{\epsilon_{net}}$	-1,10	0,13	-8,73
$\sigma^2_{\epsilon_{usa}}$	0,36	0,11	3,33
$\sigma^2_{\epsilon_w}$	-2,04	0,24	-8,65

Note : μ représente le terme constant, βi est le coefficient pour le pays i et $\sigma^2_{\epsilon_i}$ représente l'écart-type du terme d'erreur du pays i.

Tableau D.4 : Liste des cibles d'inflation pour l'année 2018

Pays	Année d'adoption	Cible
Australie	1993	2 % à 3 %
Canada	1992	2 % (+/- 1 %)
États-Unis	2012	2 %
Japon	2013	2 %
Norvège	2001	2 %
Corée	2001	2 %
Royaume-Uni	1992	2 %
Suède	1993	2 %
Suisse	1999	<2 %
Zone euro	1998	<2 %

Note : Ces données proviennent de la Central Bank News.

ANNEXE E

MODÈLE VAR

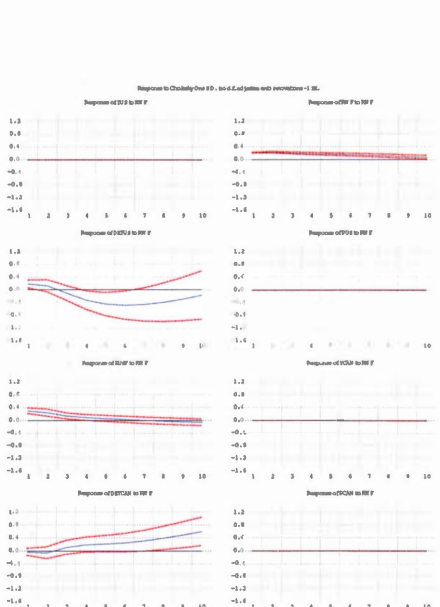


Figure E.1 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel d'escompte mondial

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

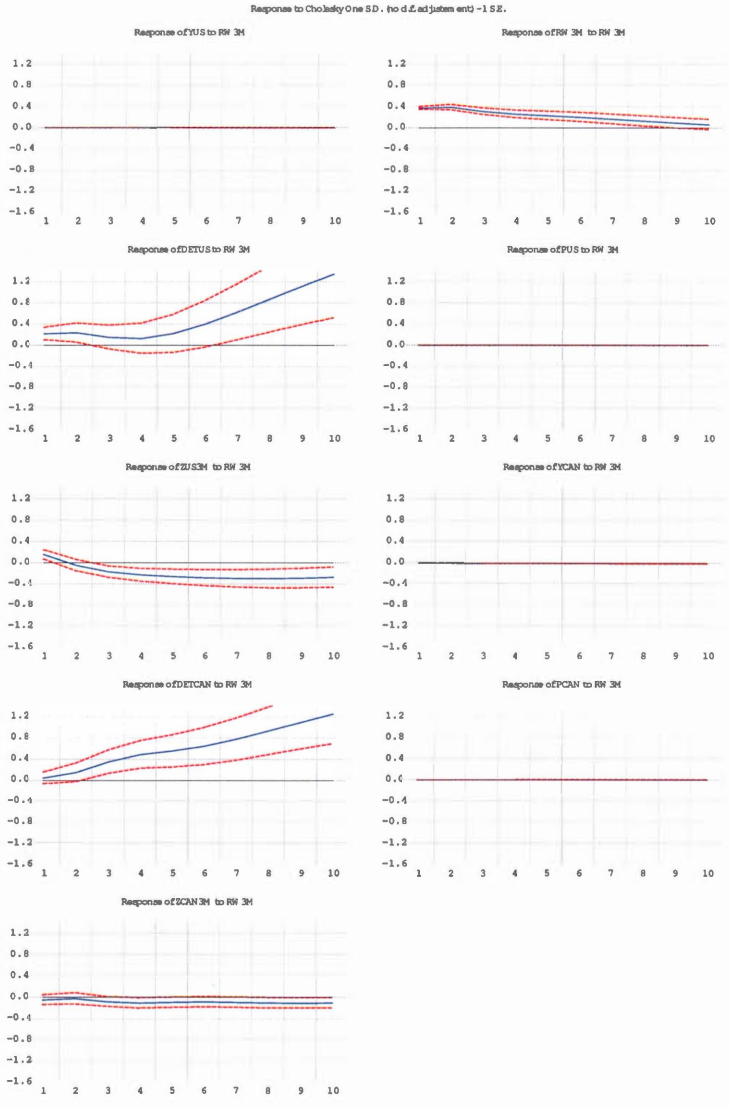


Figure E.2 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel mondial à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

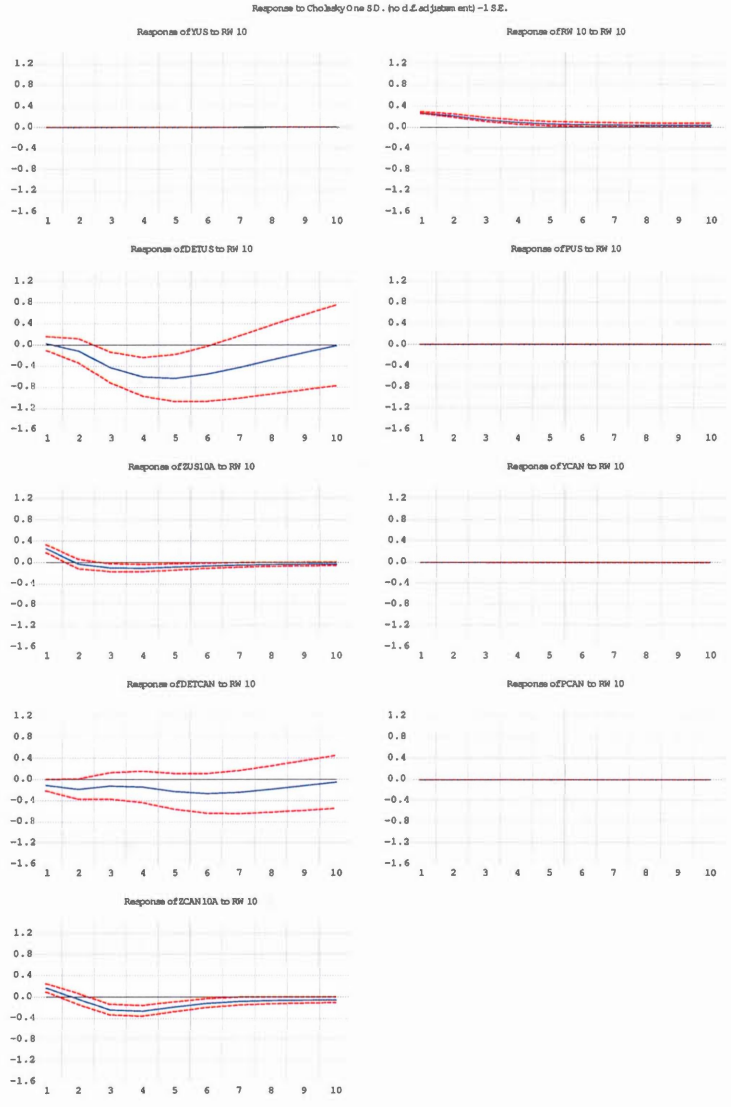


Figure E.3 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'intérêt réel mondial à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

