UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

EFFET DE L'INCERTITUDE MACROÉCONOMIQUE ET DU RISQUE FINANCIER SUR LE TAUX DE CHANGE DU DOLLAR CANADIEN VIS-À-VIS DU DOLLAR AMÉRICAIN

MÉMOIRE

PRÉSENTÉ

COMME EXIGENCE PARTIELLE

DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIE

PAR

MIAFFO NKUEMO ARIANE

AVRIL 2018

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL
Service des bibliothèques

Avertissement

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

REMERCIEMENTS

Je tiens à remercier mes directeurs de mémoire, M. Alain Paquet et M. Dalibor Stevanovic pour leur engagement, dévouement et disponibilité. Les conseils, orientations et compétences que j'ai reçus durant le processus de rédaction de ce mémoire me seront très utiles tout au long de ma carrière.

Je tiens également à remercier le corps professoral et le personnel administratif du département d'économie de l'UQAM. Mes remerciements s'adressent également à tous mes collègues et amis du département d'économie qui n'ont jamais hésité à m'apporter leur soutien moral et pratique. Je pense ainsi à Franck, Kodzo, Adil, William, Adam, Hervé ... et tous ceux et celles que je n'ai pas nommés.

Un merci spécial à mon cher papa, Germain Miaffo, qui m'a toujours accompagnée, encouragée, soutenue aussi bien financièrement que psychologiquement dans la réalisation de ce rapport. À mes chères soeurs, à ma famille et amis, je vous remercie et je vous suis très reconnaissante.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v
LISTE DES TABLEAUX vii

RÉSUMÉ ix

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I
REVUE DE LITTÉRATURE 6

1.1 Littérature sur les taux de change 6

1.1.1 Mesures et concepts de taux de change 7

1.1.2 Modèles théoriques de taux de change 8

1.1.3 Les différents modèles empiriques de taux de change 9

1.2 Littérature sur les mesures d'incertitude et de risque 17

1.2.1 Mesure d'incertitude financière 18

1.2.2 Mesure d'incertitude macroéconomique 20

1.2.3 Mesure d'incertitude politique et économique 22

CHAPITRE II
MÉTHODOLOGIE 24

2.1 Méthodologie 24

2.1.1 Présentation générale du VAR 25

2.1.2 Passage du VAR au SVAR 26

2.1.3 Les fonctions de réponse dynamiques 31

2.1.4 La décomposition de la variance 32

2.1.5 La méthode de projections locales 33

2.2 Données 36

2.2.1 Description et analyse des données 36

2.2.2 Résultats des tests de non-stationnarité 43

CHAPITRE III
RÉSULTATS 46

3.1 Analyse du modèle global 47

3.1.1 Analyse des sentiers de réponse dynamiques 48

3.1.2 Analyse des sentiers de projections locales 52

3.1.3 Analyse de la décomposition de la variance 55

3.2 Analyse du modèle restreint 59

3.2.1 Analyse des sentiers de réponse dynamiques 59

3.2.2 Analyse des sentiers de projections locales 64

3.2.3 Analyse de la décomposition de la variance du taux de change nominal 68

3.3 Analyse de la sensibilité des résultats 69

3.4 Analyse du modèle global en considérant le taux de change réel . . . 71

CONCLUSION 73

ANNEXE A
. 76

ANNEXE B
. 78

RÉFÉRENCES 82

LISTE DES FIGURES

1.1 Sentiers de réponse estimée par Bloom (2009) de la production industrielle suite à un choc de volatilité et un choc sur le taux d'intérêt à un jour (FED fund rate). 19

1.2 Sentiers de réponse estimée par Bloom (2009) de l'emploi suite à un choc de volatilité et un choc sur le taux d'intérêt à un jour (FED fund rate). 20

2.1 Évolution du taux de change nominal Canada-États-Unis 37

2.2 Illustration des mesures d'incertitude macroéconomique au Canada et aux États-Unis 38

2.3 Illustration des mesures de risques financiers au Canada et aux États-Unis 40

2.4 Évolution des taux d'intérêts à un jour au Canada et aux États-Unis 41

2.5 Évolution des indices de production industrielle au Canada et aux États-Unis 42

2.6 Évolution des indices de prix à la consommation au Canada et aux États-Unis 43

3.1 sentiers de réponse dynamiques du taux de change aux chocs de risque financier (modèle global) 49

3.2 sentiers de réponse dynamiques du taux de change aux chocs d'incertitude macroéconomique (modèle global) 51

3.3 Sentiers de projection locale du taux de change aux chocs de risque financier (modèle global) 53

3.4 Sentiers de projection locale du taux de change aux chocs d'incertitude macroéconomique (modèle global) 54

B.1 Réponses du taux de change nominal aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique (modèle global) 78

B.2 Réponses du taux de change nominal aux chocs des autres variables du modèle global 79

B.3 Sentiers de réponse dynamique de DLEXC aux chocs de risque et d'incertitude 80

B.4 Sentiers de réponse dynamique du taux de change réel aux chocs de risque et d'incertitude 81

LISTE DES TABLEAUX

2.1 Résultats des tests de non-stationnarité 45

3.1 Décomposition de la variance du taux de change nominal (modèle global) 58

3.2 Tableau comparatif des sentiers de réponse dynamiques 60

3.3 Tableau comparatif des sentiers de réponse dynamiques 63

3.4 Tableau comparatif des sentiers de projection locale 65

3.5 Tableau comparatif des sentiers de projection locale 67

3.6 Décomposition de la variance du taux de change nominal (modèle restreint) 69

A.1 Données mensuelles et sources 76

A.2 Variables du modèle VAR 77

LISTE DES ABRÉVIATIONS, SIGLES ET ACRONYMES

CAD	Canadian Dollar
CANSIM	Canadian Socioeconomic Information Management
CBOE	Chicago Board Options Exchange
DSGE	Modèle d'équilibre général dynamique stochastique
FED	Réserve fédérale américaine (acronyme provenant de l'appelation anglaise)
FRED	Federal Reserve Economic Data
GARCH	General Autoregressive Conditionnal Heteroscedasticity
HP	Hodrick et Prescott
IIPE	Indice de l'Incertitude Politique Économique
ISF	Indice de Stress Financier
MCO	Moindres Carrées Ordinaires
NBER	National Bureau of Economic Research
OCDE	Organisation pour la Coopération de Développement Économique
PPA	Parité du Pouvoir d'Achat
SVAR	Structural Vector Autoregression
USA	United States of America
USD	United States Dollar
VAR	Modèle vectoriel autorégressif
VECM	Modèle vectoriel de correction d'erreur

RÉSUMÉ

Pour une petite économie ouverte comme le Canada, le taux de change est une variable macroéconomique très importante. La littérature empirique montre qu'il est difficile de bien prévoir et d'expliquer les fluctuations du taux de change. Le prix du pétrole, le taux d'intérêt, le taux d'inflation, la production industrielle sont des facteurs qui peuvent expliquer les fluctuations du taux de change. Cependant, ces facteurs n'expliquent pas toujours les grandes variations du taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. Au cours de la dernière décennie, de nombreuses études se sont penchées sur l'incertitude (macroéconomique, financière,...) et son impact sur l'activité économique. Cependant, les études qui mettent en relation l'incertitude macroéconomique, le risque financier et le taux de change CAD/USD sont quasi inexistantes. Cette étude porte sur l'impact de l'incertitude macroéconomique et du risque financier sur le taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. À l'aide d'un modèle vectoriel autorégressif structurel, nous étudions les réactions de ce taux de change aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique. Les résultats obtenus suggèrent qu'une augmentation du risque financier et de l'incertitude macroéconomique au Canada ou aux États-Unis entraîne une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

Mots clés : incertitude macroéconomique, risque financier, taux de change CAD/USD, VAR structurel, projection locale.

INTRODUCTION

Le taux de change est sans conteste une variable macroéconomique importante. Pour une petite économie ouverte comme le Canada, l'ajustement du taux de change permet de reflèter à la fois les chocs découlant de changements dans les termes de l'échange et d'en lisser les effets à court terme. Il favorise aussi l'ajustement des prix relatifs entre le secteur des biens échangeables et celui des biens non échangeables. Toutefois, la littérature empirique montre qu'il est très difficile de bien prévoir et d'expliquer les fluctuations du taux de change. Par exemple, d'après Rossi (2013), la prévisibilité du taux de change dépend à la fois du choix du prédicteur, de la période échantillonnale, de l'horizon de prévision, du modèle et de la méthode d'évaluation des prévisions.

Les études empiriques traditionnelles sur les taux de change se fondent sur un cadre à deux pays, où le taux de change bilatéral est défini comme le prix relatif des monnaies de deux pays. Il existe de nombreux modèles de ce type, qui tous décrivent l'évolution du taux de change en fonction d'un ensemble de variables macroéconomiques fondamentales, telles que les prix, l'offre de monnaie, les taux d'intérêts, les écarts de productivité, la dette publique, les termes de l'échange et les actifs étrangers nets, habituellement exprimées en écarts entre les pays.

Au fil des ans, plusieurs auteurs (voir, par exemple, Krugman (1985)) ont cru être parvenus à identifier des relations empiriques stables et robustes entre le taux de change (réel ou nominal) et diverses variables macroéconomiques, mais les équations élaborées perdaient généralement leur valeur explicative dès qu'on les appliquait à de nouvelles données postérieures à la période d'estimation.

De plus, en termes de capacité de prévision du taux de change, ces modèles ne faisaient pas systématiquement mieux qu'un modèle de marche aléatoire [1].

Amano et Van Norden (1993) ont élaboré un modèle de détermination du taux de change réel CAD/USD afin de déterminer les facteurs ayant contribuer aux grandes fluctuations du dollar canadien entre 1973 et 1990. Pour se faire, ils incluent dans leur modèle les cours mondiaux des produits de base énergétiques, les cours mondiaux des produits de base non énergétiques et le différentiel des taux d'intérêts canadien et américain. Leur modèle s'est révélé particulièrement robuste en terme de signification statistique et de stabilité. De plus, les prévisions générées par leur modèle ont généralement une erreur quadratique moyenne inférieure à celle du modèle de marche aléatoire.

De manière générale, les économistes qui se sont intéressés au taux de change s'appuient sur des conceptions variées de ses principaux déterminants. Cependant, peu d'économistes ont considéré l'impact de l'incertitude et du risque sur les taux de change. Ce travail vise à vérifier empiriquement l'existence d'effets directs de l'incertitude et du risque sur le taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

Knight (1921) avait distingué le risque de l'incertitude. Le risque désigne une situation où les possibilités de contingences futures sont connues et des probabilités respectives de réalisation peuvent leur être attribué. Par contre, l'incertitude désigne une situation où non seulement l'avenir n'est pas connu, mais il ne peut l'être. La conception du risque et de l'incertitude a beaucoup évolué depuis la distinction faite par Knight (1921). Toutefois, l'impact du risque et de l'incerti-

---

1. Le modèle de marche aléatoire a été longuement utlisée comme modèle de référence pour la prévision des taux de change. Dans un modèle de marche aléatoire sans dérive, le meilleur prédicteur du taux de change futur est le taux de change actuel.

tude sur l'activité économique semble toujours difficile à mesurer. L'incertitude peut être mesurée différemment selon les auteurs et dépendamment de ce qu'ils cherchent à démontrer. Il en est de même du risque. Des mesures diverses ont été développées et varient en fonction de la disponibilité ou non de certaines variables pour certaines sous-périodes. Comme exemples de mesures, nous pouvons citer l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière. L'incertitude macroéconomique est assez englobant car elle capte le degré d'imprévisibilité à un niveau plus ou moins englobant de l'économie. L'incertitude financière est aussi englobante puisqu'elle capte les conditions financières générales au sein d'une économie. L'incertitude financière peut être une composante de l'incertitude macroéconomique. Le risque financier est une composante de l'incertitude financière qui mesure principalement la volatilité du marché boursier.

Les travaux sur l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière ont commencé à se développer suite aux chocs macroéconomiques des années 70-80 et ont pris de l'ampleur au cours de la dernière décennie pour expliquer les causes et les conséquences de la grande récession des années 2007-2009. Par exemple, Bloom (2009) utilise la mesure de volatilité mensuelle du rendement journalier du S&P 500 pour capter le risque financier. Il cherche ainsi à montrer l'impact des chocs liés à l'incertitude financière sur l'emploi. Les éléments empiriques fondés sur son modèle vectoriel autorégressif (VAR) montrent que les chocs liés à l'incertitude ont des effets négatifs sur la production et l'emploi. En effet, durant les six premiers mois suivant le choc, on constate un large déclin dans l'activité réelle suivi d'une reprise. Jurado *et al.* (2015) s'inscrivent dans la foulée de Bloom (2009) en construisant un indicateur du niveau agrégé d'incertitude à partir d'un grand nombre de variables macroéconomiques. Cet indicateur est la volatilité agrégée des erreurs de prévision. Ils observent une réponse plus persistante de l'output car durant les douze premiers mois suivant le choc d'incertitude, ils n'observent pas

de reprise de l'activité réelle.

Dans le présent travail, nous utilisons la mesure construite par Jurado *et al.* (2015) pour l'incertitude macroéconomique américaine et celle construite par Fortin-Gagnon (2016) pour l'incertitude macroéconomique canadienne. Concernant le risque financier, nous avons utilisé comme Bloom (2009), la mesure de volatilité du rendement quotidien réalisé sur le S&P 500 pour le risque financier américain. Nous employons également l'indice de stress financier canadien construit par Lachaine (2017) pour représenter sa contrepartie canadienne.

Nous entendons ainsi évaluer si l'incertitude macroéconomique et le risque financier peuvent apporter une contribution additionnelle à la volatilité observée du taux de change nominal Canada-États-Unis.

À l'aide d'un VAR modélisant l'évolution dynamique de variables macroéconomiques, nous examinons si l'évolution passée des mesures d'incertitude et de risque possède un contenu informationnel supplémentaire pour la prévision du taux de change nominal CAD/USD. En effet, après avoir imposé des restrictions nécessaires pour identifier les chocs structurels, nous analysons les fonctions de réponse dynamiques du taux de change nominal aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique. Par la suite, nous utilisons une méthode alternative de calcul des fonctions de réponse à l'aide des projections locales à chaque horizon de prévision qui sont analysées. Enfin, nous procédons à une analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision.

Les résultats obtenus suggèrent qu'une augmentation dans le niveau du risque financier ou de l'incertitude macroéconomique au Canada ou aux États-Unis peut entraîner une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

Le texte se divise de la manière suivante. Dans le premier chapitre, une revue

de littérature sur les différentes équations du taux de change CAD/USD et les mesures de risque et d'incertitude est présentée. Dans le deuxième chapitre, nous présentons la méthodologie et les données utilisées. Les résultats empiriques obtenus sont analysés au troisième chapitre.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Étant donné que l'impact de l'incertitude macroéconomique et du risque financier n'a pas été analysé directement sur les variations des taux de change, nous avons subdivisé le présent chapitre en deux grandes sections. La première section aborde la littérature sur les modèles et équations de taux de change et la seconde aborde la littérature sur les mesures d'incertitude ou de risque.

1.1 Littérature sur les taux de change

Le taux de change est une variable importante, notamment pour une petite économie ouverte comme l'économie canadienne. Dans un tel contexte, un bon modèle de détermination du taux de change s'avère capital. Cependant, les conceptions du taux de change sont nombreuses. Ces conceptions ont évolué avec le temps, parfois en réaction à de nouvelles tendances de la théorie économique ou à la conjoncture macroéconomique. Dans la présente section, nous présentons d'abord quelques mesures et concepts sous-jacents à la détermination de taux de change, ensuite nous présentons des modèles théoriques de taux de change, puis différents modèles empiriques de taux de change.

1.1.1 Mesures et concepts de taux de change

Dans cette sous-section, nous présentons d'abord les mesures de taux de change et par la suite nous évoquons des concepts fondamentaux liés au taux de change.

1.1.1.1 Mesures de taux de change

Le taux de change nominal bilatéral désigne le nombre d'unités de monnaie nationale nécessaires à l'achat d'une unité de monnaie étrangère. En considérant cette définition, le taux de change nominal CAD/USD désigne le nombre de dollars canadiens requis pour acheter un dollar américain. Dans ce contexte, lorsque ce taux s'accroît, il faut plus de dollars canadiens pour acheter un dollar américain, donc la monnaie canadienne se déprécie par rapport à la monnaie américaine.

Le taux de change réel permet de capter l'évolution des prix canadiens par rapport aux prix étrangers, exprimés tous les deux dans une monnaie commune. On peut calculer le taux de change réel sur la base des prix relatifs à la consommation, à la production, ou à partir des termes de l'échange internationaux [1], ou encore sur la base des termes de l'échange internes [2].

Le taux de change peut aussi être exprimé comme le prix d'un ensemble de devises étrangères pondérées sur la base de leur importance relative pour le commerce international du pays concerné. Il s'agit dans ce cas du taux de change effectif. On mesure le taux de change effectif nominal avec les parités nominales (sans prendre en compte les différences de pouvoir d'achat entre les deux devises).
Si l'on désire étudier l'évolution du taux de change réel d'une monnaie, non pas

---

1. À l'aide du ratio de l'indice des prix des importations en monnaie étrangère et de l'indice des biens exportables en monnaie domestique.

2. À l'aide du ratio de l'indice des prix des biens échangés en monnaie étrangère et de l'indice des biens non échangés en monnaie domestique.

par rapport à une seule monnaie, mais par rapport à plusieurs, il faut calculer le taux de change effectif réel.

1.1.2 Modèles théoriques de taux de change

Au début des années 70, un grand nombre de travaux ont été consacrés à l'étude de la dynamique des taux de change. On peut ainsi distinguer les modèles monétaires des modèles de portefeuilles.

1.1.2.1 Modèles monétaires

Dans l'approche monétaire, le taux de change est défini comme le prix relatif de deux monnaies, que l'on modélise en fonction de l'offre et de la demande relatives des monnaies en question. Une première version du modèle repose sur des hypothèses telles que la parfaite flexibilité des prix, la parfaite substituabilité des actifs nationaux et étrangers et la parité absolue des pouvoirs d'achat, ainsi que la parité ouverte des taux d'intérêt [3]. Une deuxième version du modèle monétaire avec rigidité des prix a été développée par Dornbusch (1976).

Bien que la description du mécanisme d'ajustement de Dornbusch ait été largement acceptée dans les milieux universitaires et les marchés financiers, son application empirique n'a pas été particulièrement réussie.

1.1.2.2 Modèles d'équilibre de portefeuilles

Les modèles de portefeuille, à l'opposé des modèles monétaires, supposent que les actifs nationaux et étrangers ne sont pas des substituts parfaits. De ce fait,

---

3. La parité absolue des pouvoirs d'achat pose que le niveau d'équilibre du taux de change nominal entre les devises de deux pays est tel que le prix d'un large panier de biens et services doit être le même dans les deux pays. Conformément à la parité ouverte des taux d'intérêt nominaux, un écart positif (négatif) entre les taux d'intérêt domestique et étranger reflète une dépréciation (appréciation) anticipée de la devise domestique relativement à la monnaie étrangère.

il y'a un risque supplémentaire qui est crée dans un portefeuille qui contient les deux types de titres. Il s'ensuit qu'une prime de risque de change interfère avec la condition de parité ouverte des taux d'intérêts et que le taux de change est déterminé par l'offre et la demande de tous les actifs étrangers et nationaux, et pas uniquement par l'offre et la demande respective de chaque monnaie.

Toutefois, Meese et Rogoff (1983) ont constaté que ni les modèles monétaires à prix rigides ou à prix flexibles, ni les modèles d'équilibre de portefeuilles du taux de change nominal, ne parviennent empiriquement à surclasser un modèle de marche aléatoire[4]. Nous nous intéressons dans la sous-section suivante à des modèles empiriques alternatifs de taux de change.

1.1.3 Les différents modèles empiriques de taux de change

On peut distinguer les modèles empiriques de taux de change réel des modèles empiriques de taux de change nominal.

1.1.3.1 Modèles empiriques de taux de change réel

Plusieurs équations ont été estimées pour modéliser empiriquement les grandes variations du taux de change réel CAD/USD depuis le début des années 1970. Amano et Van Norden (1993) ont élaboré un modèle de détermination du taux de change réel Canada-États-Unis qui s'est révélé particulièrement robuste en termes de signification statistique et de stabilité. Ce modèle comprend des composantes de long terme et de court terme. La composante de long terme prend la forme d'une relation linéaire entre le taux de change réel, le prix des produits de base (hors énergie) et le prix de l'énergie. La dynamique de court terme est essentiellement

---

4. Le modèle de la marche aléatoire est un modèle linéaire, simple, défini comme un processus dans lequel la valeur actuelle du taux de change une période à l'avance se décompose de sa valeur actuelle et d'un terme d'erreur non autocorrélé dont l'espérance conditionnelle est nulle.

induite par un terme à corrections d'erreurs résultant de déviations observées relativement à la relation de long terme avec un retard et par l'écart de taux d'intérêts entre le Canada et les États-Unis. L'objectif des auteurs consiste à analyser dans quelle mesure des facteurs autres que les prix des produits de base et de l'énergie ont pu contribuer aux mouvements du dollar canadien entre 1973 et 1990.

L'équation d'Amano et van Norden (AvN [5]) repose sur une spécification simple à correction d'erreurs. Les tests de stationnarité sont utilisés pour vérifier si les variables sont non stationnaires. Les données sont trimestrielles. La variable dépendante est le taux de change réel CAD/USD (RFX) qui correspond au taux de change nominal déflaté au moyen des indices de prix des produits intérieurs bruts canadiens et américains. ΔRFX est défini comme la variation du taux de change réel d'un trimestre à un autre. Les cours mondiaux des produits de base énergétiques (PBEN) et non énergétiques (PBNEN) sont employés pour générer la valeur d'équilibre à long terme du taux de change, et une troisième variable, le différentiel des taux d'intérêts canadien et américain (DIFFINT) sert à cerner la dynamique de court terme du taux de change :

$$\begin{aligned}\Delta logRFX_t = \lambda(logRFX_{t-1} - \alpha - \beta_1 logPBNEN_{t-1} + \beta_2 logPBEN_{t-1}) \\ +\gamma DIFFINT_{t-1} + \epsilon_t.\end{aligned} \tag{1.1}$$

Amano et Van Norden (1993) ont trouvé empiriquement que les variables incluses dans la relation de long terme sont statistiquement cointégrées. De plus, il s'est avéré que les coefficients des prix réels des matières premières non énergétiques ou PBNEN étaient significatifs, ce qui n'est pas le cas pour les prix réels des matières

5. Par souci de simplification, on utilisera AvN dans la rédaction du texte pour désigner l'équation élaborée par Amano et Van Norden (1993).

premières énergétiques.

Leur modèle semble surpasser le modèle de marche aléatoire. Bien qu'il y'ait des périodes pendant lesquelles leur équation de taux de change semble moins performante qu'une marche aléatoire, les prévisions générées par leur modèle ont généralement une erreur quadratique moyenne inférieure à celle du modèle de marche aléatoire.

Amano et van Norden (1995) mettent en évidence une relation robuste entre le prix intérieur réel du pétrole et les taux de change réels effectifs pour l'Allemagne, le Japon et les États-Unis. L'importance du prix du pétrole avait déjà été relevée par des auteurs tels que McGuirk (1983), Krugman (1983a, 1983b), Golub (1983) et Rogoff (1991). Cependant, leurs travaux empiriques présentaient plusieurs limites. En utilisant les données hors-échantillon, Amano et van Norden (1995) ont trouvé une relation de cointégration entre le taux de change réel et les termes de l'échange. En effet, ils utilisent les données mensuelles (1973M1 à 1993M6) sur les taux de change réels effectifs du Japon, de l'Allemagne et des États-Unis. Ils utilisent également le prix du pétrole défini en dollars américains qu'ils convertissent en monnaie de chaque pays déflaté de l'indice des prix à la consommation des pays respectifs. Ils ont conclu que la majeure partie de la variation du taux de change réel peut être expliquée par les termes de l'échange, en particulier sur de longs horizons. Par la suite, ils constatent que les chocs pétroliers semblent représenter la plupart des grandes variations des termes de l'échange.

Leur méthodologie est basée sur un modèle à correction d'erreurs. Ils ont d'abord examiné les propriétés de chaque série en utilisant les tests de stationnarité comme celui de Dickey et Fuller (1979) et celui de Philips (1988). Ils ont trouvé la présence d'une racine unitaire dans les données. À l'aide du test de Engle et Granger (1987), l'hypothèse nulle de non cointégration a été rejetée statistiquement au seuil de

1%. Un test de cointégration de Johansen et Juselius (1990) suggère un lien de cointégration entre le prix réel du pétrole et les taux de change réel effectif de l'Allemagne, du Japon et des États-Unis. Le prix du pétrole jouerait donc le rôle de proxy pour certaines variables macroéconomiques qui sont des déterminants pour les taux de change de long terme.

Gauthier *et al.* (2002) ont examiné si les chocs d'offre ont un impact sur le taux de change réel Canada-États-Unis. Ils élaborent à cette fin un modèle à correction d'erreurs qui met en relation le taux de change réel et diverses variables fondamentales. Leur modèle est estimé avec 7 retards sur les données trimestrielles entre 1961 et 2000 :

$$\begin{bmatrix} \Delta pcom_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta G_t \\ r_t \\ \Delta q_t \end{bmatrix} = \mu + \sum_{i=1}^{7} \Gamma_i \begin{bmatrix} \Delta pcom_{t-i} \\ \Delta Y_{t-i} \\ \Delta G_{t-i} \\ r_{t-i} \\ \Delta q_{t-i} \end{bmatrix} + \alpha\beta' \begin{bmatrix} pcom_{t-1} \\ Y_{t-1} \\ G_{t-1} \\ q_{t-1} \end{bmatrix} + \epsilon_t.$$

où $pcom$ est le log du prix des matières premières, Y est le log des ratios de PIB réel par tête, G est le différence entre les ratios des dépenses gouvernementales des États-Unis et du Canada, r est le différentiel des taux d'intérêts réels américains et canadiens (3 mois d'échéance) et q est le taux de change réel Canada-États-Unis. μ est une constante et ϵ_t est le terme d'erreur.

Leurs résultats suggèrent qu'à long terme, 61% du mouvement des taux de change est attribuable à des chocs d'offre. Les dynamiques à court terme sont entraînées par les chocs des prix des matières premières et des chocs transitoires, mais les chocs des prix des matières premières ne peuvent pas expliquer les variations à long terme du taux de change. Ces résultats sont en contraste avec les conclusions de Amano et Van Norden (1993). L'équation AvN est construite sur la prémisse que les prix des produits de base sont à long terme des déterminants du taux de change. Gauthier *et al.* (2002) ont fait valoir que la spécification de long terme

construite par Amano et van Norden surestime l'importance des prix des produits de base en se concentrant uniquement sur les prix des matières premières comme fondamentaux.

1.1.3.2 Modèles empiriques de taux de change nominal

L'équation AvN a soulevé beaucoup de questions. En effet, lorsqu'on l'estime entre 1975 et 1999, on ne trouve pas de rôle significatif au prix de l'énergie. De même, elle ne peut pas tenir compte de la forte dépréciation du dollar canadien enregistrée en 2003. Suite aux insuffisances de l'équation AvN, certains auteurs y ont apporté plusieurs modifications. Par exemple, Lafrance *et al.* (2004) construisent un modèle à correction d'erreurs en utilisant le taux de change nominal CAD/USD. Leur modèle est construit autour d'une relation de cointégration à long terme entre le taux de change nominal, un changement proportionnel des prix relatifs et les prix des matières premières énergétiques et non-énergétiques. La période d'estimation va de 1975Q1 à 1999Q4. Soit l'équation suivante :

$$\Delta e_t = \Phi(e_{t-1} - p_{t-1} - \Pi X_{t-1}) + \Gamma \Delta Z_t + \epsilon_t. \tag{1.2}$$

où e représente le logarithme du taux de change nominal CAD/USD, p représente le logarithme du ratio des déflateurs des PIB américain et canadien, X est l'ensemble des fondamentaux de long terme, ΔZ est l'ensemble des dynamiques de court terme, Φ est le coefficient d'ajustement, Π et Γ sont les vecteurs de coefficients et ϵ est le terme d'erreur.

Les dynamiques de court terme sont captées principalement par les différentiels à court terme des taux d'intérêts nominaux ainsi que d'autres variables nominales. Les fondamentaux de long terme sont les prix des produits de base énergétiques et non énergétiques comme dans l'équation AvN. Cependant, ils incluent

aussi des écarts entre les taux de croissance de la productivité au Canada et aux États-Unis. L'ajout d'une variable représentant la productivité dans les secteurs manufacturiers canadien et américain a permis de réduire les écarts entre les valeurs observées et les valeurs estimées du taux de change entre 2003 et 2005. Les résultats suggèrent que l'équation de Lafrance *et al.* (2004) suit bien les données historiques (à la fois dans l'échantillon et hors-échantillon) et peut expliquer la forte appréciation du dollar canadien (par rapport au dollar américain) en 2003, ce que l'équation AvN ne semblait pas faire.

Par ailleurs, Molodtsova et Papell (2009) examinent une prévision hors-échantillon des taux de change avec les fondamentaux de la règle de Taylor. Le point de départ de leur analyse est semblable à celui du modèle de la règle de Taylor. La règle de Taylor est une règle de politique monétaire qui relie le taux d'intérêt nominal désiré à l'écart anticipé entre le taux d'inflation et une cible d'inflation et à l'écart à un jour entre le niveau (ou le taux de croissance) de l'output et une cible associée. La règle de Taylor pour le pays étranger est soustraite de la règle de Taylor pour les États-Unis. La règle de Taylor spécifie que la banque centrale ajuste à court terme le taux d'intérêt nominal en réponse aux changements de l'inflation et de l'écart d'output. En s'inspirant de Taylor (1993), la règle de politique monétaire postulée par les banques centrales peut être spécifiée comme :

$$i_t^* = \pi_t + \phi(\pi_t - \pi^*) + \gamma y_t + r^*, \tag{1.3}$$

où i_t^* est le taux d'intérêt nominal ciblé à court terme, π_t est le taux d'inflation, π^* est la cible du taux d'inflation, y_t est l'écart d'output et r^* est le taux d'intérêt réel d'équilibre.

Les paramètres π^* et r^* peuvent être combinés en une constante $\mu = r^* - \phi\pi^*$, on

obtient alors l'équation suivante :

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t, \tag{1.4}$$

où $\lambda = 1 + \phi$.

Alors qu'il semble raisonnable de postuler une règle de Taylor pour les États-Unis qui ne comprend que l'écart d'inflation et l'écart d'output, il est de pratique courante, depuis Clarida *et al.* (1998), d'inclure le taux de change réel dans les spécifications pour les autres pays. À partir de la spécification de base de la règle de Taylor, on peut estimer un modèle qui prend en compte le taux de change réel de la devise étrangère vis-à-vis du dollar américain q_t. On obtient ainsi :

$$i_t^* = \mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t. \tag{1.5}$$

Il est également devenu courant de spécifier une variante de la règle de Taylor qui inclut la possibilité que le taux d'intérêt s'ajuste progressivement pour atteindre sa cible. On suppose donc que le taux d'intérêt à court terme i_t s'ajuste au taux d'intérêt cible de la manière suivante :

$$i_t = (1 - \rho)i_t^* + \rho i_{t-1} + v_t. \tag{1.6}$$

En pratique, on ne postule pas nécessairement qu'une banque centrale suive une règle de Taylor de façon stricte ou qu'elle a un contrôle parfait même sur le taux d'intérêt à jour ou encore sur un taux d'intérêt à échéance plus longue. C'est pourquoi on ajoute un choc aléatoire, v_t, qui peut aussi refléter un choc discrétionnaire de politique monétaire.

En substituant l'équation (1.5) dans (1.6), on obtient :

$$i_t = (1-\rho)(\mu + \lambda\pi_t + \gamma y_t + \delta q_t) + \rho i_{t-1} + v_t, \tag{1.7}$$

où $\delta = 0$ pour les États-Unis.

En spécifiant les règles de Taylor pour deux pays et en soustrayant l'une de l'autre, Molodtsova et Papell (2009) dérivent une équation avec le différentiel des taux d'intérêts d'une part et les taux d'inflation et les écarts de production d'autre part :

$$i_t - \tilde{i}_t = \alpha + \alpha_{u\pi}\pi_t - \alpha_{f\pi}\tilde{\pi}_t + \alpha_{uy}y_t - \alpha_{fy}\tilde{y}_t - \alpha_{fq}\tilde{q}_t + \rho_u i_{t-1} - \rho_f \tilde{i}_{t-1} + \eta_t. \tag{1.8}$$

Toutes les variables avec ˜ sont des variables d'un pays étranger (autre que les États-Unis), u et f sont des indices représentant les coefficients respectivement pour les États-Unis et le pays étranger, α est une constante, $\alpha_\pi = \lambda(1-\rho)$ et $\alpha_y = \gamma(1-\rho)$ pour les deux pays et $\alpha_q = \delta(1-\rho)$ pour le pays étranger.

Par la suite, Molodtsova et Papell (2009) proposent trois scénarios types. Premièrement, si l'écart de production des États-Unis augmente, la FED augmentera les taux d'intérêt et fera en sorte que le dollar américain s'apprécie. Si le pays étranger suit également une règle de Taylor, une augmentation de l'écart du production du pays étranger augmentera le taux d'intérêt de ce pays et fera déprécier le dollar américain.

Deuxièmement, si le taux de change réel du pays étranger se déprécie et qu'il est inclus dans la règle de Taylor de sa banque centrale, la banque centrale de ce pays augmentera son taux d'intérêt, ce qui entraînera l'appréciation de la monnaie étrangère et le dépréciation du dollar américain.

Enfin, s'il existe un lissage des taux d'intérêt, un taux d'intérêt (retardé d'une

période) plus élevé augmentera les taux d'intérêt actuel et anticipé. Dans le cadre de la parité ouverte des taux d'intérêts nominaux et des anticipations rationnelles, tout événement qui amène la FED à augmenter son taux d'intérêt produira une appréciation immédiate du dollar américain et une dépréciation anticipée du dollar américain.

Soit l'équation de la parité ouverte des taux d'intérêt nominaux suivante :

$$E(\Delta s_{t+1}) = \beta(i_t - \tilde{i}_t). \tag{1.9}$$

Si la parité ouverte des taux d'intérêt nominaux est vérifiée c'est-à-dire $\beta = 1$, on peut substituer l'équation (1.9) à (1.8) pour obtenir :

$$\Delta s_{t+1} = \omega - \omega_{u\pi}\pi_t + \omega_{f\pi}\tilde{\pi}_t - \omega_{uy}y_t + \omega_{fy}\tilde{y}_t + \omega_q\tilde{q}_t - \omega_{ui}i_{t-1} + \omega_{fi}\tilde{i}_{t-1} + \eta_t. \tag{1.10}$$

où s_t est le log du taux de change nominal du dollar américain défini comme le prix intérieur de la monnaie étrangère de tel sorte qu'une augmentation de s_t entraine une dépréciation du dollar américain. L'inversion des signes des coefficients dans les équations (1.4) et (1.5) reflète l'hypothèse selon laquelle une augmentation du taux d'intérêt américain relativement au taux d'intérêt étranger entrainera une dépréciation anticipée du taux de change.

1.2 Littérature sur les mesures d'incertitude et de risque

L'incertitude est indissociable de la vie économique. Les premiers économistes qui se sont intéressés à l'incertitude ont privilégié une conception très extensive alors que l'univers ne peut pas être représenté par un ensemble fini de situations possibles et la connaissance des agents est limitée.

Knight (1921) fut le premier à faire une distinction entre risque et incertitude.

Pour lui, la différence pratique entre les deux catégories, en ce qui a trait au risque, est que, la distribution du résultat parmi un ensemble des évènements est connue (soit par le calcul *a priori*, soit par des statistiques fondées sur les fréquences observées). Par contre, ceci n'est pas vrai de l'incertitude en raison de l'impossibilité de regrouper les cas, puisque les situations à traiter présentent un degré élevé de singularité.