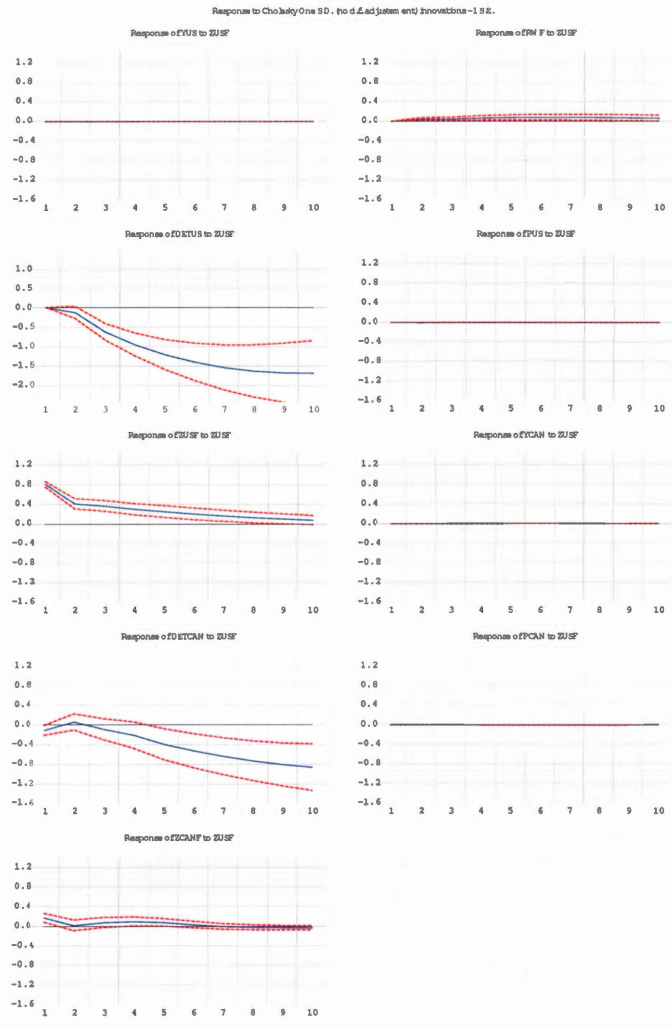


Figure E.4 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'escompte réel

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

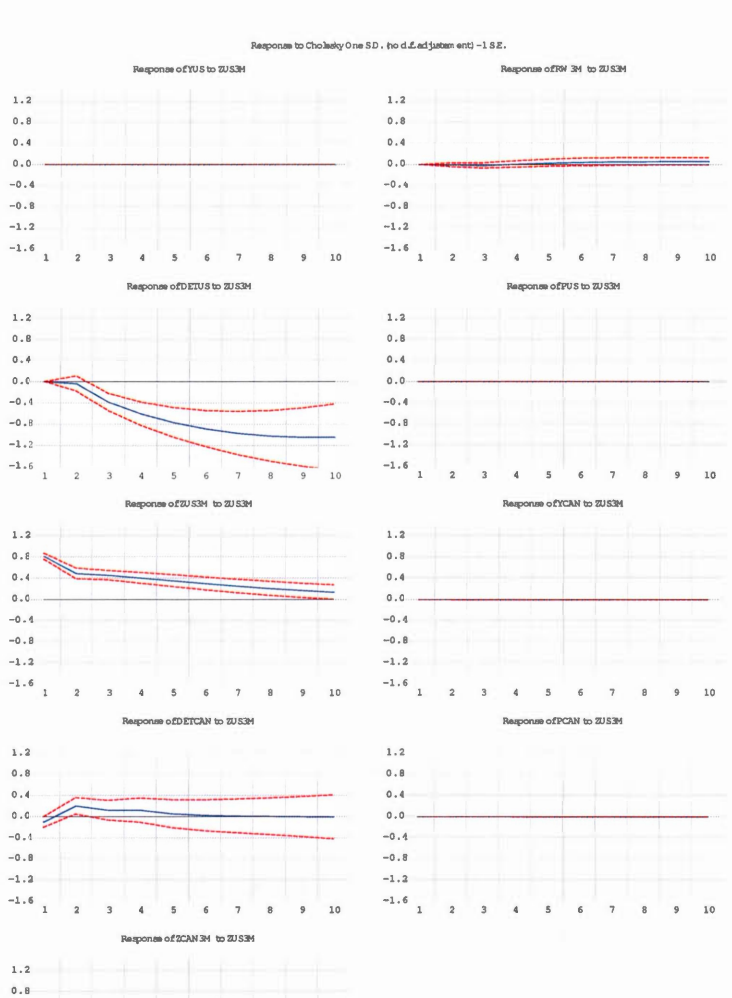


Figure E.5 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'intérêt réel à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

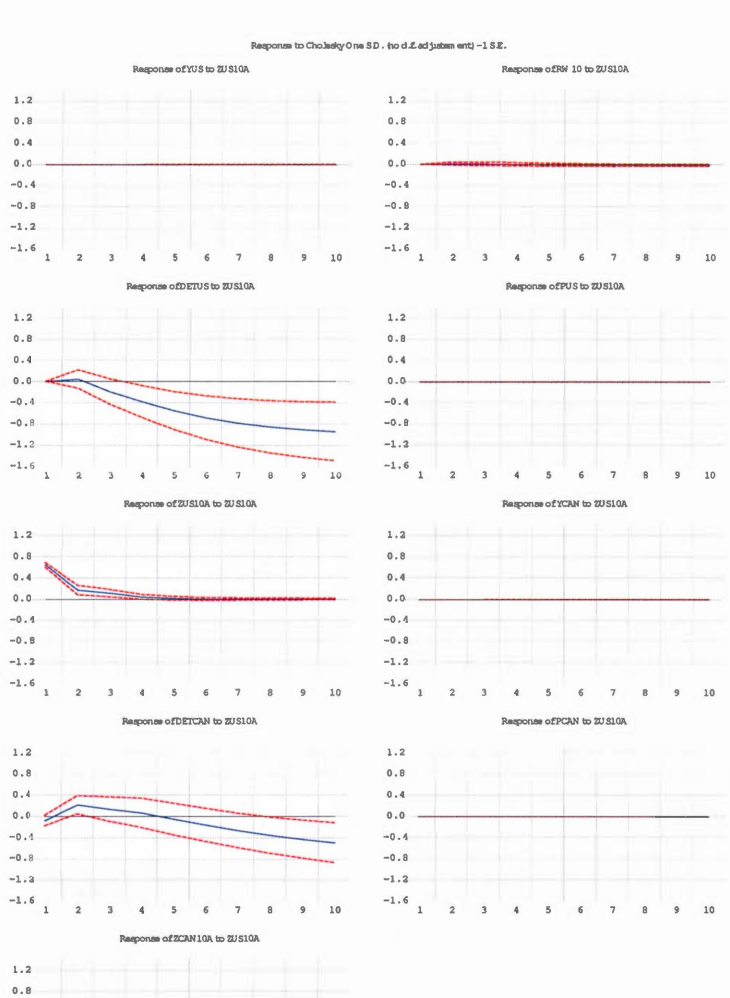


Figure E.6 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune américaine du taux d'intérêt réel à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

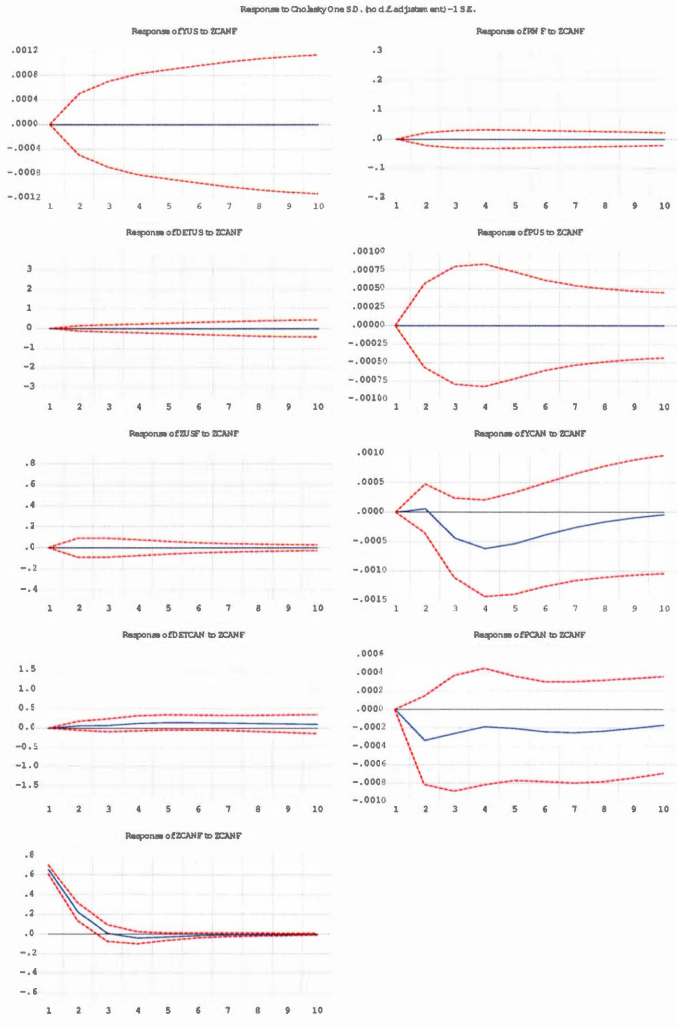


Figure E.7 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'escompte réel

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

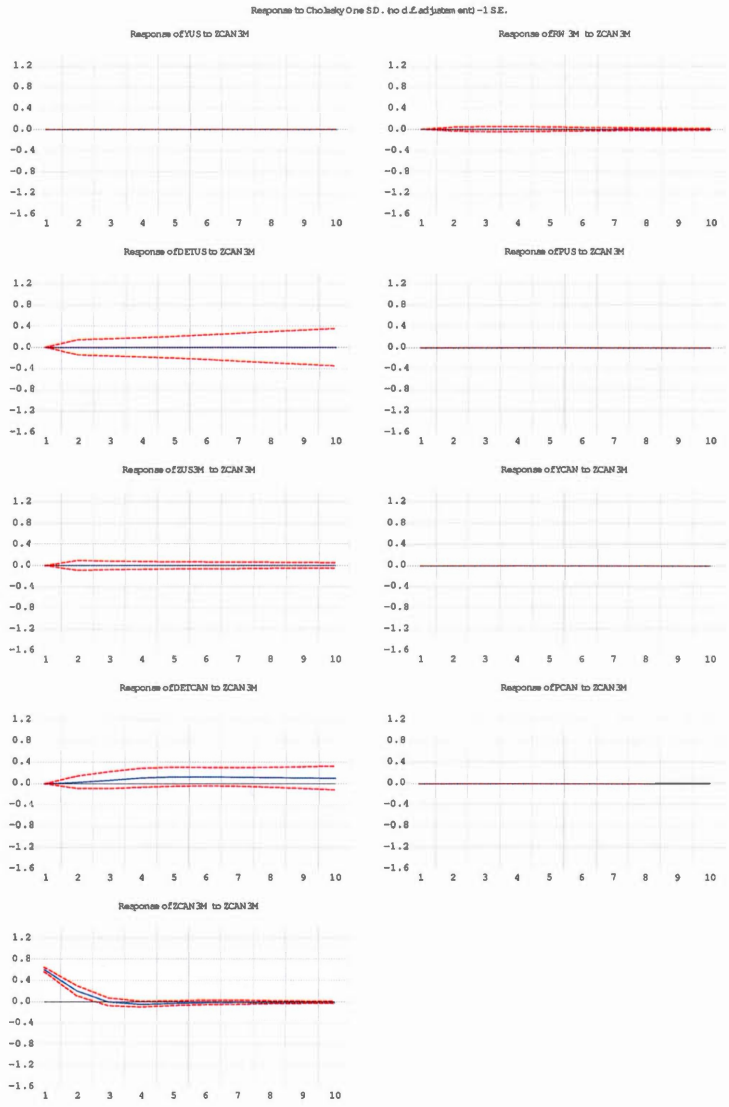


Figure E.8 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'intérêt réel à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