1.2.1 Mesure d'incertitude financière

À la suite de Knight, des auteurs tels que Bernanke (1983) et Hassler (1996) ont proposé des modèles d'estimation pour déterminer un indice d'incertitude. Dans la même lancée, Bloom (2009) propose un cadre structurel pour analyser les chocs d'incertitude financière aux États-Unis. En effet, il estime l'incertitude comme un processus stochastique. Il effectue une analyse du coût de l'ajustement du capital qui selon lui est primordial pour comprendre la dynamique de l'emploi, de l'investissement et de la productivité. Il mesure l'incertitude financière principalement à l'aide de l'indice de la volatilité du S&P 500 (VXO) et à l'aide d'un indice qu'il a construit pour représenter les grands chocs de volatilité sur le marché financier. Pour construire cet indice, il a choisi 17 évènements dont la volatilité du marché boursier est supérieure à 1.65 d'écart-type par rapport à la moyenne des séries mensuelles de volatilité. Les principaux évènements sont : la crise des missiles de Cuba, les guerres du golf, la crise du pétrole et les attaques du 11 septembre 2001. La mesure principale est un indice qui prend une valeur de 1 pour chacun des 17 évènements et une valeur de 0 sinon. Le VXO reflète la variation de la volatilité sur le marché boursier américain. Il est calculé quotidiennement sur les actions du S&P 500 et permet de différencier un changement suffisamment persistant d'une simple secousse boursière.

Pour évaluer l'impact des chocs d'incertitude sur l'output et l'emploi, il a estimé un

ensemble des modèles vectoriels autorégressifs sur des données mensuelles de juin 1962 à juin 2008. Il utilise pour toutes ses variables le filtre Hodrick et Prescott [6]. Les variables utilisées sont : le log de l'indice du marché boursier S&P 500, l'indice de volatilité des chocs, les taux d'intérêts nominaux, le log de la rémunération horaire moyenne, le log des prix à la consommation, les heures travaillées, le log de l'emploi et le log de la production industrielle.

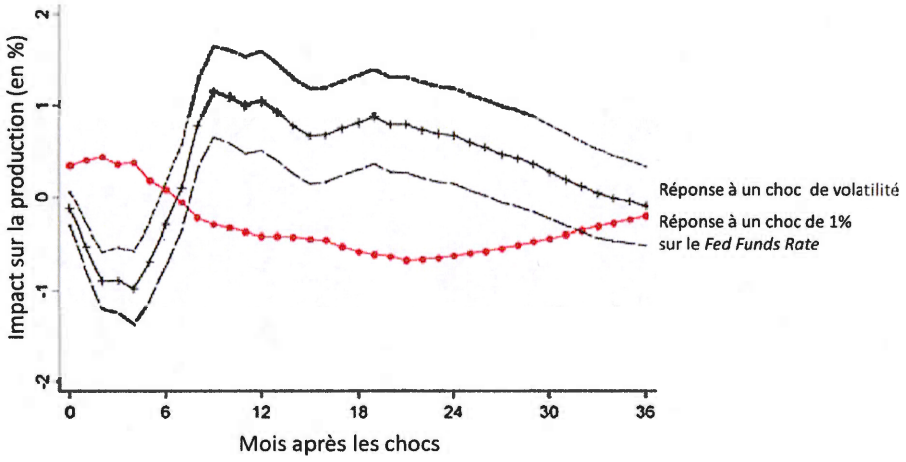


Figure 1.1: Sentiers de réponse estimée par Bloom (2009) de la production industrielle suite à un choc de volatilité et un choc sur le taux d'intérêt à un jour (FED fund rate).

6. Récemmernt, Hamilton (2017) a rappelé et montré que l'utilisation du filtre Hodrick et Prescott comporte plusieurs limites, notamment pour les séries financières, pouvant induire ainsi des caractéristiques cycliques fictives.

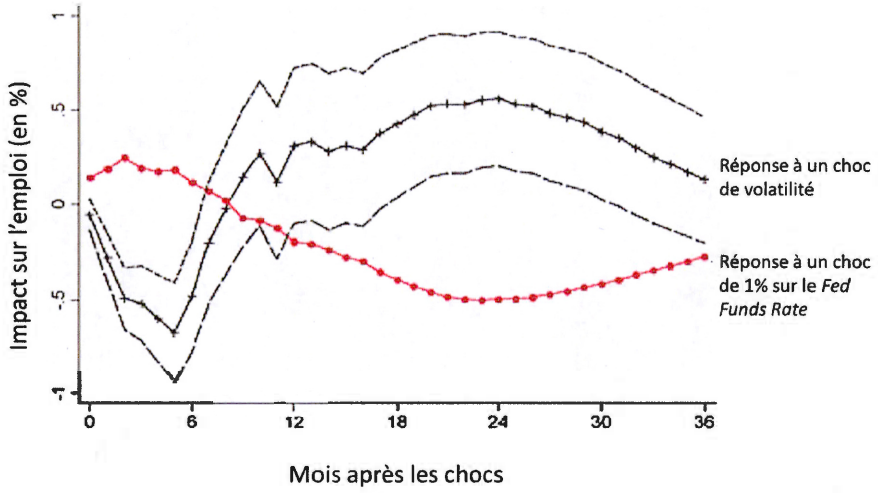


Figure 1.2: Sentiers de réponse estimée par Bloom (2009) de l'emploi suite à un choc de volatilité et un choc sur le taux d'intérêt à un jour (FED fund rate).

Bloom (2009) constate une baisse de l'output durant les 6 mois suivants un choc d'incertitude, suivi à partir du 7e mois d'une reprise de la production. En outre, il effectue une analyse de robustesse en comparant les résultats obtenus lorsqu'il applique le filtre HP aux résultats obtenus sans l'utilisation du filtre. Dans les deux cas, la réponse de l'output à un choc d'incertitude est la même.

1.2.2 Mesure d'incertitude macroéconomique

Jurado *et al.* (2015) soulignent que des mesures d'incertitude telles que la volatilité macroéconomique[7] et la volatilité du marché boursier sont en partie prévisibles. Afin d'obtenir une meilleure mesure d'incertitude, il est nécessaire d'extraire la partie prévisible des séries à l'aide de l'information disponible au moment de la prévision. Ils proposent ainsi de nouvelles mesures de l'incertitude basées sur la

7. La volatilité macroéconomique mesure les fluctuations des agrégats macroéconomiques (habituellement la croissance économique) autour de leur tendance centrale.

volatilité de l'erreur de prévision. Ils utilisent des données mensuelles allant de 1960M7 à 2015M4 de plus de 100 indicateurs macroéconomiques et financiers. Parmis ces indicateurs, on peut citer la production, les indicateurs du marchés immobilier, les mesures du marché du travail, les indices de consommation et de production et les prix. Pour formaliser leur notion d'incertitude, ils définissent h périodes d'incertitude pour la variable $Y_{jt} \in Y_t = (Y_{1t}, \cdots, Y_{Nyt})'$. Soit $U^y_{jt}(h)$, la mesure d'incertitude ou la volatilité de la composante imprévisible des valeurs futures de la série conditionnellement à l'information disponible I_t :

$$U^y_{jt}(h) = \sqrt{\mathbb{E}[(Y_{jt+h} - \mathbb{E}[Y_{jt+h}|I_t])^2|I_t]}. \tag{1.11}$$

De façon agrégée, la mesure d'incertitude macroéconomique est la suivante :

$$U^y_t(h) = p \lim_{Ny \to \infty} \sum_{i=1}^{Ny} \omega_j U^y_{jt}(h) = \mathbb{E}_\omega[U^y_{jt}(h)]. \tag{1.12}$$

Si l'erreur de volatilité au carré augmente pour la prévision d'une série Y_{jt+h}, alors l'incertitude pour la variable augmente aussi. La mesure d'incertitude macroéconomique est construite en agrégeant l'incertitude individuelle pour chaque période en utilisant ω, un poids accordé aux séries.

Ils constatent comme la plupart des auteurs que les augmentations dans l'incertitude sont associées à de larges déclins de l'activité économique réelle. Ils obtiennent des résultats plus persistants que ceux de Bloom (2009) en ce qui concerne la réponse de l'output. On n'observe pas de reprise dans l'activité économique réelle dans les six mois suivant un choc d'incertitude comme le suggéraient les résultats de Bloom (2009).

En utilisant un modèle vectoriel autorégressif de 11 variables macroéconomiques mensuelles (dont les logarithmes de la production industrielle, de l'emploi, de la

consommation réelle, du déflateur des prix à la consommation, du salaire réel, du S&P 500, la mesure d'incertitude construite ainsi que le taux d'intérêt nominal à un jour de la Réserve fédérale), ils constatent que les chocs d'incertitude macroéconomique représentent 29 % de la variance de l'erreur de prévision de la production industrielle. Cependant, la volatilté du marché boursier n'explique au plus que 7 %.

De plus, Jurado *et al.* (2015) utilisent des modèles vectoriels autorégressifs pour étudier les réponses dynamiques des variables macroéconomiques face à la mesure d'incertitude construite et pour les comparer aux réponses face à des chocs dans l'indice VXO comme un indicateur de l'incertitude. Pour Jurado *et al.* (2015), il est important d'inclure l'indice de volatilité du marché boursier pour comprendre la dynamique de l'incertitude car ces deux variables peuvent être liées dynamiquement.

En s'inspirant du modèle de Bloom (2009), ils ont estimé un VAR avec 8 variables et 12 retards sans préalablement appliquer le filtre d'Hodrick et Prescott pour leurs variables. Ils constatent que ce sont les chocs liés au VXO et non l'incertitude qui induisent les mouvements du VXO. De même comme la volatilité du marché boursier est due en grande partie aux chocs autres que ceux de l'incertitude économique à grande échelle, ils suggèrent que les chercheurs fassent preuve de prudence lors de l'utilisation de cette mesure comme indicateur d'incertitude.

1.2.3 Mesure d'incertitude politique et économique

Baker *et al.* (2015) ont développé un indice d'incertitude politique et économique agrégé (IIPE) basé sur la fréquence d'usage de certains mots dans les journaux. Ils ont premièrement développé cet indice pour les États-Unis afin d'examiner son évolution depuis 1985. Cet indice reflète le nombre d'articles traitant de l'incerti-

tude, de l'économie et de la politique dans 10 grands journaux américains. Étant donné que le volume total des articles varie dans le temps et selon les journaux, ils répartissent le nombre d'articles de chaque catégorie par le nombre total d'articles dans le même journal et dans le même mois, ce qui donne une série mensuelle pour chaque journal. Par la suite, ils normalisent les séries pour la période allant de 1985 à 2009. En utilisant des méthodes similaires, ils ont construit des IIPE pour 11 autres pays dont le Canada. Cet indice vise à mesurer le degré d'incertitude pouvant affecter la prise des décisions économiques et politiques.

Cependant, leur approche pour développer l'IIPE soulève des préoccupations quant à la fiabilité, à la cohérence des journaux, et au grand nombre d'articles à traiter selon les journaux. En réponse à ces préoccupations, ils ont évalué l'IIPE de plusieurs façons. La première est de montrer une forte relation entre l'IIPE et d'autres mesures d'incertitude économique, par exemple, la volatilité implicite du marché boursier. La deuxième manière est montrer la forte relation et comparer sensiblement l'IIPE à d'autres mesures d'incertitude. La troisième façon est de trouver des mouvements très similaires dans l'IIPE basés sur les journaux à penchant politique préjugée de droite et de gauche, ce qui suggère que l'affiliation politique n'entrave pas l'efficacité de l'IIPE. La quatrième façon est de mener une étude de vérification approfondie de 12 000 articles choisis au hasard de grands journaux américains.

Par ailleurs, Baker *et al.* (2015) ont considéré des modèles VAR qui exploitent des séries mensuelles de 1985 à 2012 au niveau de chaque pays. Les variables suivantes ont été considérées dans leurs estimations : l'IIPE, le log du S&P 500, le taux d'intérêt nominal, le log de l'emploi et le log de la production industrielle. Leurs résultats suggèrent des déclins de 1,2 % dans la production industrielle et de 0,35 % au niveau de l'emploi suite à un choc sur l'IIPE.

CHAPITRE II

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre présente la méthodologie utilisée pour évaluer l'impact de l'incertitude macroéconomique et du risque financier sur les fluctuations du taux de change Canada-États-Unis. Cette méthodologie est inspirée principalement de Bloom (2009).

Pour nos fins d'analyse, nous utilisons un modèle vectoriel autorégressif structurel en imposant une structure de causalité contemporaine. Dans ce chapitre, nous présentons également sommairement nos données ainsi qu'une analyse de l'évolution des principales variables.

2.1 Méthodologie

Étant donné que nous cherchons à caractériser la dynamique conjointe de plusieurs variables, une méthode économétrique appropriée pour ce faire est une représentation vectorielle autoregréssive ou VAR.

Dans un article influent, Sims (1980) a préconisé l'utilisation du VAR pour l'analyse macroéconométrique comme une alternative aux modèles d'équations simultanées traditionnels qui étaient couramment utilisés à l'époque. Dans les modèles VAR, toutes les variables observées sont généralement considérées comme endo-

gènes *a priori*, puis des restrictions y sont imposées afin d'identifier la structure de causalité potentielle.

Nous présentons sommairement dans cette section la forme générale du VAR, sa représentation structurelle découlant des restrictions choisies pour l'identification et utilisées pour le calcul des sentiers de réponses dynamiques et des décompositions des variances. Finalement, nous expliquons une méthode alternative pour juger de l'impact de l'incertitude macroéconomique et du risque financier sur le taux de change, soit la méthode de projection locale mise de l'avant par Jordà (2005).

2.1.1 Présentation générale du VAR

2.1.1.1 La forme générale d'un modèle VAR

Un modèle VAR d'ordre p est écrit comme :

$$X_t = \delta + \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + ... + \Phi_p X_{t-p} + \epsilon_t, \tag{2.1}$$

ou

$$X_t = \delta + \Phi(L) X_{t-1} + \epsilon_t, \tag{2.2}$$

où X_t représente un vecteur de m variables endogènes $X_t = [X_{1t}, X_{2t}, ..., X_{mt}]'$, p est le nombre de retards sur ces variables et $\Phi(L)$ est la matrice des coefficients associés aux polynômes de retard.

On suppose aussi que :

$$E(\epsilon_t) = 0, \tag{2.3}$$

$$E(\epsilon_t \epsilon_t') = \Sigma_\epsilon, \tag{2.4}$$

où ϵ_t est un vecteur de bruits blancs possiblement correlés entre eux de façon contemporaine et la matrice de variance-covariance Σ_ϵ est de dimension $m \times m$.

Dans notre cas, X_t est de dimension $m \times 1$, où m = 12. Le nombre de retards p est déterminé à l'aide d'un critère d'information statistique. Il est obtenu de sorte à minimiser le critère d'information de Hannan-Quinn (HQ) :

$$HQ : -2(\frac{L}{T}) + 2\frac{ln(ln(T))m}{T}, \tag{2.5}$$

où L est le log de la vraisemblance, m est le nombre de paramètres estimés et T est la taille de l'échantillon.

2.1.1.2 La forme réduite

Par construction, la formulation VAR originale du modèle empirique est une forme réduite. Par ailleurs, le modèle VAR peut être réexprimé comme une représentation moyenne mobile infinie. Cette représentation donne les chocs de la forme réduite ϵ_t par rapport aux variables du modèle. Cependant, les différents chocs de la forme réduite sont correlés entre eux et l'interprétation structurelle associée à des chocs sous-jacents n'est pas possible à ce stade. Il faudrait donc retrouver la forme structurelle sous-jacente de la représentation du VAR en imposant des restrictions d'identification.

2.1.2 Passage du VAR au SVAR

La prochaine étape consiste en la construction d'un VAR structurel. Il s'agit alors d'imposer un certain nombre de restrictions quant aux liens structuraux et causaux entre les variables. Par souci de simplicité, nous faisons fi de la constante δ dans l'exposé algébrique du modèle, bien qu'elle soit incluse dans l'application

empirique.

Considérons le système d'équations simultanées dynamique et structurel suivant :

$$AX_t = B(L)X_{t-1} + \mu_t, \tag{2.6}$$

où A est une matrice de dimension $m \times m$ représentant les liens contemporains entre les variables du système, $B(L)$ est la matrice des coefficients associés aux polynômes de retard et μ_t de dimension $m \times 1$ est un vecteur des innovations structurelles non corrélées avec une matrice de variance donnée par $E(\mu_t\mu_t')= \Sigma_\mu$.

Le système structurel ci-dessus implique la forme réduite suivante :

$$X_t = A^{-1}B(L)X_{t-1} + A^{-1}\mu_t, \tag{2.7}$$

qu'on peut réecrire comme étant

$$X_t = \Phi(L)X_{t-1} + \epsilon_t, \tag{2.8}$$

avec $E(\epsilon_t\epsilon_t') = \Sigma_\epsilon$ et $\epsilon_t = A^{-1}\mu_t$.

Il exprime le système de variables en termes des retards d'une variable et des retards des autres variables du système. En estimant le système VAR de l'équation (2.8), on obtient la représentation vectorielle moyenne mobile (VMA) suivante :

$$X_t = [I - \Phi(L)L]^{-1}\epsilon_t = [I - A^{-1}B(L)L]^{-1}\epsilon_t = \Psi(L)\epsilon_t, \tag{2.9}$$

La VMA(∞) correspondant au VAR(p) est donc :

$$X_t = \Psi(L)\epsilon_t = (I + \Psi_1 L + \Psi_2 L^2 + \cdots + \Psi_p L^p)\epsilon_t, \tag{2.10}$$

où $\Psi(L) = (I - \Phi_1 L - \cdots - \Phi_p L^p)^{-1}$.

En considérant les réponses dynamiques d'une variable à des innovations structurelles d'une autre variable donnée, on obtient la représentation VMA suivante :

$$X_t = [A - B(L)L]^{-1}\mu_t = \Psi^0(L)\mu_t. \tag{2.11}$$

Les deux représentations VMA ci-dessus impliquent des dynamiques différentes puisque les erreurs du VAR non contraint ϵ_t sont différentes des pertubations non observées du système structurel, μ_t. Cependant, si la matrice A peut être identifié, on peut dériver les innovations structurelles des résidus du VAR puisque $\epsilon_t = A^{-1}\mu_t$.

Afin de retrouver la forme structurelle du modèle VAR, il est nécessaire d'identifier la matrice A. Pour cela, il existe plusieurs méthodes.

Dans le présent travail, on utilise la méthode avancée par Sims (1980). Elle part de l'hypothèse que Σ_ϵ est une matrice semi-définie positive. L'estimation par moindres carrées ordinaires du VAR non contraint dans l'équation (2.8) nous donne des estimés pour la matrice de variance-covariance des résidus, $\Sigma_\epsilon = E(\epsilon_t\epsilon_t')$.