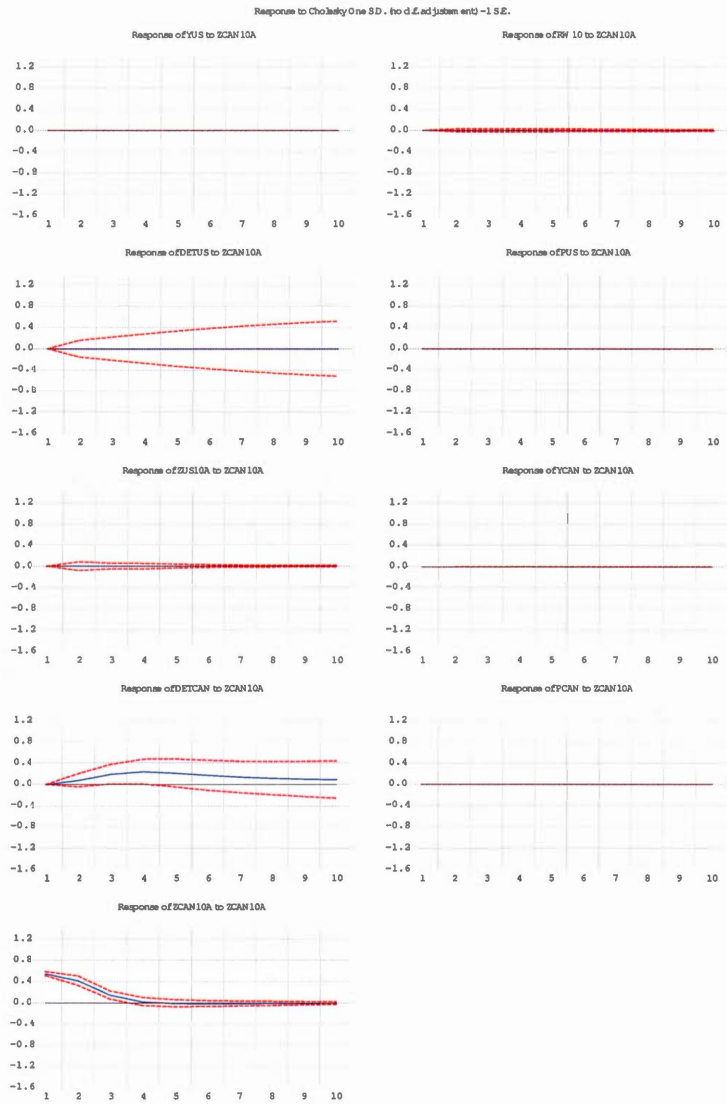


Figure E.9 : Fonctions de réponse d'un choc sur la composante commune canadienne du taux d'intérêt réel à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

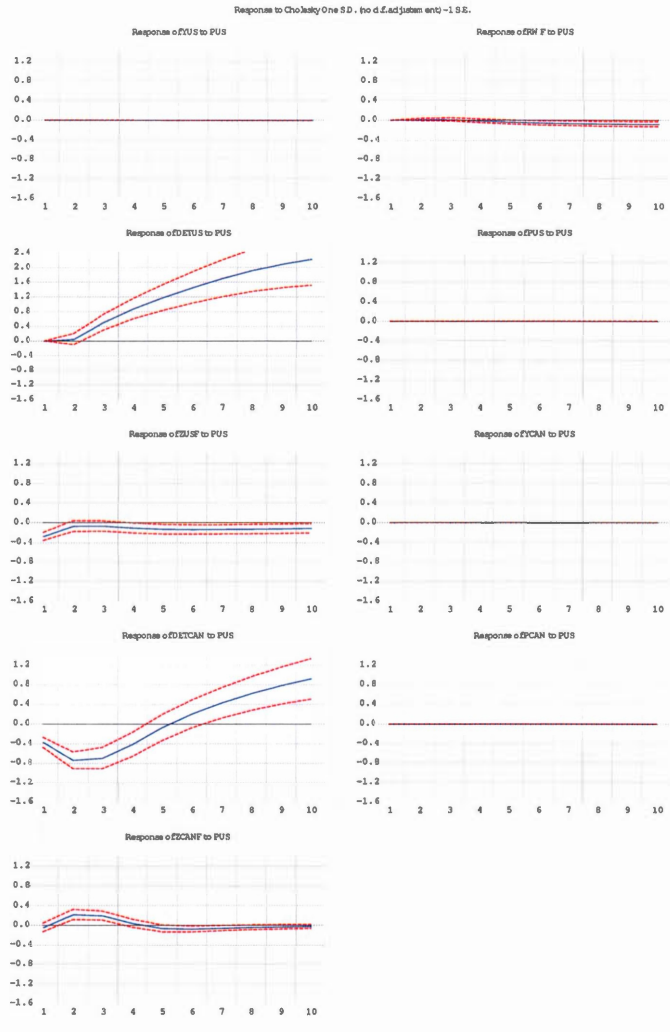


Figure E.10 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

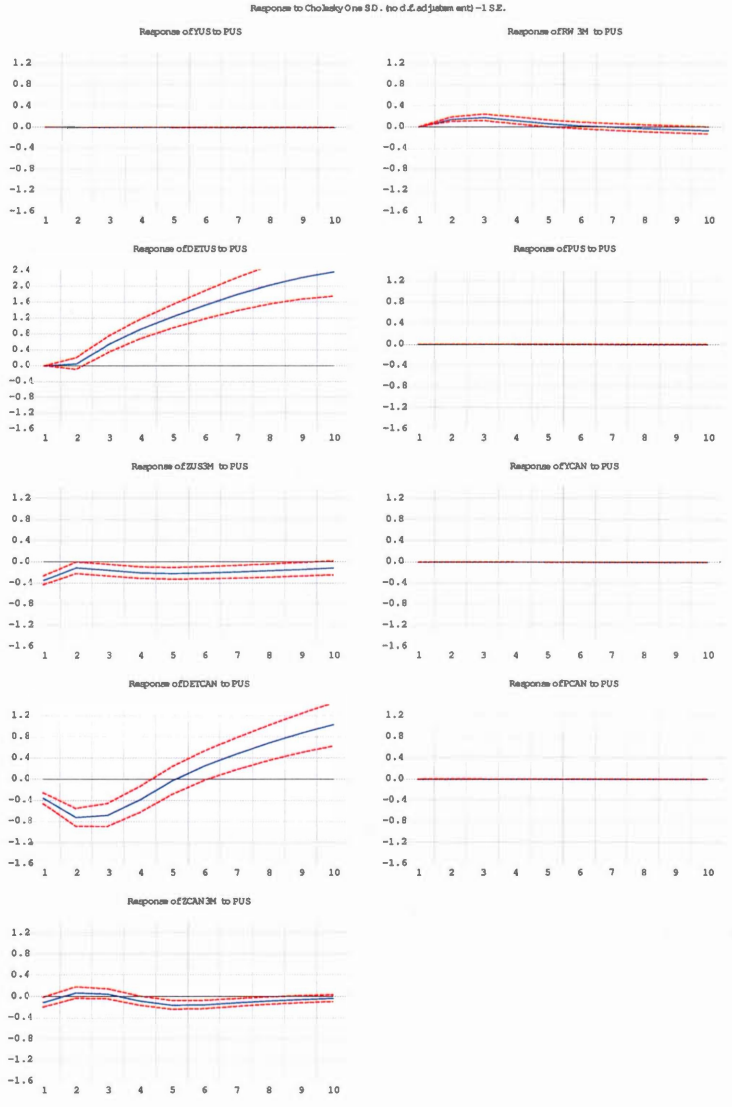


Figure E.11 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

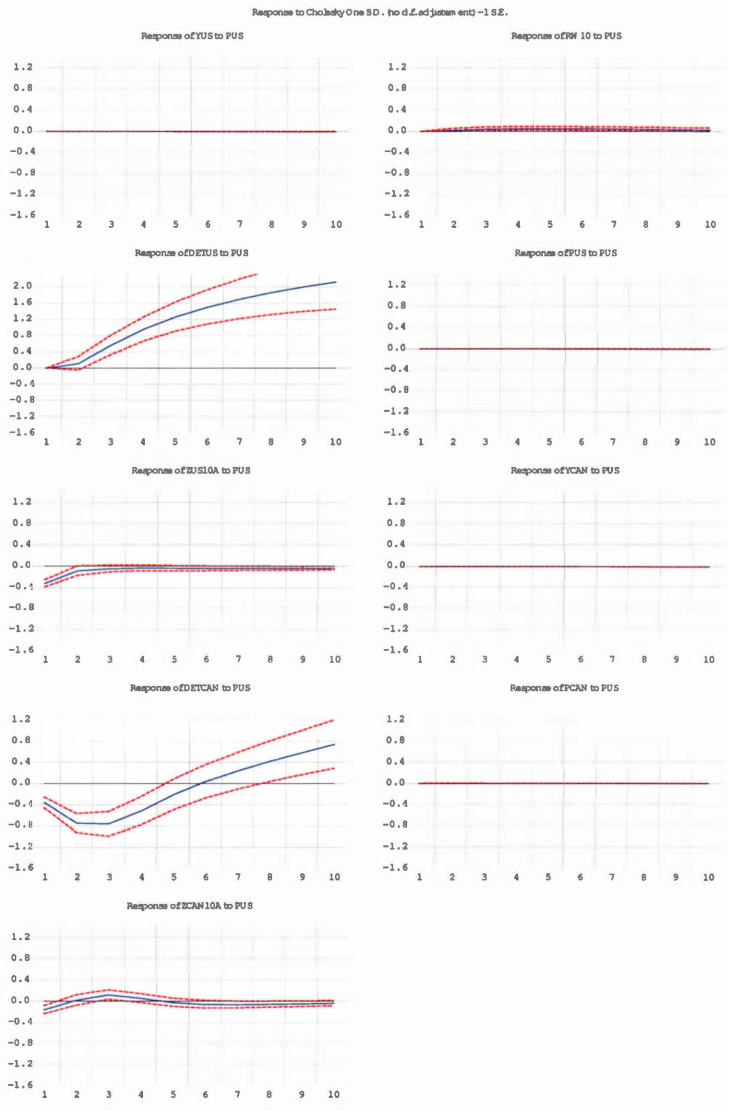


Figure E.12 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC américain en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

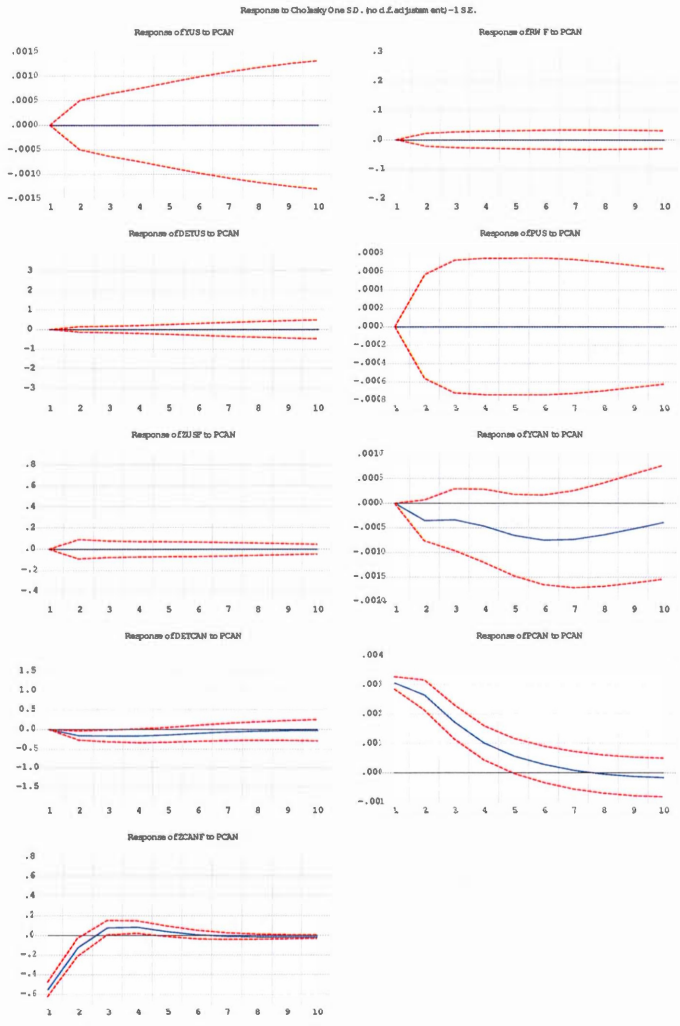


Figure E.13 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

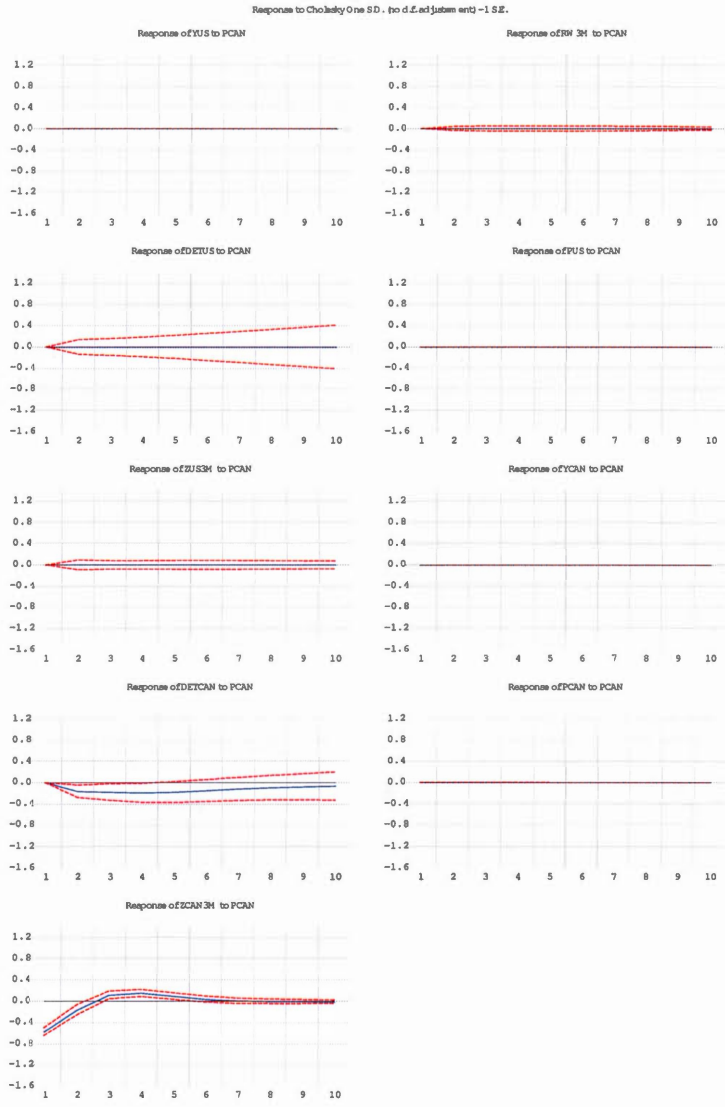


Figure E.14 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

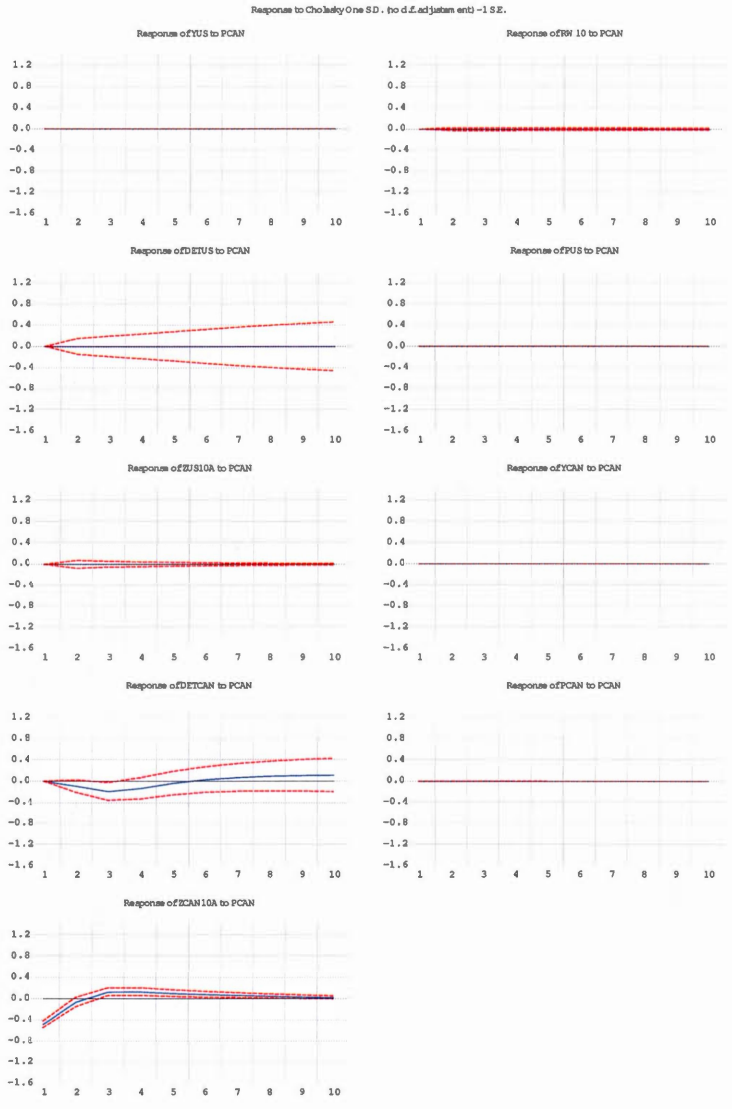


Figure E.15 : Fonctions de réponse d'un choc sur l'IPC canadien en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