Puisque les erreurs du VAR sont liées aux innovations structurelles, l'équation suivante devrait être vérifiée :

$$\Sigma_\epsilon = E[(\epsilon_t\epsilon_t')] = E[A^{-1}\mu_t\mu_t'A^{-1\prime}] = A^{-1}\Sigma_\mu A^{-1\prime}. \tag{2.12}$$

Le problème d'identification est le suivant : il y a m^2 éléments inconnus dans A, $\frac{m(m+1)}{2}$ éléments différents dans Σ_μ et $\frac{m(m+1)}{2}$ éléments estimés (différents) pour Σ_ϵ.

Afin d'identifier les paramètres structurels du système, nous imposons au moins m^2 soit 144 restrictions d'identification sur A et Σ_μ. Puisque Σ_μ est une matrice diagonale, on a $\Sigma_\mu = diag(\sigma_{u1}, \sigma_{u2}, \cdots, \sigma_{uM})$. On a imposé $\frac{m(m-1)}{2}$ restrictions

soit 66 restrictions dans le SVAR mais il y a 78 restrictions d'identification manquantes.

De ce fait, A est une matrice triangulaire inférieure. Les éléments au-dessus de la diagonale sont tous égaux à zéro :

$$A = \begin{bmatrix} a_{1,1} & 0 & \cdots & 0 \\ a_{2,1} & a_{2,2} & \cdots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{m,1} & a_{m,2} & \cdots & a_{m,m} \end{bmatrix}.$$

Cette représentation particulière de A suppose que le premier choc structurel a un effet contemporain seulement sur la première variable, le premier et le deuxième chocs structurels ont un effet contemporain sur la deuxième variable et ainsi de suite. L'ordonnancement des variables dans le VAR est donc cruciale et doit être cohérent et raisonnable par rapport à la théorie économique [1].

Dans ce mémoire, nous utilisons deux variantes du vecteur de variables, soit $X1_t$ (pour la spécification générale) et $X2_t$ (pour la spécification restreinte) définis respectivement comme suit [2] :

$$X1_t = [DLOIL_t, DLYUS_t, DLPUS_t, RUS_t, VXO_t, LIUS_t, DLYCAN_t, DLPCAN_t, RCAN_t, ISF_t, LICAN_t, LEXC_t]'$$

$$X2_t = [DLOIL_t, DLYCAN_t, DLPCAN_t, RCAN_t, ISF_t, LICAN_t, LEXC_t]',$$

où $DLOIL_t$ est la variation du log du prix relatif du pétrole défini comme le prix du pétrole brut (converti en dollars canadiens) déflaté de l'indice des prix à la

---

1. On considère des restrictions d'identification qui reposent sur un ordonnancement des effets contemporains des chocs structurels mais il existe d'autres types de restriction.

2. Pour vérifier la sensibilité des résultats, nous considérerons aussi une variante du modèle où les mesures d'incertitude, de même que le taux de change, seront définies également en première différence. Dans ce cas, on utilisera le vecteur $X1_t = [DLOIL_t, DLYUS_t, DLPUS_t, RUS_t, VXO_t, DLIUS_t, DLYCAN_t, DLPCAN_t, RCAN_t, ISF_t, DLICAN_t, DLEXC_t]'$.

consommation canadien, $DLYUS_t$ est la variation du log de l'indice de la production industrielle américaine, $DLYCAN_t$ est la variation du log de l'indice de la production industrielle canadienne, $DLPUS_t$ est la variation du log de l'indice des prix à la consommation américain, $DLPCAN_t$ est la variation du log de l'indice des prix à la consommation canadien, RUS_t est le taux d'intérêt à un jour américain et $RCAN_t$ est le taux d'intérêt à un jour canadien. VXO_t est la mesure de volatilité du marché boursier américain, ISF_t est l'indice de stress financier canadien, $LIUS_t$ est le log de la mesure d'incertitude macroéconomique américaine, $LICAN_t$ est le log de la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne et $LEXC_t$ est le log du taux de change nominal Canada-États-Unis.

Le vecteur $X1_t$ est plus englobant que le vecteur $X2_t$. Dans le vecteur $X2_t$, on fait fi des variables américaines. Cette division nous permettra dans le chapitre suivant de faire une analyse plus détaillée ainsi qu'une analyse comparative des résultats trouvés.

Les variables $DLOIL_t, DLYUS_t, DLPUS_t, RUS_t, DLYCAN_t, DLPCAN_t, RCAN_t$ sont incluses dans le modèle parce que des résultats antérieurs montraient la significativité statistique des ces variables dans la détermination des taux de change Canada-États-Unis. Par exemple, Amano et van Norden (1995), Lafrance *et al.* (2004), ont trouvé un effet important du prix réel des matières premières dans la détermination des taux de change réel et nominal entre le Canada et les États-Unis.

De même, Molodtsova et Papell (2009) constatent, avec l'estimation de leur modèle économétrique linéaire, une forte prévisibilité des taux de change en fonction des fondamentaux de la règle de Taylor. Lorsqu'on se réfère à la règle de Taylor, les taux d'intérêt sont déterminés en fonction de l'écart anticipé entre le taux d'inflation et une cible d'inflation et de l'écart anticipé entre l'output et une cible

d'output. C'est la raison pour laquelle le taux d'intérêt est placé après l'indice de la production industrielle et l'indice des prix à la consommation. Enfin, les autres variables sont les mesures de risque et d'incertitude, et finalement le taux de change.

L'ordre des variables dans nos vecteurs $X1_t$ et $X2_t$ est imposé en s'inspirant de la littérature sur les taux d'intérêts et les taux de change. De plus, partant de l'hypothèse selon laquelle un choc qui affecte les variables américaines affecte nécessairement les variables canadiennes, nous avons placé les variables américaines avant les variables canadiennes dans notre SVAR. Plus spécifiquement, on suppose qu'un choc structurel sur $DLOIL_t$, qui est déterminé mondialement, affecte toutes les variables dès le mois courant, mais les chocs structurels associés aux autres variables n'ont aucun effet contemporain sur $DLOIL_t$. De même, un choc structurel sur $DLYUS_t$ affecte les autres variables dès le mois courant, mais n'a pas d'effet contemporain sur $DLOIL_t$, et ainsi de suite.

2.1.3 Les fonctions de réponse dynamiques

Dans une analyse VAR, les interactions dynamiques entre les variables sont généralement documentées par des sentiers de réponse dynamiques ou par des décompositions de la variance des erreurs de prévision. Les modèles SVAR ont été développés pour intégrer l'identification des restrictions pour les innovations à tracer dans une analyse des sentiers de réponse de chaque variable du modèle aux différents chocs identifiés. Les fonctions de réponse mesurent l'impact de chaque choc structurel sur chaque variable.

Partant de l'équation (2.10), la représentation moyenne mobile infinie VMA(∞)

du VAR(p) devient :

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi(L) A^{-1} \mu_t. \tag{2.13}$$

puisque $\epsilon_t = A^{-1}\mu_t$.

Si $\Psi(L)A^{-1} = \Psi^*(L)$,

$$X_t = \sum_{i=0}^{\infty} \Psi_i^*(L^i)\mu_t, \tag{2.14}$$

$$X_t = \Psi_0^*\mu_t + \Psi_1^*\mu_{t-1} + \Psi_2^*\mu_{t-2} + \cdots . \tag{2.15}$$

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

$$\frac{\partial X_{j,t+h}}{\partial \mu_{i,t}} = \Psi_h^*(j,i). \tag{2.16}$$

2.1.4 La décomposition de la variance

Un autre outil d'analyse est la décomposition de la variance qui permet de quantifier la contribution de chaque choc structurel à la variance de l'erreur de prévision de chaque variable sur un horizon temporel donné.

À partir de la représentation VMA, on peut calculer la prévision de X_{t+1} conditionnelle à l'ensemble d'informations au temps t. Cette prévision est donnée par :

$$E_t X_{t+h} = \sum_{i=h}^{\infty} \Psi_i^* \mu_{t+h-i}. \tag{2.17}$$

L'erreur de prévision correspondante est donc :

$$X_{t+h} - E_t X_{t+h} = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i^* \mu_{t+h-i}. \tag{2.18}$$

La matrice de variance-covariance de l'erreur de prévision h période à l'avance est donnée par :

$$E(X_{t+h} - E_t X_{t+h})(X_{t+h} - E_t X_{t+h})' = \sum_{i=0}^{h-1} \Psi_i^* \Psi_i^{*\prime}. \tag{2.19}$$

En supposant que $\psi_{mj,i}^*$ est le (m, j) ième élément de la matrice Ψ_i^*, la variance de prévision h période à l'avance de la m ième variable est donné par :

$$E(x_{mt} - E_t x_{mt+h})^2 = \sum_{i=0}^{h-1} \sum_{k=1}^{N} \psi_{mk,i}^{*2}. \tag{2.20}$$

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision de la m ième variable associée au j ième choc s'écrit comme :

$$DV(m, j, h) = \frac{\sum_{i=0}^{h-1} \psi_{mj,i}^{*2}}{\sum_{i=0}^{h-1} \sum_{k=1}^{N} \psi_{mk,i}^{*2}}. \tag{2.21}$$

2.1.5 La méthode de projections locales

Tout comme les fonctions de réponse dynamiques, la méthode de projections locales est un outil d'analyse des résultats que nous utilisons pour étayer notre analyse. Dans la présente sous-section, nous définissons d'abord la notion de pro-

jections locales et par la suite nous présentons le sentier de projections locales.

Une fonction de réponse dynamique mesure la réaction du système à un choc d'intérêt. Une première méthodologie d'estimation des fonctions de réponse dynamiques communément utilisée repose sur le calcul de la représentation moyenne mobile d'un VAR structurel, comme nous l'avons présenté. Jordà (2005) a proposé une méthode alternative de calcul des fonctions de réponse qui utilise des projections locales à chaque horizon de prévision. D'après cette méthode, une fonction de réponse entre t et $t+h$ à un choc structurel donné en t revient au calcul de la suite des coefficients de régressions obtenus en estimant par MCO une suite de projections des variables endogènes avancées sur le choc structurel, et possiblement d'autres variables de contrôle, pour différents horizons prévisionnels $h = 0$ à H. (Voir Ramey (2016)).

$$X_{i,t+h} =_{pl} \psi^*_{i,j,h}\hat{\mu}_{jt} + \omega_{i,t} + \xi_{t+h}, \tag{2.22}$$

où ${}_{pl}\psi^*_{i,j,h}$ est l'estimé de la réponse de la variable X_i à l'horizon h à un choc $\hat{\mu}_{jt}$. $\hat{\mu}_{jt}$ a été préalablement estimé par la méthode SVAR standard et l'indice j fait référence au numéro du choc qui est étroitement lié à l'ordonnancement des variables dans le SVAR. $\omega_{i,t}$ représente les variables de contrôle et n'inclue pas les autres variables du vecteur X_t puisque $\hat{\mu}_{jt}$ est exogène à ces variables et ξ_{t+h} est le terme d'erreur.

Typiquement, dans le cas où la spécification retenue pour le modèle VAR correspondrait au processus sous-jacent de génération des données observées, c'est-à-dire que le modèle est correctement spécifié, alors l'estimation des fonctions de réponses par inversion du VAR estimé est plus efficient. Par contre, bien que moins

efficiente, l'approche des projections locales est plus robuste à des erreurs de spécification. En effet, le sentier de réponse dynamique étant fonction de prévisions à des horizons futurs, le calcul des fonctions de réponse par itération prospective VAR font en sorte que l'impact des erreurs de spécifications est aggravé par l'horizon prévisionnel, ce qui biaise réponses dynamiques dérivées.

Comme l'a expliqué Ramey (2016), la méthode de Jordà (2005) est semblable à la prévision directe tandis que la méthode SVAR standard s'apparente plutôt à la prévision itérée. Dans un contexte de prévision, on peut prévoir les valeurs futures d'une variable en utilisant soit une régression à un horizon de temps spécifique (prévision directe), soit un modèle estimé en itérant une période à l'avance (prévision itérée).

Dans notre spécification, les variables de contrôle incluent une constante. On estime une régression pour chaque horizon prévisionnel jusqu'à un maximum de 10 mois. Par exemple, en considérant l'élément qui nous intéresse dans le vecteur X_t constitué de douze variables, on peut se concentrer sur l'impact du stress financier canadien sur le taux de change nominal CAD/USD. Par la méthode de projections locales, on régresse, pour chaque horizon de 0 à 10 mois, le taux de change nominal sur une constante et sur le choc structurel de l'indice de stress financier canadien dérivé du VAR. On obtient pour chaque régression l'estimé à l'horizon correspondant de la réponse du taux de change. Les différents points estimés du sentier de projections locales sont ainsi obtenus. Jordà (2009) a proposé trois différentes manières de calcul des intervalles de confiance pour les sentiers de projections locales. Il distingue ainsi les intervalles de confiance marginaux, les intervalles de confiance conditionnels et les intervalles de confiance de Scheffe. Les deux dernièrs sont des alternatives suggérés lorsqu'il existe une corrélation significative entre les réponses. Pour les fins de ce mémoire, nous utilisons les intervalles

de confiance marginaux.

2.2 Données

Le but de cette section est de fournir une description des données et un aperçu de l'évolution des variables utilisées. Nous présentons aussi les résultats de tests de stationnarité.

2.2.1 Description et analyse des données

Les données utilisées sont des observations mensuelles sur la période échantillonnale de 1980M6 à 2011M12. Nous avons limité notre période échantillonnale à 2011M12 étant donné la disponibilité de la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne. Les principales bases de données utilisées sont : la base de la Réserve fédérale de St-Louis (FRED) et la base de Statistique Canada (CANSIM). Nous avons appliqué le logarithme sur toutes les variables à l'exception des taux d'intérêts et des mesures de risques financiers qui comportent déjà des valeurs négatives. De 1980 à 1986, le dollar canadien s'est déprécié vis-à-vis du dollar américain. À partir de 1986, on remarque une appréciation du dollar canadien qui a duré six ans. Durant la période où le dollar canadien s'est apprécié, on a assisté au Krach boursier de 1987. Par la suite, le taux de change a entrepris une tendance à la hausse jusqu'au début des années 1990 et une tendance à la baisse jusqu'au début des années 2000. Le faible pic du taux de change CAD/USD assisté à la fin des années 2000 est le résultat de la crise financière qui a débuté en 2008.

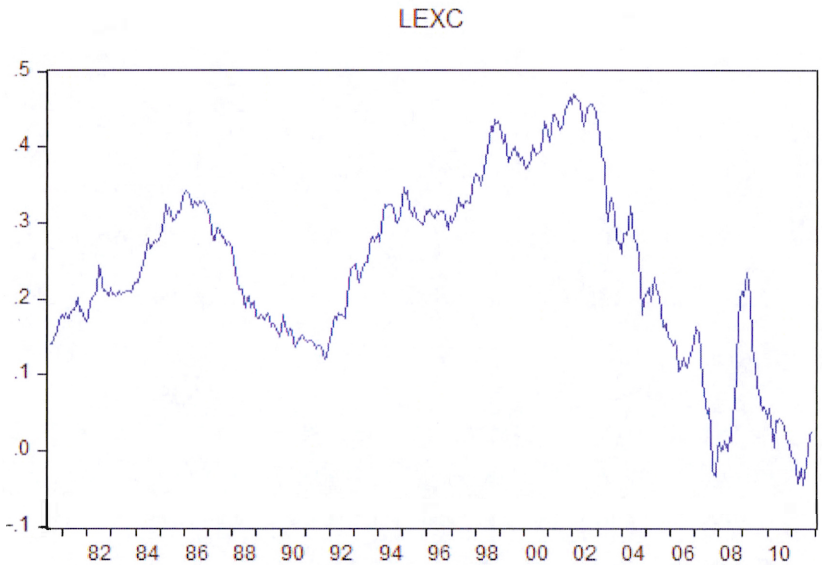


Figure 2.1: Évolution du taux de change nominal Canada-États-Unis

La mesure d'incertitude que nous utilisons dans ce travail est celle construite par Jurado *et al.* (2015) avec des horizons de prévision d'incertitude de 1, 3 et 12 mois. Jurado *et al.* (2015) avaient noté que l'incertitude macroéconomique est contracyclique puisque la corrélation entre l'incertitude macroéconomique et la production industrielle est négative pour les 3 horizons de prévision.

Fortin-Gagnon (2016) s'est inspiré de la mesure d'incertitude macroéconomique américaine pour construire la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne que nous utilisons.

Les deux mesures d'incertitude montrent des pics autour de la récession de 1981-1982 et de la grande récession de 2007-2009.

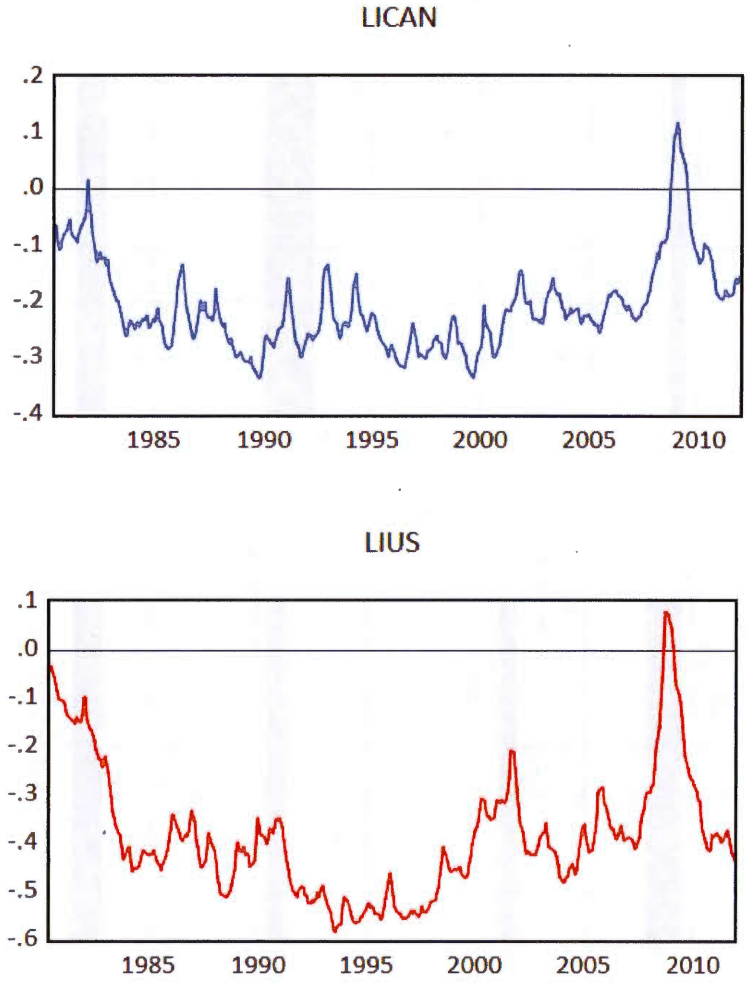


Figure 2.2: Illustration des mesures d'incertitude macroéconomique au Canada et aux États-Unis
Les bandes grises représentent les périodes de récession dans chaque pays

Il existe pour le Canada et les États-Unis des indices de stress financier qui prennent en compte la volatilité du marché boursier ainsi que d'autres informations relatives à l'économie et à son évolution durant les périodes de chocs

financiers. Cependant, à ce stade, les données facilement disponibles sur l'indice de stress financier américain commencent en 1993. Pour cette raison, notre mesure de risque financier pour les États-Unis découle essentiellement de la volatilité du marché boursier américain.