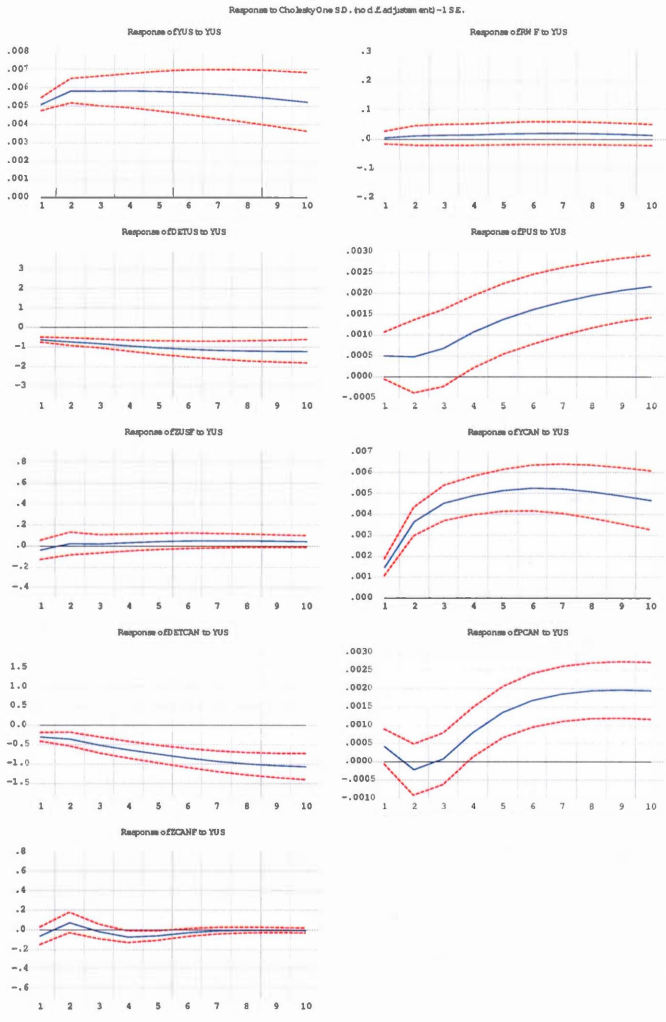


Figure E.16 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

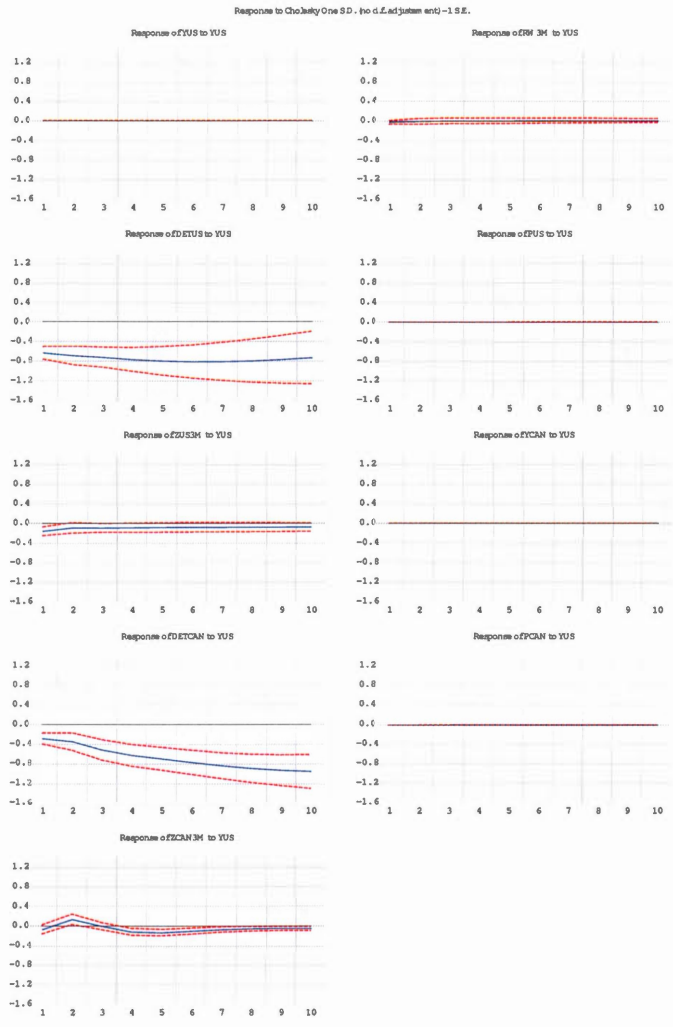


Figure E.17 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : SS_3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS_3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN_3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; PIBR_US : Croissance du PIB réel américain ; PIBR_CAN : Croissance du PIB réel canadien ; DETTE_US : Taux d'endettement américain ; DETTE_CAN : Taux d'endettement canadien ; CPI_US : Indice du niveau des prix américains ; CPI_CAN : Indice du niveau des prix canadiens.

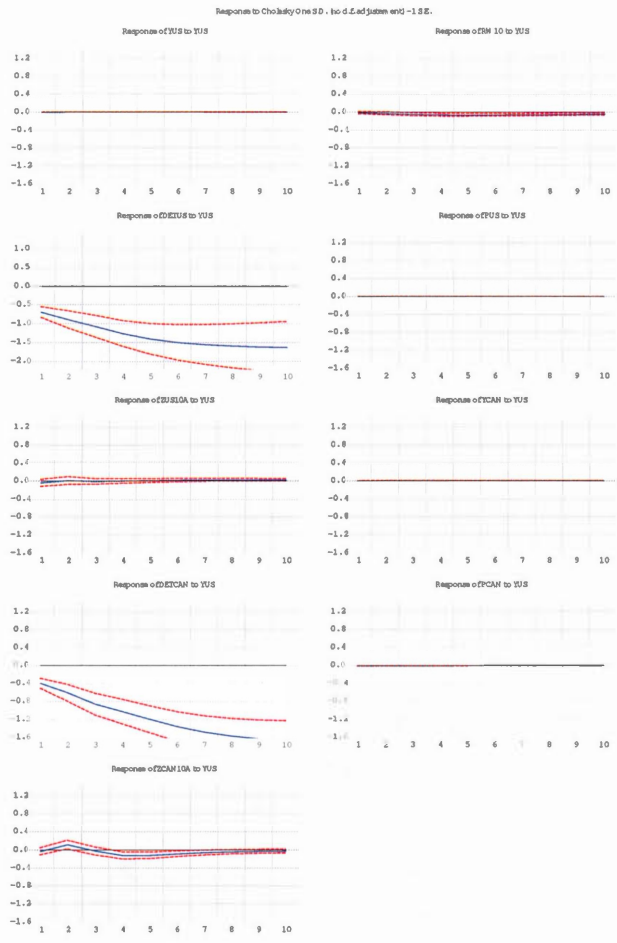


Figure E.18 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production américaine en considérant les taux d'intérêt à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

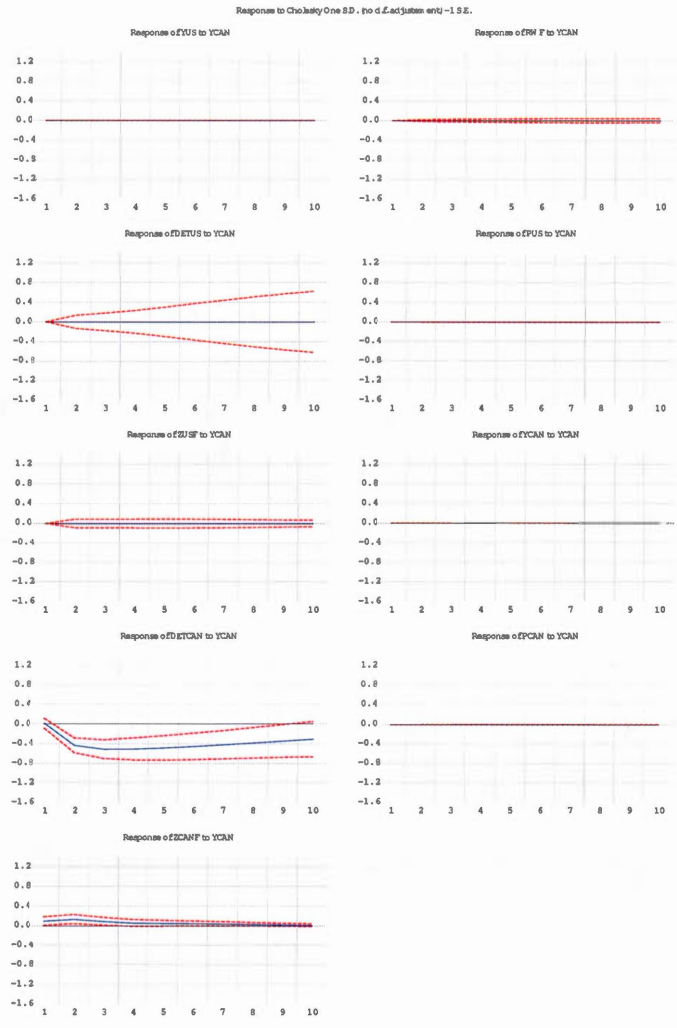


Figure E.19 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

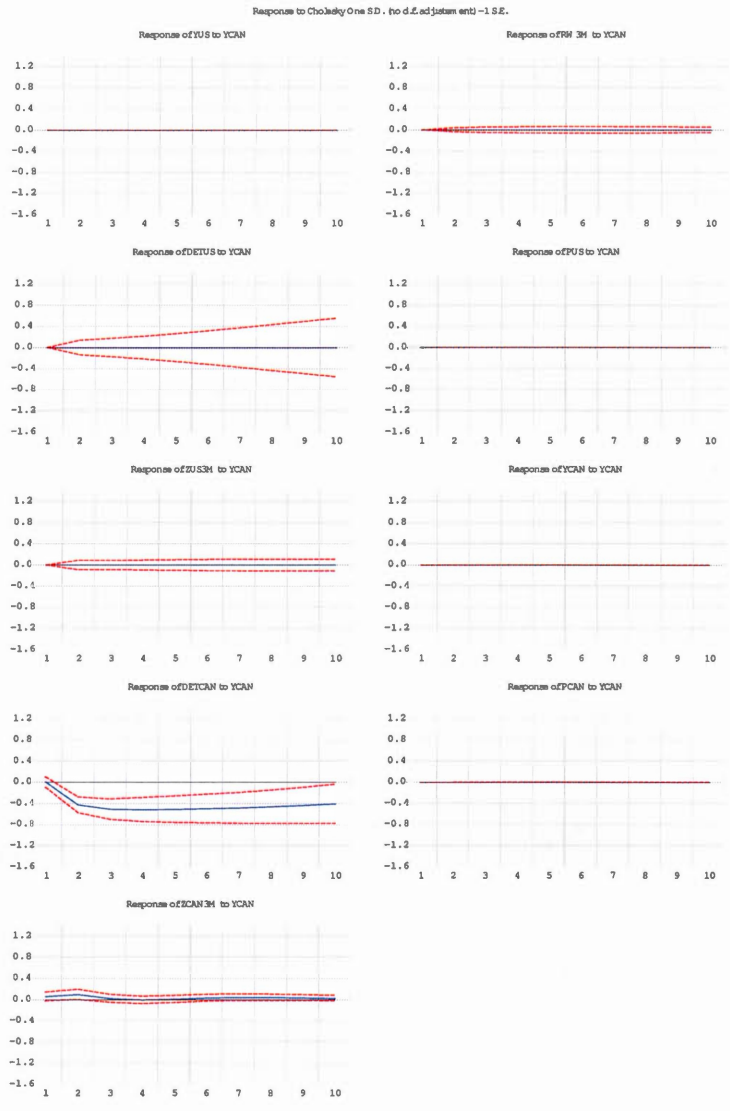


Figure E.20 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

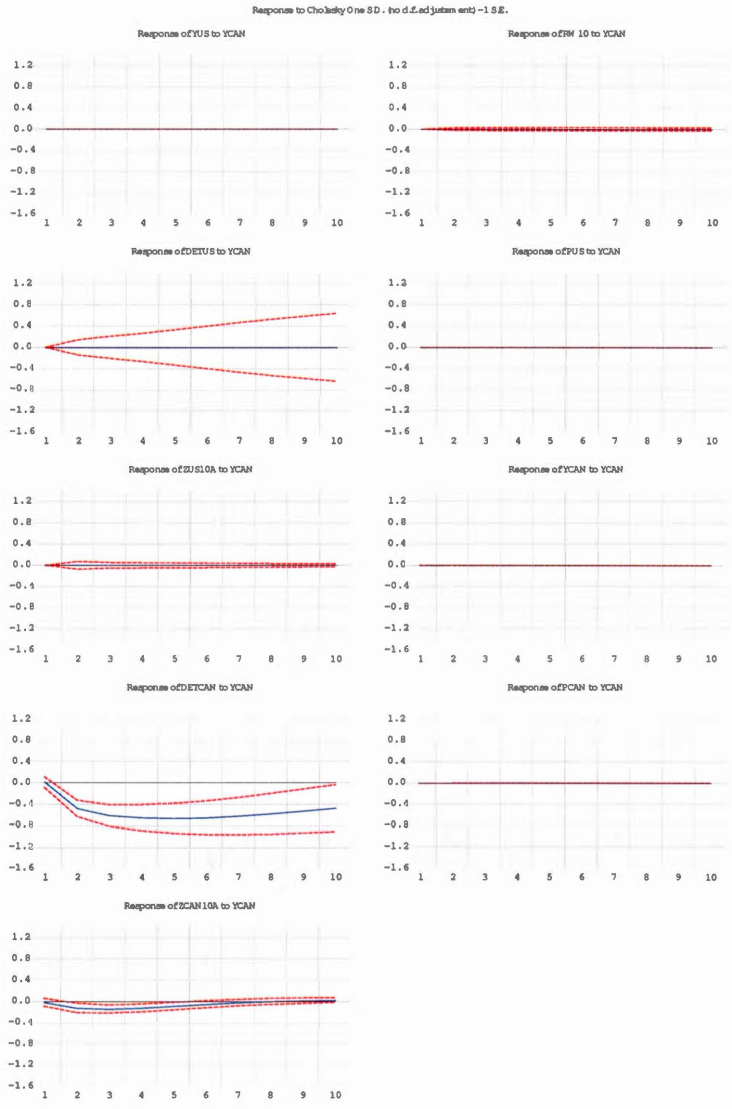


Figure E.21 : Fonctions de réponse d'un choc sur la production canadienne en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

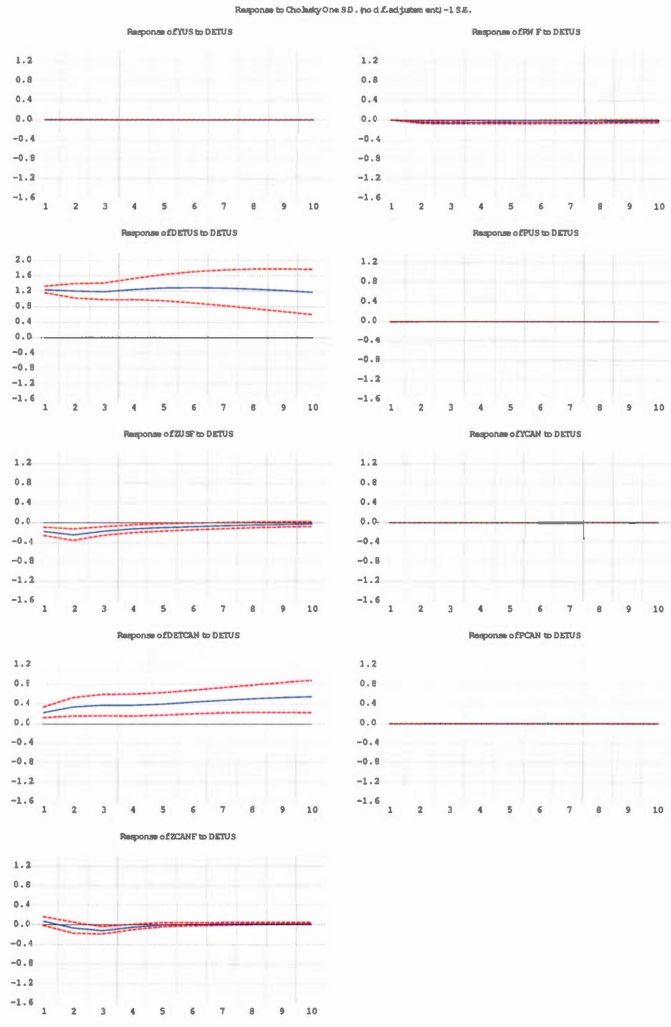


Figure E.22 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

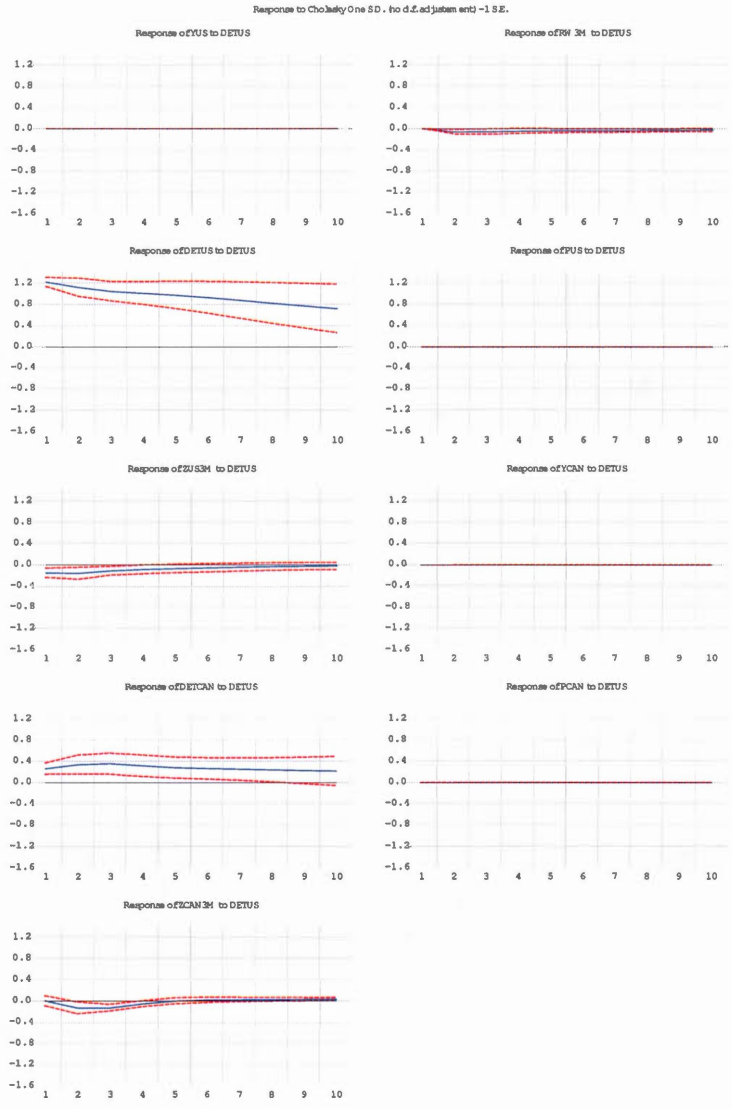


Figure E.23 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

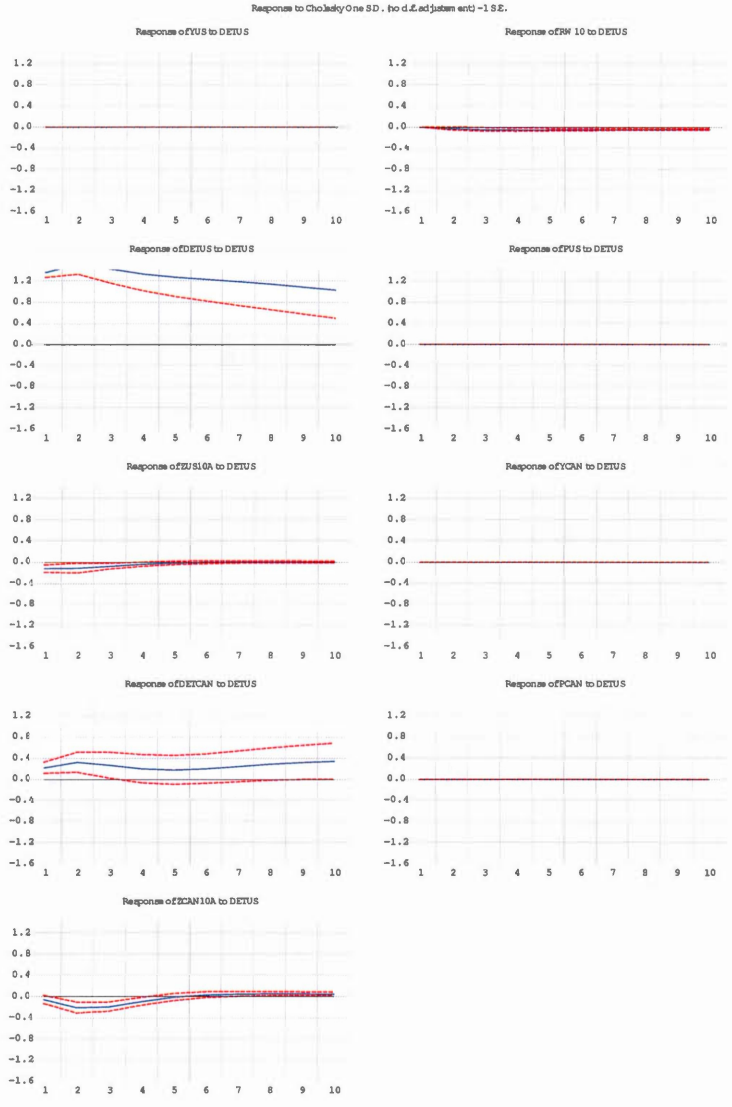


Figure E.24 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement américain en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