À la suite de Bloom (2009), nous utilisons les données mensuelles sur la volatilité du marché boursier américain. Plus précisément, pour la construction de son indice de volatilité, Bloom (2009) a raccordé deux séries. La première étant l'indice du VXO du CBOE disponible uniquement pour la période postérieure à 1986. Pour avoir des données antérieures à 1986 et couvrant sa période d'échantilonnage 1965-2008, il a construit une seconde série en calculant l'écart-type mensuel de l'indice S&P 500 journalier normalisé à la même moyenne et à la même variance que l'indice VXO du CBOE. En combinant les deux séries, il a obtenu une série unique qu'il a utilisé dans son estimation VAR. C'est pourquoi nous avons mis à jour la mesure de risques financiers pour les États-Unis en procédant comme Bloom (2009) afin d'obtenir une série couvrant la période 1980M6 - 2011M12.

Pour le Canada, nous utilisons l'indice de stress financier canadien construit par Lachaine (2017). Cet indice est inclus dans le modèle afin de capter les conditions financières générales de l'économie canadienne. Cet indice est construit à partir de sept variables financières sur une base mensuelle regroupées en trois catégories représentant les marchés financiers. La première catégorie est le secteur bancaire, la deuxième catégorie a trait au marché des valeurs mobilières et la troisième catégorie est liée aux conditions du marché des échanges internationaux. Chaque composante de l'indice est standardisée, de sorte que chacune des séries est soustraite de sa moyenne et de son écart-type échantillonnal. Une fois chaque série centrée et réduite, la somme de chacune des sept variables constitue l'indice de stress financier. L'équipondération est utilisée ici afin d'avoir un indice à moyenne

nulle, lequel est ramené sur une base 1 en divisant par la valeur la plus élevée. Une valeur de 0 de l'indice représente une période de stress moyen et des valeurs supérieures à 0 représentent une période dite de stress.

Étant donné que les deux mesures de risques financiers ne sont pas parfaitement comparables, et n'ont pas les mêmes bases de calcul, nous avons centré et réduit les données. Les deux mesures semblent suivre une même tendance évolutive à l'exception des années 1987 et 2008. Le résultat obtenu est présenté dans le graphique ci-dessous.

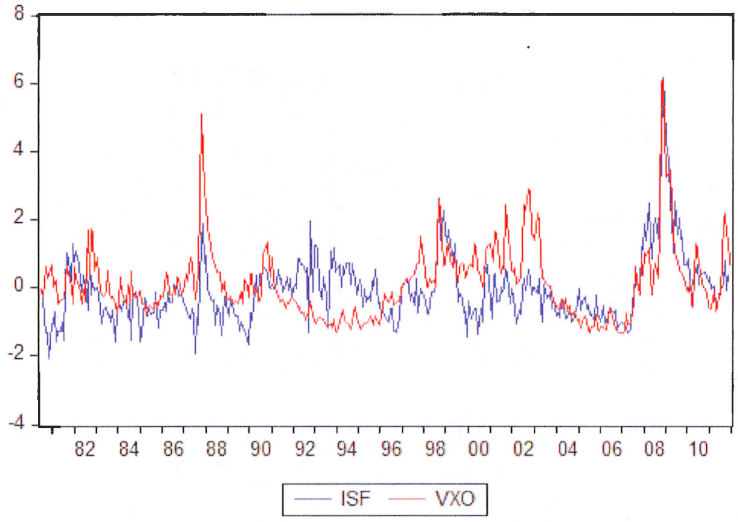


Figure 2.3: Illustration des mesures de risques financiers au Canada et aux États-Unis

Le taux d'intérêt à un jour est déterminé en partie par le marché, mais il est influencé significativement par la Réserve fédérale américaine ou la Banque du Canada à travers le marché des opérations libres pour atteindre une valeur ciblée où se maintenir dans une fourchette cible. Au début des années 1980, les taux

d'intérêt américain et canadien étaient très élevés. Ils ont diminué par la suite et à partir de 1987, les taux d'intérêt ont augmenté violemment. Sur la même période échantillonnale, le différentiel de taux d'intérêts est maintenu entre 0 et 5 %, à quelques exceptions près. Il y a trois pics, le premier étant aux alentours de 1993, le second au début des années 2000 et le troisième de 2005 à 2008. Comparativement au taux de change nominal Canada-États-Unis, nous pouvons observer une diminution soudaine du différentiel des taux d'intérêt autour des années 2005-2009 précédant et suivant la crise financière de 2008.

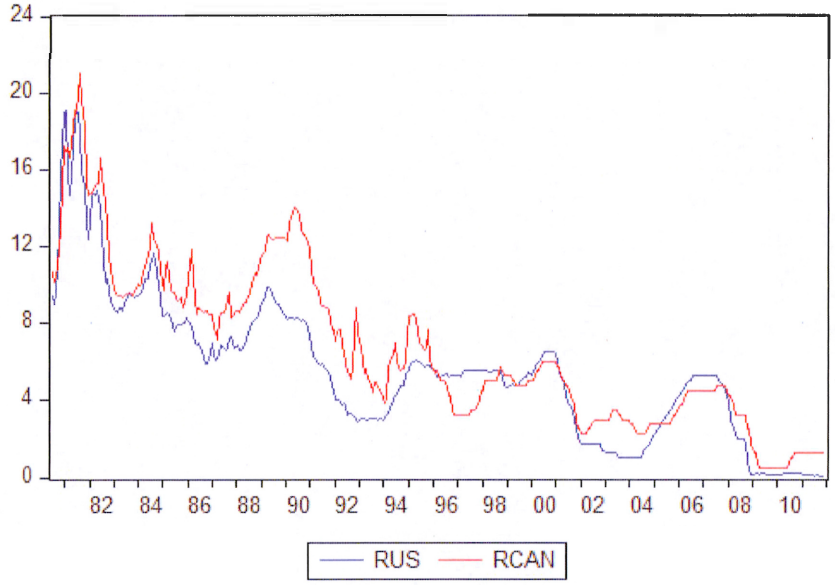


Figure 2.4: Évolution des taux d'intérêts à un jour au Canada et aux États-Unis

L'indice de la production industrielle est un indicateur économique qui mesure la production réelle privée aux États-Unis pour toutes les installations dans la fabrication, l'exploitation minière et électrique, et le gaz. Depuis 1997, l'indice de la production industrielle est déterminé à partir de 312 séries individuelles

basées sur les codes du Système de classification des industries en Amérique du Nord (SCIAN). L'indice est calculé sur une base mensuelle pour représenter les changements à court terme de la production industrielle. Il mesure les mouvements de la production et met en évidence les évolutions conjoncturelles et tendancielles de l'économie. On constate que cet indice a connu plusieurs épisodes de croissance et de baisse entre 1980 et 2011. Le même constat est fait pour le Canada.

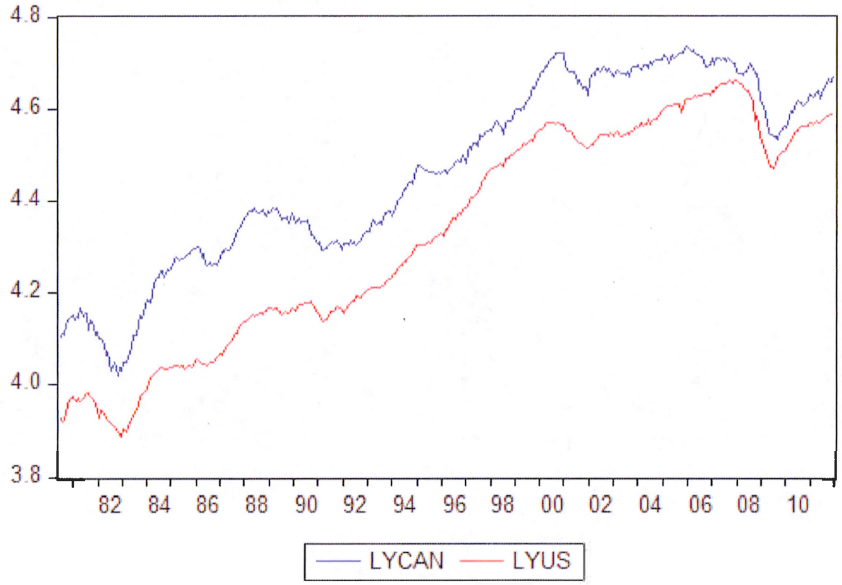


Figure 2.5: Évolution des indices de production industrielle au Canada et aux États-Unis

L'évolution du niveau général des prix des deux pays présente des similitudes. Les indices des prix canadien et américain ont une même tendance évolutive entre juin 1980 et décembre 2011.

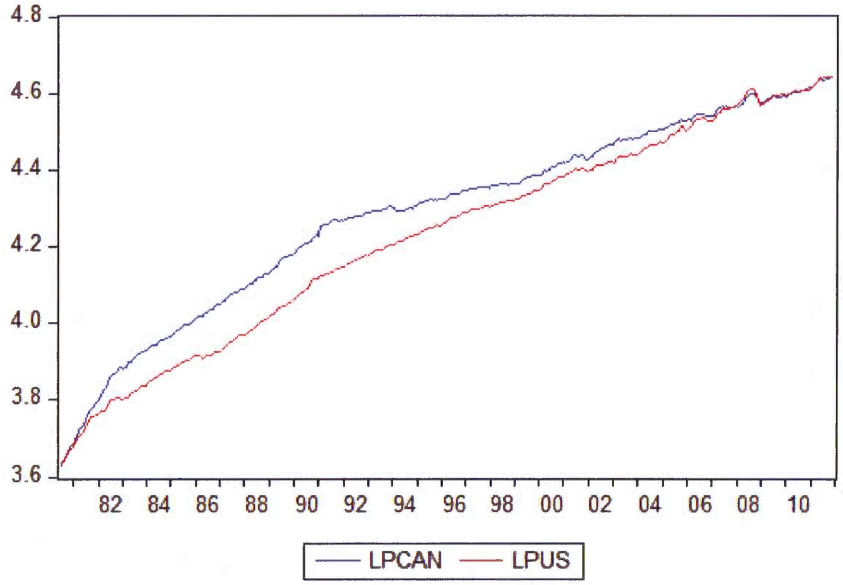


Figure 2.6: Évolution des indices de prix à la consommation au Canada et aux États-Unis

Le prix du pétrole brut (West Texas Intermediate) est exprimé en dollars US par baril. Il a été tiré de l'IMF (International Monetary Fund). Nous avons calculé le prix réel du pétrole en nous inspirant de Amano et van Norden (1995). Pour ce faire, nous avons d'abord converti le prix du pétrole brut en dollars canadiens, puis nous avons divisé le résultat obtenu par l'indice des prix à la consommation canadien.

2.2.2 Résultats des tests de non-stationnarité

Avant de procéder à l'estimation de nos modèles empiriques, il est utile de caractériser certaines propriétés des séries chronologiques, plus particulièrement en regard de leur stationnarité ou non, et même de la nature de la non-stationnarité

s'il y'a lieu. Le tableau 2.1 présente les résultats des tests de Dickey-Fuller avec l'utilisation des moindres carrées généralisées (DF-GLS) pour estimer distinctement, les composantes déterministes tel que proposé par Elliot *et al.* (1996). Le critère de sélection du nombre de retard maximal est le critère modifié d'Akaike recommandé par Ng et Perron (2001). La représentation telle que présentée dans le tableau spécifie l'équation empirique utilisée pour construire le test statistique. L'équation empirique 1 incorpore une constante différente de zéro et l'équation empirique 2 incorpore à la fois une constante différente de zéro et une tendance déterministe.

$$equation1 : \Delta Y_t = \mu + \alpha Y_{t-1} + \epsilon_t \tag{2.23}$$

$$equation2 : \Delta Y_t = \mu + \beta t + \alpha Y_{t-1} + \epsilon_t \tag{2.24}$$

Dans le but de choisir l'équation empirique adaptée à chacune des séries, il a fallu tester la significativité statistique de la tendance déterministe. Si le coefficient de la tendance déterministe est statistiquement significatif, on utilise l'équation empirique 2 pour effectuer le test de non-stationnarité.

Les résultats des tests de non-stationnarité suggèrent que le log du taux de change nominal, le log des indices des prix à la consommation, le log des indices de la production industrielle, les mesures d'incertitude macroéconomique et le prix réel du pétrole ne sont pas stationnaires dans le test de DF-GLS avec une constante différente de zéro. Les taux d'intérêts à un jour canadien et américain sont stationnaires dans le test de DF-GLS avec une constante et une tendance déterministe. Les mesures de risque financier sont stationnaires dans le test de DF-GLS avec une constante.

Tableau 2.1: Résultats des tests de non-stationnarité

Variables	Représentation	Retards	Statistique t de DF-GLS [a]	Stationnarité
LEXC	1	1	-1,12	Non
LPCAN	1	16	1,87	Non
LPUS	1	14	2,36	Non
LICAN	1	7	-1,12	Non
LIUS	1	4	-0,57	Non
LYCAN	1	3	0.58	Non
LYUS	1	4	0.86	Non
RCAN	2	4	$-3,00^{**}$	Oui
RUS	2	14	$-4,28^{*}$	Oui
VXO	1	4	$-4,06^{*}$	Oui
ISF	1	1	$-4,43^{*}$	Oui
LOIL	1	6	-0,80	Non

a. Légende
* : significatif à 1 %
** : significatif à 5 %
*** : significatif à 10 %

CHAPITRE III

RÉSULTATS

Ce chapitre présente et analyse les résultats obtenus à la suite de l'estimation du modèle VAR. Aux fins de l'estimation, nous avons déterminé le nombre de retards à inclure à l'aide du critère d'information Hannan-Quinn. Le nombre de retards suggéré est de 2. Nous procédons ainsi à l'analyse des réactions du taux de change nominal CAD/USD à l'incertitude macroéconomique et au risque financier. Dans le cadre de l'estimation de la forme structurelle du VAR, l'ensemble des restrictions utilisées pour le calcul des fonctions de réponse se rapporte à l'ordonnancement des variables suivant la méthode de décomposition de Choleski. Nous rappellerons l'ordonnancement choisi ci-dessous. Les sentiers de réponse dynamiques et de projection locale sont rapportés avec leurs intervalles de confiance de 90%. Les variables utilisées et leurs acronymes respectifs sont rapportés dans le tableau A.2 présenté en annexe.

Par ailleurs, comme nous l'avions mentionné dans la revue de littérature, Jurado *et al.* (2015) ont construit la mesure d'incertitude macroéconomique pour des horizons de prévision d'incertitude de 1, 3 et 12 mois. Dans ce chapitre, la mesure d'incertitude macroéconomique que nous utilisons fait référence à l'horizon de prévision d'un mois.

L'analyse des résultats se divise en deux sections principales, la première porte sur

l'analyse du modèle global incluant les variables américaines et canadiennes et la seconde porte sur un modèle restreint qui fait fi des variables américaines. Cette division est faite pour permettre une analyse plus détaillée des résultats trouvés et vérifier la robustesse des résultats. Ainsi, on peut comparer les résultats découlant des différents modèles.

3.1 Analyse du modèle global

Nous analysons les résultats obtenus avec le modèle global c'est-à-dire avec toutes les variables telles que préalablement définies dans la méthodologie. Nous avons considéré le prix du pétrole, les indices de prix à la consommation et les indices de production industrielle en première différence. L'ordre retenu pour l'estimation et le calcul des fonctions de réponse est le suivant : DLOIL, DLYUS, DLPUS, RUS, VXO, LIUS, DLYCAN, DLPCAN, RCAN, ISF, LICAN, LEXC. Ainsi, on suppose qu'un choc structurel sur le taux de change n'a pas d'impact contemporain (dans le même mois) sur DLOIL, DLYUS, DLPUS, RUS, VXO, LIUS, DLYCAN, DLPCAN, RCAN, ISF, LICAN. *A contrario*, un choc structurel sur toutes les autres variables impacte de façon contemporaine le taux de change.

À l'examen des résultats obtenus, il est intéressant de constater un effet à la Taylor (1993) associé à la conduite de la politique monétaire au Canada et aux États-Unis. En effet, les résultats suggèrent qu'un choc positif sur la croissance de l'indice de production industrielle américaine (canadienne) engendre une augmentation assez significative du taux d'intérêt américain (canadien). De même, un choc sur l'inflation aux États-Unis (Canada) entraîne une augmentation du taux d'intérêt américain (canadien).

Nous présentons en trois sous-sections les résultats obtenus à l'aide des trois outils d'analyse que nous avons retenus à savoir les sentiers de réponse dynamiques, les

sentiers de projection locale et la décomposition de la variance.

3.1.1 Analyse des sentiers de réponse dynamiques

Nous présentons dans cette sous-section les sentiers de réponse dynamiques obtenus de l'estimation du SVAR. Étant donné que le travail consiste à vérifier l'impact des chocs de risque et d'incertitude sur le taux de change nominal CAD/USD, nous ne retenons que les réponses du taux de change aux dits chocs pour l'analyse. Ainsi, deux sous-sous-sections traitent respectivement des mesures canadienne et américaine de risque financier et d'incertitude macroéconomique.