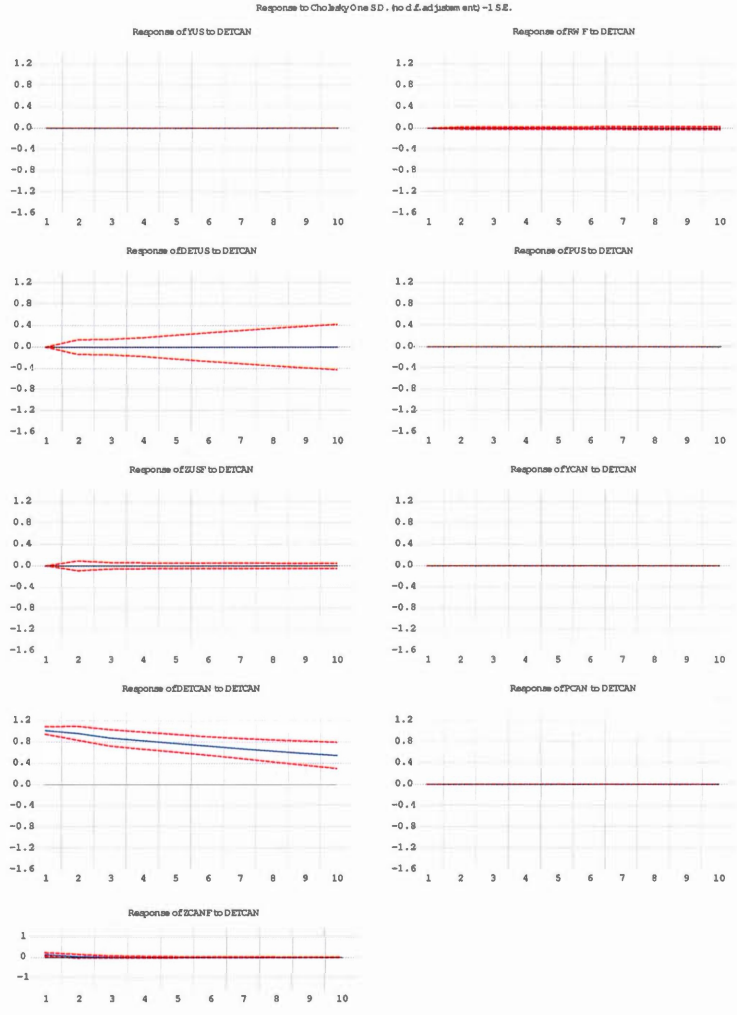


Figure E.25 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'escompte réels

Note : RWF : Taux d'escompte mondial ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'escompte ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'escompte ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

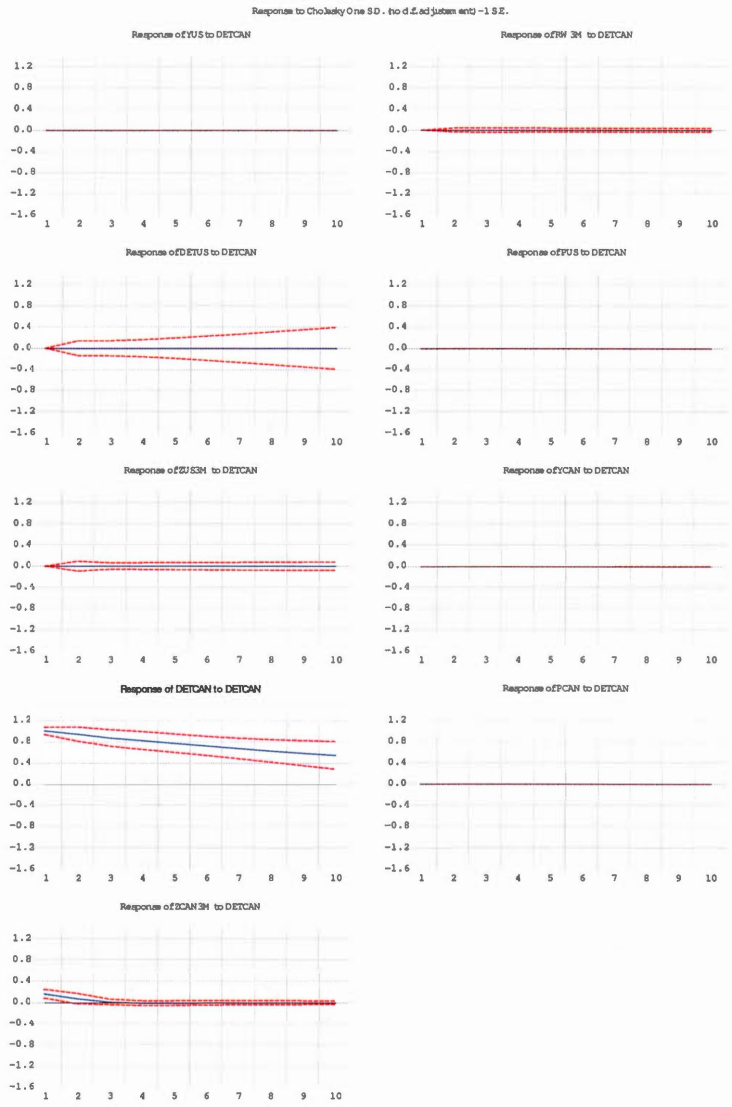


Figure E.26 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'intérêt réels à trois mois

Note : RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

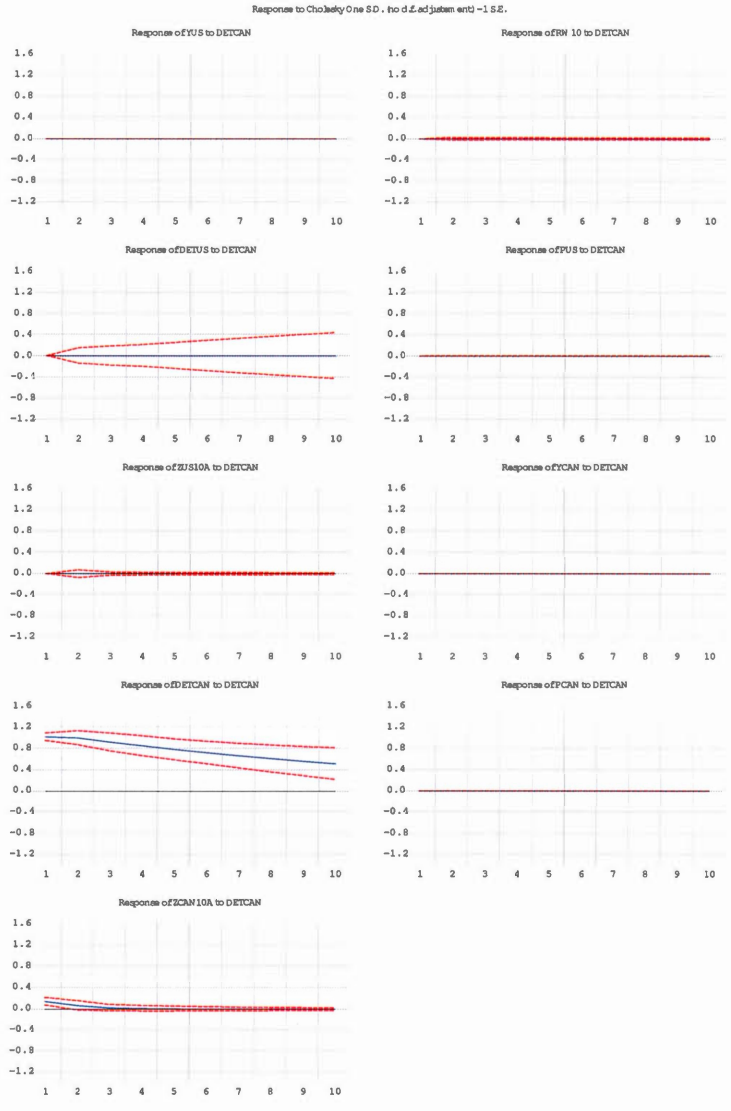


Figure E.27 : Fonctions de réponse d'un choc sur le taux d'endettement canadien en considérant les taux d'intérêt réels à dix ans

Note : RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans ; YUS : PIB réel américain ; YCAN : PIB réel canadien ; DETUS : Taux d'endettement américain ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PUS : L'IPC américain ; PCAN : L'IPC canadien.

Tableau E.1 : Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à un jour

	Chocs														
	YUS			RWF			DETUS			PUS			ZUSF		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RWF	0,01	0,02	0,02	0,22	0,20	0,12	0,00	-0,04	-0,03	0,00	-0,02	-0,08	0,00	0,07	0,07
DETUS	-0,60	-0,90	-1,20	0,20	-0,30	-0,40	1,30	1,20	1,30	0,00	0,90	1,00	0,00	-0,90	-1,60
PUS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZUSF	-0,04	0,04	0,04	0,30	-0.09	-0,01	-0,17	-0,12	-0,04	-0,28	-0,11	-0,13	0,81	0,30	0,14
YCAN	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	-0,30	-0,66	-0,96	-0,01	0,22	0,40	0,25	0,38	0,51	-0,36	-0,41	-0,62	-0,11	-0,21	-0,73
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCANF	-0,06	-0,07	0,00	0,17	0,00	0,01	0,07	-0,05	0,02	-0,04	0,04	-0,04	0,17	0,10	-0,02

Note : YUS : PIB réel américain ; RWF : Taux d'intérêt réel mondial à un jour ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à un jour ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à un jour.

Tableau E.2 : Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à un jour

	Chocs											
	YCAN			DETCAN			PCAN			ZCANF		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
RWF	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
DETUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
PUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
ZUSF	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
YCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	-0,01	-0,51	-0,38	1,02	0,83	0,64	0,00	-0,17	-0,05	0,00	0,12	0,12
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCANF	0,11	0,08	0,06	0,15	0,03	0,03	-0,55	0,08	-0,01	0,65	-0,04	0,00

Note : YUS : PIB réel américain ; RWF : Taux d'intérêt réel mondial à un jour ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUSF : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à un jour ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCANF : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à un jour.

Tableau E.3 : Valeurs numériques du 1er, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à trois mois

	Chocs														
	YUS			RW3M			DETUS			PUS			ZUS3M		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01	0,01
RW3M	-0,02	0,01	0,02	0,37	0,25	0,13	0,00	-0,04	-0,03	0,00	0,12	-0,03	0,00	0,01	0,06
DETUS	-0,60	-0,80	-0,80	0,20	0,10	0,90	1,20	1,00	0,80	0,00	0,90	2,00	0,00	-0,60	-1,00
PUS	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZUS3M	-0,16	-0,09	-0,07	0,15	-0.22	-0,29	-0,14	-0,08	-0,03	-0,34	-0,20	-0,16	0,81	0,40	0,21
YCAN	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	-0,30	-0,60	-0,90	0,10	0,50	0,90	0,30	0,30	0,20	-0,40	-0,40	0,70	-0,10	0,10	0,00
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCAN3M	-0,07	-0,11	-0,05	-0,05	-0,11	-0,10	0,00	-0,05	0,03	-0,11	-0,17	-0,08	0,37	0,25	0,05

Note : YUS : PIB réel américain ; RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois.

Tableau E.4 : Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à trois mois

	Chocs											
	YCAN			DETCAN			PCAN			ZCAN3M		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
RW3M	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
DETUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
PUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
ZUS3M	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
YCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	0,00	-0,50	-0,50	1,00	0,80	0,60	0,00	-0,20	-0,10	0,00	0,10	0,10
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCAN3M	0,06	0,00	0,05	-0,17	-0,01	0,00	-0,56	0,15	0,00	0,60	-0,04	0,00

Note : YUS : PIB réel américain ; RW3M : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUS3M : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à trois mois ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCAN3M : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à trois mois.

Tableau E.5 : Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables américaines et sur le taux d'intérêt mondial en considérant l'échéance à dix ans

	Chocs														
	YUS			RW10			DETUS			PUS			ZUS10A		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	0,01	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
RW10	-0,01	-0,06	-0,05	0,28	0,09	0,04	0,00	-0,05	-0,04	0,00	0,06	0,04	0,00	0,00	-0,02
DETUS	-0,70	-1.30	-1.60	0,00	-0,60	-0,30	1,40	1,30	1,10	0,00	1,00	1,90	0,00	-0,40	-0,90
PUS	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZUS10A	-0,04	0,00	0,03	0,26	-0.10	-0,03	-0,11	-0,03	0,01	-0,31	-0,03	-0,04	0,64	0,05	0,01
YCAN	0,00	0,01	0,01	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	-0,40	-1,00	-1,60	0,10	-0,10	0,20	0,20	0,20	0,30	-0,40	-0,50	0,40	-0,10	0,10	0,30
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCAN10A	-0,03	-0,12	-0,04	0,17	-0,26	-0,06	-0,06	-0,09	0,05	-0,16	0,05	-0,06	0,19	0,03	0,00

Note : YUS : PIB réel américain ; RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à dix ans ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans.

Tableau E.6 : Valeurs numériques du 1^{er}, 4^{e} et 8^{e} trimestres des fonctions de réponse suite à un choc sur les variables canadiennes en considérant l'échéance à dix ans

	Chocs											
	YCAN			DETCAN			PCAN			ZCAN10A		
Réponses	1	4	8	1	4	8	1	4	8	1	4	8
YUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
RW10	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
DETUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
PUS	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
ZUS10A	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.
YCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
DETCAN	0,00	-0,60	-0,60	1,00	0,80	0,60	0,00	-0,10	0,10	0,00	0,20	0,10
PCAN	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
ZCAN10A	-0,01	-0,12	0,00	0,14	0,01	0,00	-0,48	0,13	0,05	0,55	0,02	-0,01

Note : YUS : PIB réel américain ; RW10 : Taux d'intérêt réel mondial à trois mois ; DETUS : Taux d'endettement américain ; PUS : L'IPC américain ; ZUS10A : Composante idiosyncrasique américaine des taux d'intérêt à dix ans ; YCAN : PIB réel canadien ; DETCAN : Taux d'endettement canadien ; PCAN : L'IPC canadien ; ZCAN10A : Composante idiosyncrasique canadienne des taux d'intérêt à dix ans.

BIBLIOGRAPHIE

Bahadir, B. et Lastrapes, W. D. (2015). Emerging Market Economies and the World Interest Rate. *Journal of International Money and Finance*, *58*, 1–28.

Banerjee, A., Lumsdaine, R. et Stock, J. (1992). Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Trend-Break Hypothesis : Theory and International. *Journal of Business and Economic Statistics*, *10*, 271–281.

Barro, R. J. et Sala-i Martin, X. (1990). *World Real Interest Rates.* NBER Working Papers, National Bureau of Economic Research.

Chinn, M. D. (2017). *The Once and Future Global Imbalances ? Interpreting the Post-Crisis Record.* La Follette Working Papers Series 2017-006, National Bureau of Economic Research.

Christiano, L. J. (1992). Searching for a break in gnp. *Journal of Business and Economic Statistics*, *10*, 237–249.

Cumby, R. E. et Obstfeld, M. (1984). *International Interest Rate and Price Level Linkages Under Fexible Exchange Rates : A review of Recent Evidence*, chapitre 3. University of Chicago Press : Chicago.

Desroches, B. et Francis, M. (2007). *World Real Interest Rate : A Global Savings and Investment Perspective.* Working Paper 2007-16, Bank of Canada.

Estrella, A. (2015). The Price Puzzle and Var Identification. *Macroeconomic Dynamics*, *19*, 1880–1887.

Fuhrer, J. C. (2009). *Inflation Persistance.* Working Paper 09-14, Federal Reserve Bank of Boston.

Gagnon, J. et Unferth, M. (1995). Is There a World Real Interest Rate ? *Journal of International Money and Finance*, *14*(6), 845–855.

Galí, J. (2008). *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle : An Introduction to the New Keynesian Framework.* Princeton : Princeton University Press.

Galí, J. et Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, *44*(2), 195–222.

Garnier, J. et Wilhelmsen, B. (2005). *The Natural Real Interest Rate and the Output Gap in the Euro Area.* Working Paper 546, European Central Bank.

Glynn, J., Perera, N. et Verma, R. (2007). Unit Root Tests and Structural Breaks : A Survey with Applications. *Journal of Quantitative Methods for Economics and Business Administration*, *2*(1), 63–79.

Greenaway-McGrevy, R., Sul, D., Mark, N. et Wu, J. (2017). *Identifying Exchange Rate Common Factors.* Working Paper 23726, National Bureau of Economic Research.

Gregory, A. et Watt, D. (2005). Sources of Variations in International Real Interest Rates. *The Canadian Journal of Economics*, *28*, S120–S140.

Hamilton, J., Harris, E., Hatzius, J. et West, K. (2016). *The Equilibrium Real Funds Rate : Past, Present, and Future.* NBER Working Papers 21476, National Bureau of Economic Research.

Holston, K., Laubach, T. et Williams, J. C. (2016). Measuring the Natural Rate of Interest : International Trends and Determinants. *Journal of International Economics.*

International Monetary Fund (2014). *Perspectives on Global Real Interest Rates*, chapitre 3. International Monetary Fund : Washigton.

Justiniano, A. et Primiceri, G. (2010). Measuring the Equilibrium Real Interest Rate. *Economic Perspectives*, *34*(1), 14–27.

Kim, C.-J. et Nelson, C. R. (1999). *State-Space Models and the Kalman Filter.* Cambridge : The MIT Press.

King, M. et Low, D. (2014). *Measuring the " World " Real Interest Rate.* NBER Working Papers 19887, National Bureau of Economic Research.

Laubach, T. et Williams, J. (2003). Measuring the Natural Rate of Interest. *The Review of Economics and Statistics*, *85*(4), 1063–1070.

Lee, J. E. (2002). On the characterisation of the World Real Interest Rate. *World Economy*, *25*(2), 247–255.

Long H, V. (2014). Applications of Kalman Filter on Modelling Interest Rates. *Journal of Management Sciences*, *1*(1), 1–15.

Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis.* Allemagne : Springer.

MacKinnon, J. G. (1996). *Critical Values for Cointegration Tests.* Queen's Economics Department Working Paper 1227, Queen's University, Kingston.

Menke, W. (2012). *Introduction to the Kalman : Applications in Economics.* (Thèse de doctorat). Université de Sao Paulo.

Mishkin, F. S. (1984). Are Real Interest Rates Equal Across Countries ? An Empirical Investigation of International Parity Condition. *The Journal of Finance*, *39*(5), 1345–1357.

Neely, C. J. et Rapach, D. E. (2008). *Real Interest Rate Persistence : Evidence and Implications.* Working Paper 2008-018A, Federal Reserve Bank of St-Louis.

Ng, S et Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, *69*(6), 609–641.

Perron, P. (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, *57*(6), 1361–1401.

Sims, C. A. (1992). Interpreting the Macroeconmic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, *36*(5), 975–1000.

Stock, J. (1994). *Unit Roots, Structural Breaks and Trends*, chapitre 46. Elsevier : Hollande-Septentrionale.

Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, *39*(1), 195–214.

Vogelsang, T. J. et Perron, P. (1998). Additional Tests for a Unit Root Allowing for a Break in the Trend Function at an Unknown Time. *International Economic Review*, *39*(4), 1073–1110.

Wicksell, K. (1898). *Interest and Prices.* New-York : A. Kelley.

Zivot, E. et Andrews, D. (1992). Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis. *Journal of Business and Economis Statistic*, *10*(3), 251–70.