3.1.1.1 Les mesures de risque financier

La figure 3.1 présente les réponses du taux de change nominal aux chocs de risque financier. Le VXO est la mesure de risque financier américain et l'ISF est la mesure de risque canadien. Suite à un choc d'un écart-type sur le VXO, soit une augmentation du VXO de 0,52, entendu comme une période de crise financière, le taux de change CAD/USD augmente durant les dix premiers mois. Ainsi, on assiste alors à une dépréciation du dollar canadien. À l'impact, on relève une augmentation de 0,3% et l'effet sur le taux de change atteint son niveau maximal [1], soit 0,6% à la troisième période. Par la suite, le taux de change tend à retourner à son niveau sans choc.

Suite à un choc d'un écart-type sur l'ISF, soit une augmentation de l'ISF de 0,47, entendu comme une période de stress financier, le taux de change canadien se déprécie durant les dix premiers mois. En effet, à l'impact, la réponse est presque nulle, puis on note une augmentation d'environ 0,3% à la deuxième période. On constate une légère baisse au troisième mois et par la suite, l'augmentation se fait

1. À chaque fois qu'on utilisera cette expression dans ce chapitre, nous faisons référence à l'impact maximal sur l'horizon de prévision considéré.

progressivement. Tout comme avec le VXO, le niveau maximal du taux de change est une augmentation de 0,6%. Cependant, on note dans ce cas une augmentation continuelle du taux durant les six derniers mois. Une augmentation du stress financier canadien tendrait donc à déprécier le dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

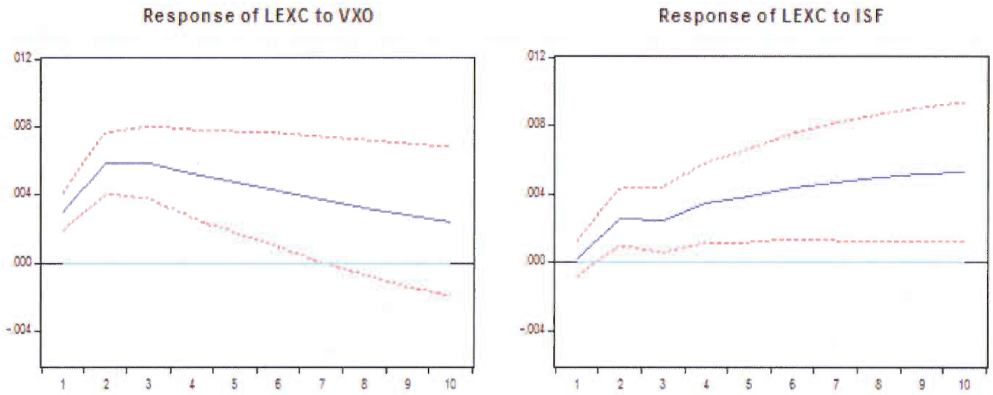


Figure 3.1: sentiers de réponse dynamiques du taux de change aux chocs de risque financier (modèle global)

De manière générale, l'intégration des marchés entre les deux pays, tant relatif aux biens et services que financier, fait en sorte qu'un certain nombre de leurs variables économiques ne sont pas indépendantes les unes des autres. La construction de l'ISF a necessité la prise en compte de sept variables financières regroupées en 3 catégories associées au secteur bancaire, au marché des valeurs mobilières et au marché des échanges internationaux (représentée par la volatilité du taux de change réel effectif canadien). Ces différentes catégories sont étroitement liées au marché financier américain. De même, le VXO reflète bien la volatilité du marché boursier américain en retraçant les évènements survenus aux États-Unis (le lundi noir, le 11 septembre, la crise des subprimes) qui ont eu un impact sur le Canada. Comme nous l'avions déjà mentionné dans la description des données, le VXO et

l'ISF suivent une même tendance évolutive même si elles ne sont pas construites de la même manière.

Par ailleurs, les marchés financiers sont constitués des marchés monétaires, obligataires et boursiers ainsi que des marchés des produits dérivés et des marchés de change. Ils forment l'un des trois éléments du système financier canadien et constituent le principal canal par lequel les variations du taux directeur de la banque sont transmises aux taux d'intérêt et aux taux de change. D'après les résultats obtenus, le hausse du risque ou stress financier aux États-Unis ou au Canada tend à précéder une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

De façon générale, les réponses du taux de change aux chocs de risque financier sont statistiquement significatives. Puisqu'une augmentation du taux de change CAD/USD correspond à une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain, le risque financier peut s'inscrire dans la liste des éléments qui font fluctuer le taux de change nominal CAD/USD de manière assez persistante.

3.1.1.2 Les mesures d'incertitude macroéconomique

La figure 3.2 présente les réponses du taux de change nominal aux chocs d'incertitude macroéconomique. LIUS représente la mesure d'incertitude macroéconomique américaine et LICAN représente la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne. Un choc positif d'un écart-type sur LIUS, soit une augmentation de l'incertitude macroéconomique américaine de 1,21% engendre une hausse d'environ 0,4% du taux de change CAD/USD au cours des cinquième, sixième et septième périodes suivant le choc. L'augmentation est statistiquement significative bien qu'on relève une légère baisse le dixième mois. On constate tout de même qu'il n'y a pas d'effet à l'impact. Ce qui signifie qu'une augmentation de l'incertitude n'affecte pas contemporainement le taux de change, il y'aurait un délai

de transmission de l'incertitude américaine sur le taux de change CAD/USD. Ce résultat pourrait se comprendre puisqu'il s'agit de l'incertitude macroéconomique observée aux États-Unis et non de l'incertitude macroéconomique observée dans l'économie canadienne. Par ailleurs, la littérature souligne que le taux de change nominal peut être prédit à l'aide des fondamentaux de la règle de Taylor (Molodtsova et Papell (2008)). Ainsi, lorsque l'incertitude augmente aux États-Unis, il pourrait avoir un effet plus ou moins direct de cette augmentation sur les taux d'intérêt, l'indice des prix à la consommation et l'indice de production industrielle. L'effet sur le taux de change pourrait donc se transmettre par ce canal, ce qui pourrait expliquer le délai.

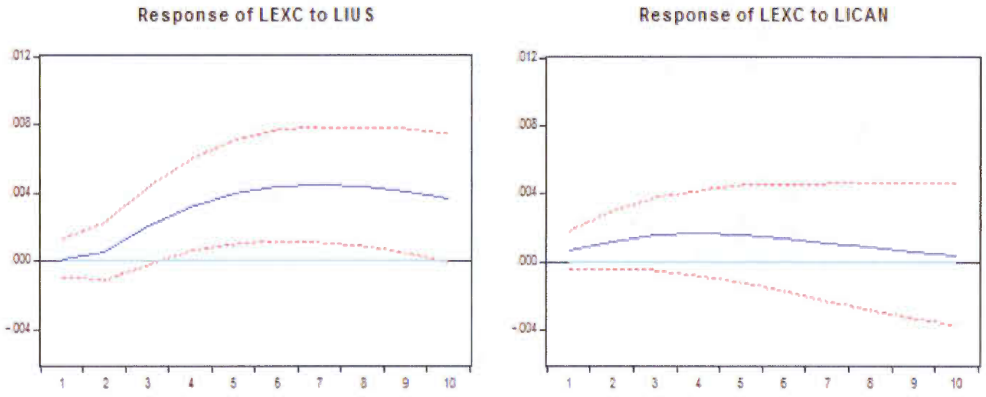


Figure 3.2: sentiers de réponse dynamiques du taux de change aux chocs d'incertitude macroéconomique (modèle global)

Par ailleurs, un choc d'un écart-type sur LICAN, soit une augmentation de l'incertitude macroéconomique canadienne de 1,21%, affecte contemporainement le taux de change CAD/USD. En effet, on relève une dépréciation du dollar canadien d'environ 0,1% dès le premier mois. Sur tout l'horizon de prévision, le taux de change se déprécie même si l'effet n'est pas statistiquement significatif. La réponse maximale observée sur l'horizon de prévision se trouve à la quatrième période, soit une augmentation d'environ 0,2% du taux de change. Ce qui est relativement bas

lorsque l'on la compare à la réponse maximale issue d'un choc d'incertitude américaine. Après avoir atteint cette hausse, le taux de change baisse progressivement et atteint presque son niveau initial au dixième mois. Lorsque l'incertitude macroéconomique augmente au Canada, la première réaction est une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. Par la suite, les agents ayant intégrer l'incertitude (la volatilité de l'erreur de prévision) dans leurs prévisions, pourraient agir plus ou moins prudemment sur le marché de change.

Finalement, d'après les sentiers de réponse dynamiques, l'incertitude américaine semble influencer le taux de change nominal CAD/USD. Pour ce qui est de l'incertitude canadienne, on ne peut pas conclure de façon significative qu'il y'ait un impact sur le taux de change CAD/USD.

3.1.2 Analyse des sentiers de projections locales

Nous présentons dans cette sous-section les sentiers de projections locales. Nous présentons d'abord une analyse des mesures de risque financier et par la suite une analyse des mesures d'incertitude macroéconomique.

3.1.2.1 Les mesures de risque financier

La figure 3.3 présente les sentiers de projections locales du taux de change aux chocs de risque financier. À première vue, on remarque une dépréciation du taux de change CAD/USD durant les dix premiers mois suivant un choc de risque au Canada ou aux États-Unis. Lorsque l'on examine de plus près les sentiers de projections locales, on constate qu'un choc d'un écart-type sur le VXO fait augmenter le taux de change nominal d'environ 0,6% le premier mois suivant le choc. En effet, le dollar canadien se déprécie par rapport au dollar américain le mois suivant le choc. Par la suite, la dépréciation est moindre et devient même insignicative à partir du cinquième mois puisque les bornes des écarts-types sont

éloignées, de part et d'autre de zéro.

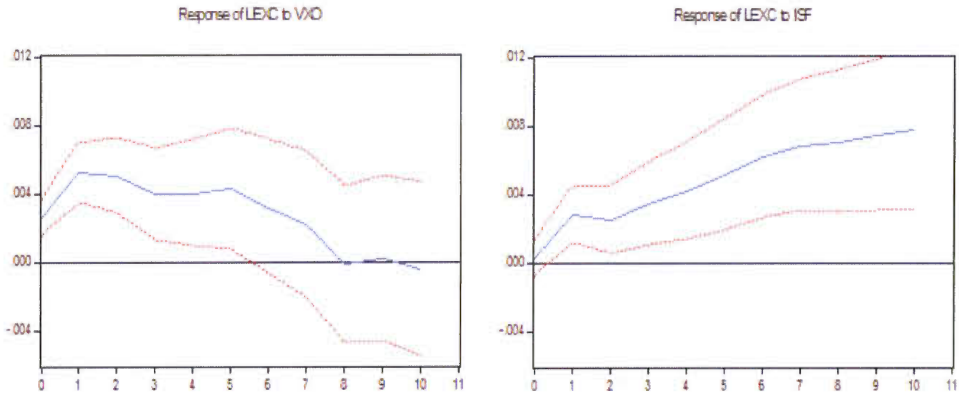


Figure 3.3: Sentiers de projection locale du taux de change aux chocs de risque financier (modèle global)

En outre, un choc d'un écart-type sur l'ISF engendre une dépréciation du taux de change au cours des dix premiers mois suivant le choc. Cependant, la réponse à l'impact est nulle. À partir de la deuxième période, on relève une dépréciation du dollar canadien d'environ 0,3%. Le dollar canadien continue de se déprécier graduellement les mois suivants. La réponse maximale est enregistrée à la dixième période, soit une augmentation d'environ 0,8% du taux de change nominal CAD/USD qui correspond à une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain.

3.1.2.2 Les mesures d'incertitude macroéconomique

La figure 3.4 présente les sentiers de projections locales du taux de change suite aux chocs d'un écart-type sur l'incertitude macroéconomique américaine et l'incertitude macroéconomique canadienne. Suite à un choc d'un écart-type sur LIUS, le dollar canadien se déprécie d'environ 0,7% au cours des cinquième, sixième et septième période suivant le choc. Ce qui est très élevé par rapport au résultat

trouvé précédemment en examinant les fonctions de réponse, soit une dépréciation de 0,4%. Similairement au résultat de la figure 3.2, l'incertitude américaine n'a pas d'effet contemporain sur le taux de change, ce qui vient renforcer l'hypothèse selon laquelle il y'aurait un délai de transmission des effets d'une hausse de l'incertitude macroéconomique américaine sur le taux de change CAD/USD.

Un choc d'un écart-type sur l'incertitude macroéconomique canadienne fait fluctuer le taux de change d'environ 0,1% à l'impact, ce qui concorde avec le résultat trouvé dans la figure 3.2. Suite à ce choc, le dollar canadien se déprécie vis-à-vis du dollar américain. La réponse maximale correspond à une dépréciation du dollar canadien de 0,2%. Le fait marquant est qu'à la dixième période le taux de change augmente légèrement. Il ne baisse pas comme sur le graphique du sentier de réponse dynamique. Néanmoins, la réponse n'est pas statistiquement significative.

On peut conclure qu'une augmentation de l'incertitude macroéconomique tend à précéder une dépréciation du taux de change nominal CAD/USD.

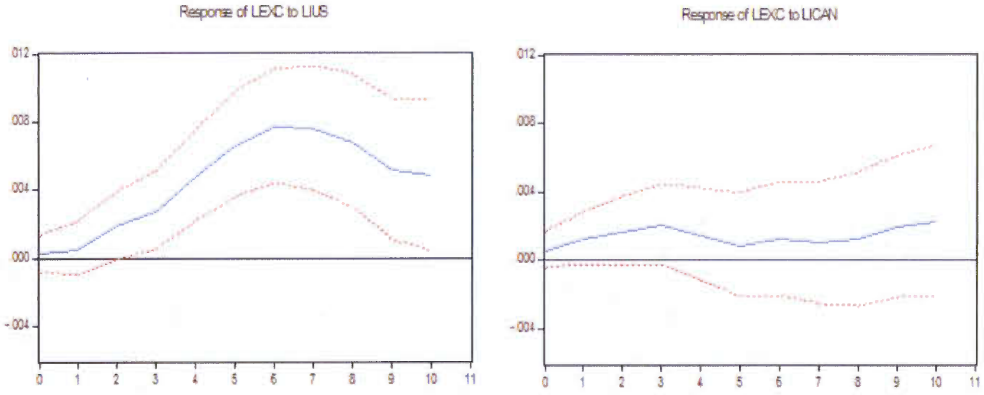


Figure 3.4: Sentiers de projection locale du taux de change aux chocs d'incertitude macroéconomique (modèle global)

Les figures B.1 et B.2 de l'annexe B présentent à la fois les sentiers de réponse dynamiques et les sentiers de projections locales. Les différents graphiques per-

mettent de comparer le sentier de projections locales (en bleu) au sentier de réponse dynamique (en vert). La figure B.1 présente les réponses du taux de change nominal aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique. La figure B.2 présente les réponses du taux de change nominal CAD/USD aux chocs des autres variables du modèle. De manière générale, le sentier de projections locales et le sentier de réponse dynamique présente des similitudes et des différences. Par exemple, la réponse à l'impact est la même dans les deux cas. Cependant, la sentier de projections locales présente une réponse maximale plus élevée. De même, la courbure du sentier de réponse dynamique est assez lisse et présente moins de variations comparativement à la courbure du sentier de projections locales. Ce résultat n'est pas surprenant puisque la projection locale est moins sensible aux mauvaises spécifications, mais elle est moins précisément estimée.

3.1.3 Analyse de la décomposition de la variance

Nous analysons l'effet du risque financier et de l'incertitude macroéconomique sur le taux de change nominal CAD/USD à l'aide de la méthode de la décomposition de la variance, soit la contribution de chacun des chocs structurels à la variance du taux de change nominal.

3.1.3.1 Les mesures de risque financier

Le tableau 3.1 présente la décomposition de la variance du taux de change nominal. Comme on peut le voir dans le tableau, la variance des erreurs de prévision du taux de change est surtout expliquée par son propre choc structurel. De fait, 87% de la variance du taux de change est ainsi expliquée durant le premier mois. Ce résultat n'est pas surprenant puisque d'après la littérature, le taux de change se comporte comme une marche aléatoire. On constate que la proportion de la variance du taux de change expliquée par les innovations dans le VXO est d'environ 5% durant le

premier mois. À partir du deuxième mois, la contribution du VXO à la variance du taux de change est de 10%. Cependant, on constate une baisse graduelle de cette contribution au cours des dix mois suivants. À la première période, la contribution du choc de l'ISF à la variance du taux de change est presque nulle. Cet effet prend progressivement de l'ampleur durant les 11 mois suivants. En effet, la proportion de la variance expliquée par les innovations dans l'ISF est d'environ 1% durant le premier mois, 2% durant le deuxième mois et 6% durant le douzième mois. À la première période, le VXO a une grande influence sur les fluctuations du taux de change comparativement à l'ISF. Durant le douzième mois, c'est l'effet inverse qu'on constate. Ce résultat est similaire au résultat obtenu dans le cadre de l'analyse des sentiers de réponse dynamiques et de projections locales.

3.1.3.2 Les mesures d'incertitude macroéconomique

Comme nous l'avions mentionné précédemment, la variance des erreurs de prévision du taux de change est surtout expliquée par ses propres chocs. La décomposition de la variance de l'erreur de prévision du taux de change nominal telle que présentée dans le tableau 3.1 suggère que la contribution de l'incertitude américaine au cours du premier mois est quasiment nulle. À la douzième période, la proportion de la variance du taux de change nominal CAD/USD expliquée par les innovations dans LIUS atteint presque 3%. L'incertitude canadienne quant à elle contribue à hauteur de 0,12% à la variance des erreurs de prévision du taux de change nominal au premier mois et au douzième mois, cette contribution n'a pas beaucoup changé. Ce qui vient appuyer les résultats que nous avons trouvés en examinant les fonctions de réponse et les sentiers de projections locales. En effet, l'incertitude macroéconomique américaine a plus d'influence sur le taux de change nominal CAD/USD relativement à l'incertitude macroéconomique canadienne. Une des explications à ce résultat pourrait être que les États-Unis sont

une grande économie donc tous les chocs associés à l'incertitude macroéconomique affectant directement cette économie ont des répercussions relativement plus importantes sur les petites économies ouvertes comme le Canada.

ıposition de la variance du taux de change nominal (modèle global)

DLYUS	DLPUS	RUS	VXO	LIUS	DLYCAN	DLPCAN	RCAN	ISF	LICAN	LEXC
2,395	0,880	0,821	4,863	0,003	0,047	0,017	4,418	0,016	0,153	86,023
0,942	0,642	1,793	9,053	0,006	0,491	0,029	3,796	1,414	0,413	80,876
0,807	0,855	2,625	9,569	0,285	0,888	0,176	3,592	1,580	0,581	77,815
1,093	1,141	3,293	8,954	0,780	0,854	0,230	3,343	2,111	0,645	75,452
1,714	1,619	4,487	7,603	1,858	0,707	0,194	2,994	3,099	0,600	72,189
2,165	2,001	5,790	6,419	2,494	0,632	0,160	2,673	4,030	0,470	70,066
2,331	2,303	7,145	5,503	2,627	0,595	0,136	2,380	4,847	0,374	68,649
2,294	2,540	8,460	4,814	2,475	0,586	0,121	2,128	5,503	0,320	67,642

En somme, en s'appuyant sur les résultats obtenus de trois outils d'analyse que sont le sentier de réponse dynamique, le sentier de projection locale et la décomposition de la variance, on peut conclure que les mesures de risque et les mesures d'incertitude que nous avons considérées ont eu un impact assez significatif sur l'évolution du taux de change nominal CAD/USD entre 1980 et 2011.

3.2 Analyse du modèle restreint

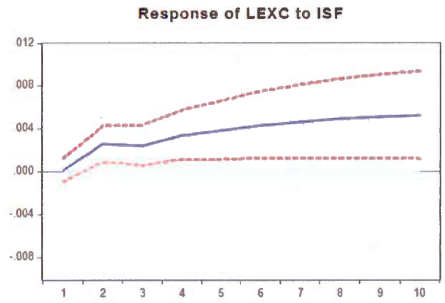
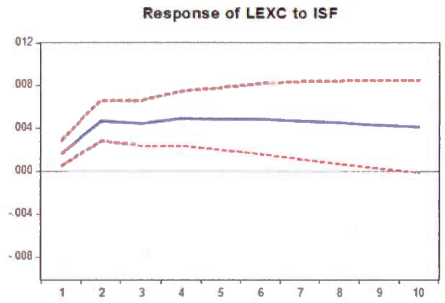
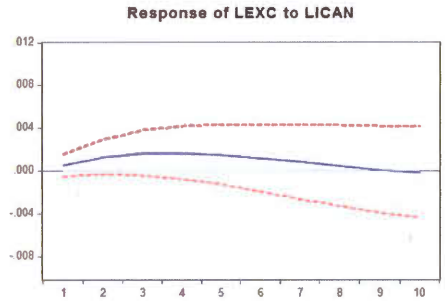
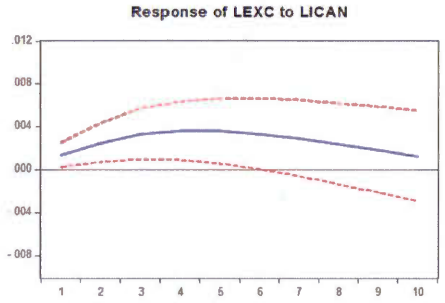
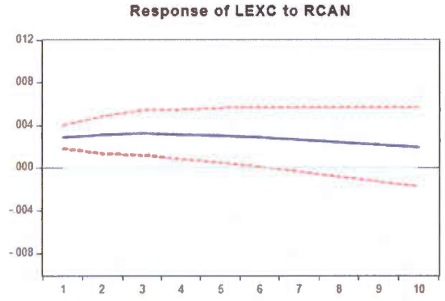
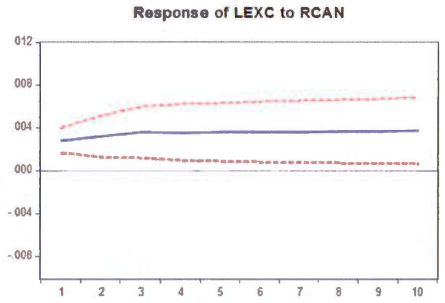
Afin d'évaluer la robustesse des résultats, nous avons distingué le modèle global du modèle restreint. Le modèle restreint tel que nous le définissons fait fi des variables américaines telles que l'indice de production industrielle américain, le taux d'inflation américain, le taux d'intérêt américain, la mesure de risque financier américain et la mesure d'incertitude macroéconomique américaine. Dans cette section, on effectue une analyse comparative entre les résultats obtenus du modèle global et les résultats obtenus du modèle restreint. Nous analysons ainsi les sentiers de réponse dynamiques, les sentiers de projection locale et la décomposition de la variance.

3.2.1 Analyse des sentiers de réponse dynamiques

Le tableau 3.2 présente une analyse comparative des fonctions de réponse dynamiques issues du modèle global avec celles issues du modèle restreint. Les figures présentées à la première colonne découlent de l'estimation du SVAR avec toutes les variables américaines et canadiennes. Les réponses du taux de change aux chocs positifs sur l'ISF et LICAN sont identiques aux figures présentées dans l'analyse du modèle global. Mais nous y présentons également les réponses du taux de change nominal aux autres variables canadiennes afin de mieux étayer l'analyse comparative. L'ordonnancement est celui retenu pour le modèle global. Les figures présentées à la deuxième colonne sont issues de l'estimation du SVAR pour le mo-

dèle restreint. Dans ce cas, nous retenons juste les variables canadiennes suivant cet ordonnancement : DLOIL, DLYCAN, DLPCAN, RCAN, ISF, LICAN, LEXC.

Tableau 3.2: Tableau comparatif des sentiers de réponse dynamiques

Modèle global	Modèle restreint
	
	
	

À l'examen de la réponse du taux de change nominal CAD/USD à un choc d'un écart-type de l'ISF, on constate qu'elle est plus significative dans le modèle res-

treint. Déjà à l'impact, le dollar canadien se déprécie d'environ 0,2% dans le modèle restreint contre 0,1% dans le modèle global. Le niveau maximal atteint dans les deux modèles correspond à une dépréciation du dollar canadien de 0,5% mais à des horizons différents. Dans le modèle global, le niveau maximal est atteint à la dixième période tandis que dans le modèle restreint, on l'enregistre à la deuxième période. De plus, on remarque à partir du cinquième mois, une tendance à la hausse du taux de change nominal dans la première colonne et dans la deuxième c'est tout le contraire, le taux de change tend à diminuer. Il y a donc un contenu d'informations des variables américaines qui n'est pas pris en compte dans le modèle restreint et qui affecte tout de même le taux de change nominal. En ce qui concerne l'incertitude canadienne, on constate que les deux figures suivent une même tendance évolutive même si le choc a un effet plus grand dans le modèle canadien. En effet, déjà à l'impact, la réponse est statistiquement significative dans le modèle restreint puisque les bornes des écarts-types ne sont pas éloignées de part et d'autre de zéro comme c'est le cas dans le modèle global. En outre, la réponse maximale dans le modèle global correspond à une dépréciation du dollar canadien de 0,2% contre une dépréciation de 0,4% dans le modèle restreint. L'incertitude canadienne semble comporter un contenu additionnel pour expliquer les fluctuations du taux de change même si ce contenu additionnel est plus ou moins grand dépendamment du modèle.

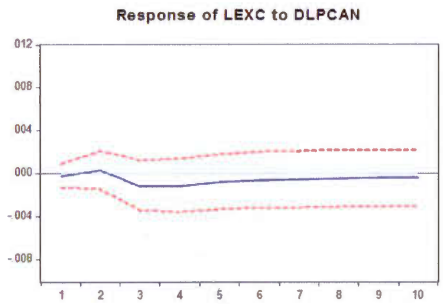
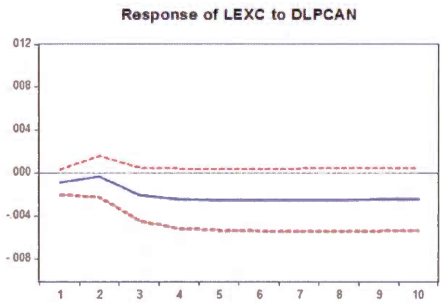
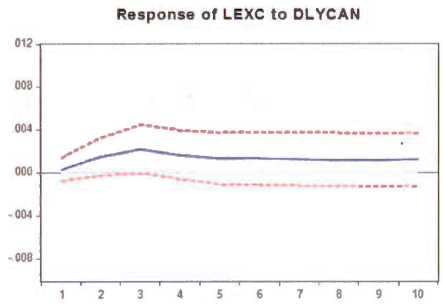
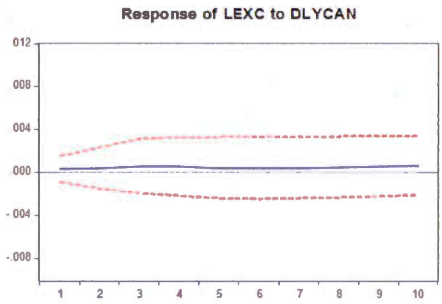
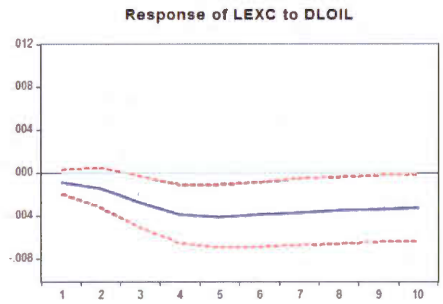
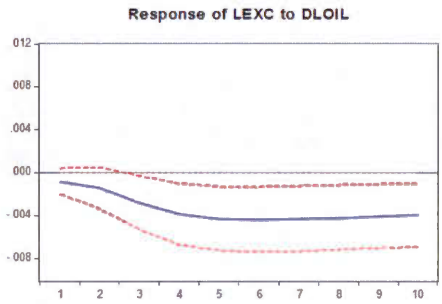
Les figures révèlent qu'un choc positif d'un écart-type sur le taux d'intérêt canadien entraîne la dépréciation du dollar candien vis-à-vis du dollar américain. La littérature suggère que le taux d'intérêt est une des variables utilisées dans le calcul et la prévision des taux de change. En théorie, lorsque le taux d'intérêt d'un pays augmente, la demande pour la devise est susceptible d'augmenter, ce qui conduit à une augmentation de sa valeur. En pratique, si la hausse ou la baisse des taux d'intérêts est anticipé par plusieurs investisseurs, le taux de change peut

intégrer l'annonce avant qu'elle ne soit faite. Le puzzle des taux de change tel que présenté par Grilli et Roubini (1996) stipule que, lorsque le taux d'intérêt américain augmente, on a une appréciation du dollar américain par rapport aux monnaies des autres pays du G7, et donc une dépréciation des autres monnaies vis-à-vis du dollar américain. Étant donné que ce débat ne fait pas l'objet de notre étude, nous allons nous en tenir à faire la comparaison des résultats trouvés. Ainsi, on constate que les résultats sont statistiquement plus significatifs dans le modèle restreint.

Le tableau 3.3 présente une analyse comparative des fonctions de réponses dynamiques issues du modèle global avec celles issues du modèle restreint. Les réponses de LEXC aux chocs positifs d'un écart-type sur DLPCAN, DLYCAN et DLOIL y sont présentées. Si le taux d'inflation augmente, le pouvoir d'achat des ménages est réduit et cela peut avoir des effets négatifs sur la monnaie du pays. Cependant, en cas de désinflation (baisse du taux d'inflation), les investisseurs sont plus prudents et cela peut aussi avoir un effet négatif sur la valeur de la monnaie. Ceci étant, il est difficile d'affirmer fermement comment devrait se comporter le taux de change lorsque le taux d'inflation augmente. Molodtsova et Papell (2008) examinent une prévision du taux de change nominal avec les fondamentaux de la règle de Taylor. Aux vues des résultats trouvés, ils ont supposé qu'une augmentation de l'inflation et ou de l'écart de production va faire augmenter le taux d'intérêt du pays, et provoquer immédiatement l'appréciation de la monnaie du pays considéré. Étant donné que l'analyse des figures du tableau 3.3 ne répond pas directement à notre question de recherche, il semble raisonnable de faire une analyse préliminaire des résultats trouvés dans les deux modèles. La réponse de LEXC à un choc sur DLPCAN à l'impact dans le modèle global est quasiment nulle. Elle est cependant négative dans le modèle restreint. Le dollar canadien semble s'apprécier relativement au dollar américain lorsque le taux d'inflation canadien augmente. Et ce

résultat, on le retrouve aussi bien dans le modèle global que dans le modèle restreint même si la significativité statistique est très faible. Ainsi, les réponses du taux de change aux chocs du taux d'intérêt semblent s'accorder aux résultats de Molodtsova et Papell (2008).

Tableau 3.3: Tableau comparatif des sentiers de réponse dynamiques

Modèle global	Modèle restreint
	
	
	

Concernant la réponse du taux de change nominal à un choc sur le taux de crois-

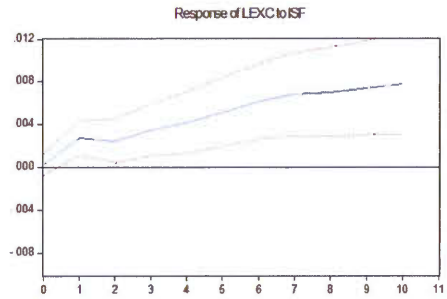
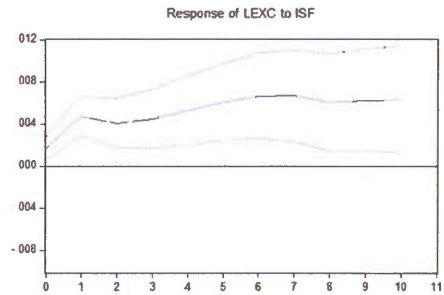
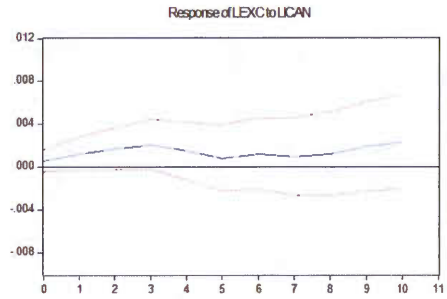
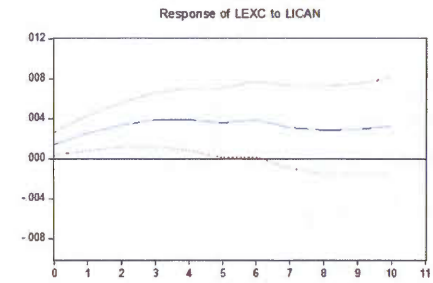
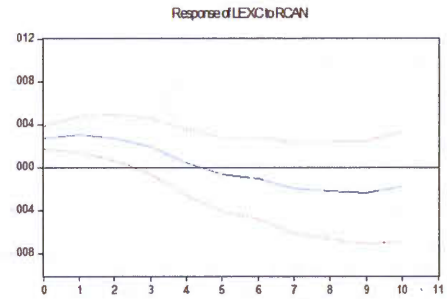
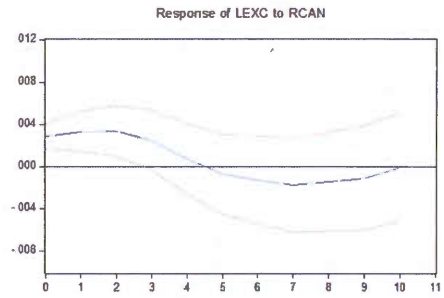
sance de la production industrielle, on constate qu'elle n'est pas statistiquement significative dans les deux modèles. Cependant, elle semble plus persistante dans le modèle global puisque dans le modèle restreint elle est quasiment nulle les dix mois suivants le choc. Une augmentation du prix réel du pétrole entraine une appréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. Ce qui semble correct puisque ce résultat est en accord à la fois aux résultats trouvés dans la littérature et à ce qu'on observe dans la réalité pratique. Les réponses sont semblables dans le modèle global et dans le modèle restreint.

En somme, l'analyse comparative entre les sentiers de réponses dynamiques issus du modèle global et ceux issus du modèle restreint suggère des différences et des similitudes au niveau des réponses du taux de change aux différents chocs considérés.
Par exemple, le sens de variation de la réponse est en général le même dans les deux modèles. Cependant, l'ampleur du choc et la réponse à l'impact diffèrent suivant le modèle considéré.

3.2.2 Analyse des sentiers de projections locales

Le tableau 3.4 présente une analyse comparative des sentiers de projections locales issus du modèle global avec ceux issus du modèle restreint. Les figures présentées à la première colonne représentent les sentiers de projections locales issus du modèle global et les figures présentées à la deuxième colonne représentent ceux issus du modèle restreint. Les réponses du taux de change aux chocs positifs sur l'ISF et LICAN sont identiques à celles présentées dans l'analyse du modèle global.

Tableau 3.4: Tableau comparatif des sentiers de projection locale

Modèle global	Modèle restreint
	
	
	

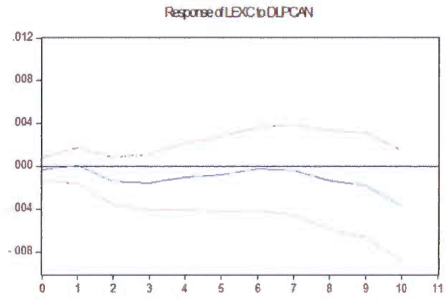
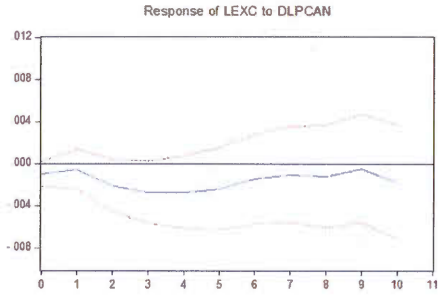
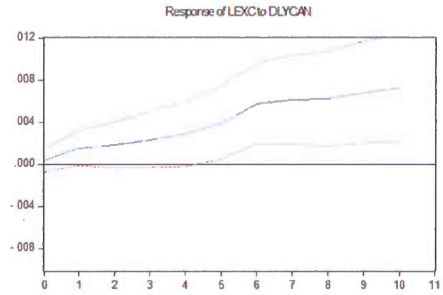
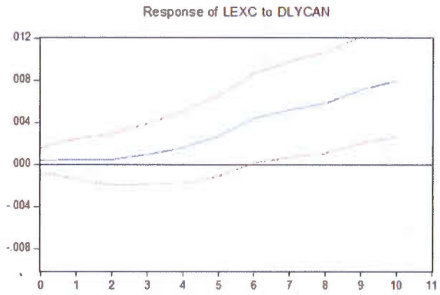
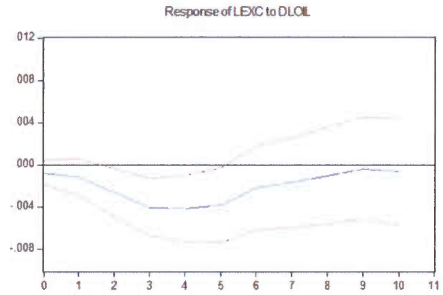
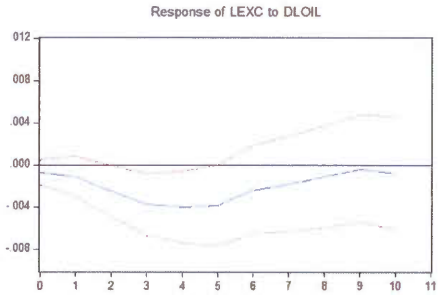
La réponse du taux de change nominal à un choc positif sur le stress financier canadien n'est pas la même à l'impact dans les deux modèles. En effet, dans le modèle global, la réponse à l'impact est nulle tandis que dans le modèle restreint, elle est positive. On note ainsi une dépréciation du dollar canadien de 0,2% à l'impact dans le modèle restreint. Bien que les réponses suivent une même tendance

évolutive dans les deux cas, on note quand même des différences au niveau des septième, huitième et dixième périodes. De plus, la réponse maximale du taux de change est nettement plus élevée dans le modèle global que dans le modèle restreint. La dépréciation maximale enregistrée dans le modèle global est de 0,8% tandis que dans le modèle restreint, elle est de 0,6%.

Concernant la réponse du taux de change nominal à un choc positif sur l'incertitude macroéconomique canadienne, on remarque que les réponses diffèrent dans les deux modèles tant au niveau de la courbure de la réponse qu'au niveau de la significativité statistique de la réponse. En effet, comme nous l'avons mentionné plus haut, la réponse de LEXC à LICAN dans le modèle global n'est pas statistiquement significative étant donné que les bornes des écarts-types sont situées de part et d'autre de zéro. Ce qui n'est pas totalement le cas dans le modèle restreint étant donné que la réponse est statistiquement significative les quatre premières périodes suivants le choc. À l'examen des sentiers de projections locales de LEXC à un choc positif sur RCAN, on constate que dans le sentier de réponse est le même dans les deux modèles tant à l'impact qu'au niveau de la réponse maximale enregistrée au cours des dix mois suivants le choc.

Le tableau 3.5 présente une analyse comparative des sentiers de projections locales issus du modèle global avec ceux issus du modèle restreint pour les réponses de LEXC aux chocs positifs d'un écart-type sur DLPCAN, DLYCAN et DLOIL. Les résultats suggèrent que le dollar canadien s'apprécie relativement au dollar américain lorsque le taux d'inflation augmente au Canada bien que les résultats ne soient pas statistiquement significatifs. La réponse à l'impact dans le modèle global est quasiment nulle. Elle est cependant négative dans le modèle restreint. Le dollar s'apprécie à la troisième période suivant le choc dans le modèle restreint relativement au modèle global.

Tableau 3.5: Tableau comparatif des sentiers de projection locale

Modèle global	Modèle restreint
	
	
	

Concernant la réponse du taux de change nominal à un choc sur le taux de croissance de la production industrielle, on constate qu'elle n'est pas statistiquement significative durant les quatre mois suivant le choc dans les deux modèles. La réponse à l'impact est la même dans les deux modèles. Cependant, elle est légèrement plus persistante dans le modèle global pour les trois premiers mois. Comme

nous l'avons déjà constaté dans le cadre de l'analyse des sentiers de réponse dynamiques, l'examen des sentiers de projections locales suggère que LEXC réagit de la même manière à un choc sur DLOIL dans le modèle global et dans le modèle restreint.

De manière générale, l'analyse comparative entre les sentiers de projections locales issus du modèle global et ceux issus du modèle restreint suggère des différences et des similitudes au niveau des réponses du taux de change aux différents chocs considérés. Par exemple, le sens de la variation de la réponse est en général le même dans les deux modèles. Cependant, l'ampleur du choc, la significativité statistique et la réponse à l'impact diffèrent suivant le modèle considéré.

3.2.3 Analyse de la décomposition de la variance du taux de change nominal

La décomposition de la variance du taux de change nominal CAD/USD issu du modèle restreint est présentée dans le tableau 3.6. Les variables américaines ne sont pas considérées dans le présent cas. En analysant la décomposition de la variance de LEXC dans le modèle restreint, on constate qu'au premier mois, l'ISF contribue pour environ 2% à la variance du taux de change nominal et à la douzième période, il y contribue pour environ 6%. La proportion de la variance expliquée par l'innovation sur l'ISF augmente avec le nombre d'horizons de prévision. La proportion de la variance du taux de change nominal expliquée par l'ISF augmente considérablement entre le premier mois et le deuxième mois. En effet, cette proportion est d'environ 2% le premier mois et d'environ 5% le deuxième mois. Ce qui représente un écart de 3% qui est exactement l'écart obtenu en comparant la proportion de la variance du taux de change expliquée par ses propres chocs au cours des premier et deuxième mois. Dans le modèle global, on n'observe pas cet écart quant à la contribution de l'ISF à la variance du taux de change nominal. L'incertitude macroéconomique canadienne contribue pour 1% à la variance de

l'erreur de prévision du taux de change le premier mois et il y contribue pour 2% à la douzième période.

Ces résultats sont presque semblables à ceux trouvés dans le modèle global. Néammoins, dans le modèle global, la proportion de la variance du taux de change expliquée par ses propres chocs est de 87% le premier mois. Dans le modèle restreint, cette proportion est de 92% le premier mois. On pourrait donc penser que la proportion de la variance du taux de change qui est expliquée dans le modèle global par les variables américaines, est expliquée dans le modèle restreint par le choc structurel propre au taux de change lui-même.

Tableau 3.6: Décomposition de la variance du taux de change nominal (modèle restreint)

Période	DLOIL	DLYCAN	DLPCAN	RCAN	ISF	LICAN	LEXC
1	0,324	0,045	0,352	4,049	1,483	0,923	92,821
2	0,516	0,047	0,156	3,564	4,896	1,564	89,254
3	1,206	0,067	0,540	3,571	5,191	2,159	87,262
4	2,026	0,069	0,828	3,504	5,554	2,529	85,487
6	3,115	0,060	1,127	3,475	5,828	2,774	83,617
8	3,647	0,060	1,291	3,557	5,899	2,569	82,974
10	3,900	0,070	1,395	3,703	5,855	2,224	82,849
12	4,003	0,089	1,463	3,885	5,740	1,908	82,908

3.3 Analyse de la sensibilité des résultats

Étant donné que l'impact des chocs d'incertitude macroéconomique et de risque financier sur les taux de change a été très peu étudié dans la littérature, on pourrait argumenter que les résultats trouvés dans les deux sections précédentes ne sont pas suffisants. En effet, dans les deux sections précédentes, nous avons considéré le taux de change en log-niveau.

D'après les résultats des tests de non stationnarité, certaines séries notamment

celle du taux de change nominal ne sont pas stationnaires en niveau. Il aurait donc fallu les différencier. Cependant, plusieurs études notamment celle de Stock et Watson (1989) ont montré que, lorsque certaines variables du VAR sont non stationnaires, les estimateurs des moindres carrés ordinaires sont convergents tant qu'il y'a au moins 2 retards inclus dans l'estimation bien qu'ils puissent être estimés moins précisément, dans la situation où des relations de cointégration existeraient et ne sont pris en compte qu'implicitement, sans identification et estimation explicite, s'il y'a lieu. Ce qui justifie la validité des résultats trouvés précédemment.
De plus, en l'absence de relations de cointégration, l'estimation en première différence va gagner en précision des estimateurs. Par contre, en ignorant, s'il y'a lieu, des relations de cointégration, l'imposition de premières différences va occasionner des biais dans l'estimation.

Dans la présente section, nous présentons les fonctions de réponse dynamiques tirées de l'estimation du SVAR suivant l'ordonnancement suivant : DLOIL, DLYUS, DLPUS, RUS, VXO, DLIUS, DLYCAN, DLPCAN, RCAN, ISF, DLICAN, DLEXC. Les variables qui n'étaient pas stationnaires en niveau ont été mises en différence première, mais nous avons conservé l'ordonnancement original employé au début du chapitre.

La figure B.3 de l'annexe B présente les réponses du taux de croissance du taux de change nominal CAD/USD suivant un choc d'un écart-type sur le risque financier et l'incertitude macroéconomique. Les résultats sont similaires à ceux que l'on obtient lorsque le taux de change est en niveau. Lorsque le stress financier augmente au Canada et ou aux États-Unis, la croissance du taux de change nominal augmente significativement au cours des trois premiers mois. Par la suite, on remarque une baisse de la croissance du taux de change lorsque le choc pro-

vient du marché financier américain et une augmentation lorsqu'il provient du marché financier canadien. Les réponses de la croissance du taux de change nominal aux chocs sur la croissance de l'incertitude macroéconomique canadienne et américaine suggèrent une augmentation de la croissance du taux de change lorsque la croissance de l'incertitude macroéconomique s'accroit aux États-Unis ou au Canada.

3.4 Analyse du modèle global en considérant le taux de change réel

Dans la présente section, nous analysons les fonctions de réponse dynamiques issues du modèle global. L'ordre retenu pour l'estimation et le calcul des sentiers de réponse est identique à celui présenté dans l'analyse du modèle global. Cependant, nous remplaçons le taux de change nominal par le taux de change réel. Le taux de change réel représente ici le taux de change nominal déflaté des indices des prix à la consommation américain et canadien. La figure B.4 de l'annexe B présente les fonctions de réponse dynamiques du taux de change réel aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique. Tout d'abord, la réponse du taux de change réel au choc d'un écart-type sur le VXO est positive durant les dix premières périodes. Il en est de même pour la réponse issue d'un choc sur l'ISF. Lorsque l'on examine de plus près, on constate que le taux de change réel augmente au cours des premier, deuxième et troisième mois suivant un choc sur le VXO. Cette augmentation se traduit comme une dépréciation réelle du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. Lorsqu'un choc financier survient au Canada, le taux de change réel augmente au cours des premier et deuxième mois suivant le choc. Concernant la réponse du taux de change nominal à un choc d'incertitude macroéconomique américain, on constate qu'il n'y a pas d'effet à l'impact. La réponse est positive les neuf prochains mois suivant le choc. La réponse du taux de change nominal à un choc d'incertitude canadienne est positive durant les six

premiers mois. Elle devient négative à partir du septième mois quoiqu'elle n'est pas statistiquement significative.

De façon générale, les résultats issus de l'estimation avec le taux de change réel suggèrent qu'il n'y a pas un grand changement au niveau des réponses du taux de change réel. Les réponses sont presque identiques à celles qu'on obtenaient avec le taux de change nominal.

CONCLUSION

Au cours de la dernière décennie, les travaux sur l'incertitude et le risque ont pris de l'ampleur pour expliquer les causes et les conséquences de la grande récession de 2007-2009. À l'issu de ces travaux, des mesures diverses d'incertitudes macroéconomique et financière ont été développées et varient en fonction de la question de recherche des auteurs. Ce mémoire s'est intéressé aux possibles effets de l'incertitude macroéconomique et du risque financier sur le taux de change du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain. En s'inspirant de l'étude de Bloom (2009) sur l'impact des chocs d'incertitude sur l'activité économique, nous avons estimé un VAR structurel afin de vérifier l'impact des chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique sur le taux de change nominal CAD/USD. À l'aide des fonctions de réponse dynamique, des sentiers de projection locale et de la décomposition de la variance, nous avons montré que les mesures de risque et d'incertitude considérés ont un effet assez significatif sur le taux de change nominal CAD/USD entre juin 1980 et décembre 2011. En effet, nous avons utilisé la mesure d'incertitude macroéconomique américaine construite par Jurado *et al.* (2015). En s'inspirant de cette mesure, Fortin-Gagnon (2016) a construit la mesure d'incertitude macroéconomique canadienne que nous utilisons également. De même, nous avons utilisé la mesure de risque financier américain de Bloom (2009) ainsi que l'indice de stress financier canadien de Lachaine (2017).

En outre, dans le but de mieux étayer l'analyse des résultats, nous avons considéré deux modèles à savoir le modèle global et le modèle restreint. Le modèle global tel que nous le présentons inclut des variables américaines et canadiennes tandis que

le modèle restreint fait fi des variables américaines. En général, les résultats obtenus des deux modèles sont semblables même si on note quelquefois un effet plus significatif dans le modèle restreint suggérant qu'en excluant *a priori* les variables américaines de risque financier et d'incertitude macroéconomique, leurs effets sont reflétés à travers les variables canadiennes. Par exemple, dans les deux modèles, les fonctions de réponse dynamique du taux de change nominal CAD/USD aux chocs de risque financier semblent indiquer qu'une augmentation du risque financier au Canada ou aux États-Unis entraîne une dépréciation du dollar canadien vis-à-vis du dollar américain au moins durant les dix premiers mois suivant le choc. Concernant les mesures d'incertitude macroéconomique, on constate dans le modèle global que l'incertitude macroéconomique américaine contribue également à déprécier le dollar canadien au cours des dix premiers mois suivant un choc. L'incertitude macroéconomique canadienne y contribue aussi mais sa significativité statistique est très faible. Cependant, dans le modèle restreint, l'incertitude macroéconomique américaine n'est pas incluse dans l'estimation et on constate que l'effet de l'incertitude macroéconomique canadien sur le taux de change nominal CAD/USD est statistiquement plus significatif.

Par ailleurs, certaines études ont montré que les fonctions de réponse dérivées du VAR peuvent être biaisées puisqu'elles sont fonction de prévisions à des horizons futurs et que les erreurs de spécifications dans le VAR sont aggravées par l'horizon prévisionnel. Afin de vérifier la robustesse des résultats, nous avons utilisé une méthode alternative de calcul des fonctions de réponse qui utilise des projections locales à chaque horizon de prévision. Une analyse comparative entre les fonctions de réponse dérivées du VAR et les fonctions de réponse issues de la méthode de projection locale suggère que les sentiers de réponse dynamique sont plus lisses tandis que les sentiers de projection locale présente plus de variations et plus de persistance.

Jurado *et al.* (2015) ont construit la mesure d'incertitude macroéconomique pour trois horizons de prévision soit un mois, trois mois et douze mois. Dans ce travail, nous avons considéré la mesure d'incertitude macroéconomique pour l'horizon prévisionnel d'un mois. Une extension de ce rapport pourrait analyser la sensibilité du taux de change à l'horizon d'incertitude macroéconomique.

L'une des limites du présent travail est qu'il a été difficile de comparer les résultats obtenus avec ceux trouvés dans d'autres études. La principale raison à cela est que la littérature abordant à la fois l'incertitude macroéconomique, le risque financier et le taux de change est encore embryonnaire ou inexistante. Néammoins, ce travail pourrait constituer un point de départ pour des recherches futures. Ainsi, en plus de considérer les déterminants fondamentaux du taux de change (prix du pétrole, du taux d'intérêt, le taux d'inflation, ...) comme les principaux témoins des fluctuations du taux de change dollars canadiens/dollar américain, des recherches futures pourraient également inclure l'incertitude macroéconomique et l'incertitude financière.

Par ailleurs, il aurait été intéressant d'utiliser un modèle GARCH vectoriel afin de montrer la capacité du modèle à expliquer le niveau et la variabilité du taux de change. Il aurait été également intéressant de faire un exercice de prévision hors-échantillon du taux de change.

ANNEXE A

Tableau A.1: Données mensuelles et sources

Symbole	Nom de la variable / Description	Source
EXC	taux de change nominal CAD/USD	Fred-St. Louis
EXCRE	taux de change réel CAD/USD	Obtenu par calcul
PCAN	indice des prix à la consommation canadien	Fred-St. Louis
PUS	indice des prix à la consommation américain	Fred-St. Louis
ICAN	incertitude macroéconomique canadien	Fortin-Gagnon (2016) [a]
IUS	incertitude macroéconomique américain	Jurado et *al* (2015) [b]
YCAN	indice de production industrielle canadien	Fred-St. Louis
YUS	indice de production industrielle américain	Fred-St. Louis
RCAN	taux d'intérêt à un jour canadien	Fred-St. Louis
RUS	taux d'intérêt à un jour américain	Fred-St. Louis
VXO	mesure de volatilité du marché boursier américain	Bloom (2009) [c]
ISF	indice de stress financier	Lachaine (2017) [d]
OILPRICE	prix du pétrole brut	International Monetary Fund
OIL	prix réel du pétrole	Obtenu par calcul

a. `http://economie.esg.uqam.ca/upload/Fortin-Gagnon_Olivier_MemoireDec2016.pdf`

b. `www.sydneyludvigson.com`

c. `http://www.stanford.edu/~nbloom/`

d. `http://economie.esg.uqam.ca/upload/Lachaine_Jonathan_Memoire_Mars2017.pdf`

Tableau A.2: Variables du modèle VAR

Variables	Description et taille repective des chocs structurels	Taille d'1 choc d'1 SD [1]
LEXC	log du taux de change nominal CAD/USD	0.012638
DLPCAN	taux d'inflation canadien	0.002955
DLPUS	taux d'inflation américain	0.002270
LICAN	log de l'incertitude macroéconomique canadien	0.012102
LIUS	log de l'incertitude macroéconomique américain	0.012993
DLYCAN	taux de croissance de la production industrielle canadienne	0.009297
DLYUS	taux de croissance de la production industrielle américaine	0.005798
RCAN	taux d'intérêt à un jour canadien	0.422848
RUS	taux d'intérêt à un jour américain	0.391692
VXO	mesure de volatilité du marché boursier américain	0.528756
ISF	indice de stress financier	0.471152
DLOIL	taux de croissance du prix réel du pétrole	0.073328

1. Il s'agit des variations respectives correspondantes à un choc d'un écart-type sur la variable considérée. Ceci a été utilisé à des fins d'analyse des résultats en convertissant à chaque fois en unité de mesure de la variable.

ANNEXE B

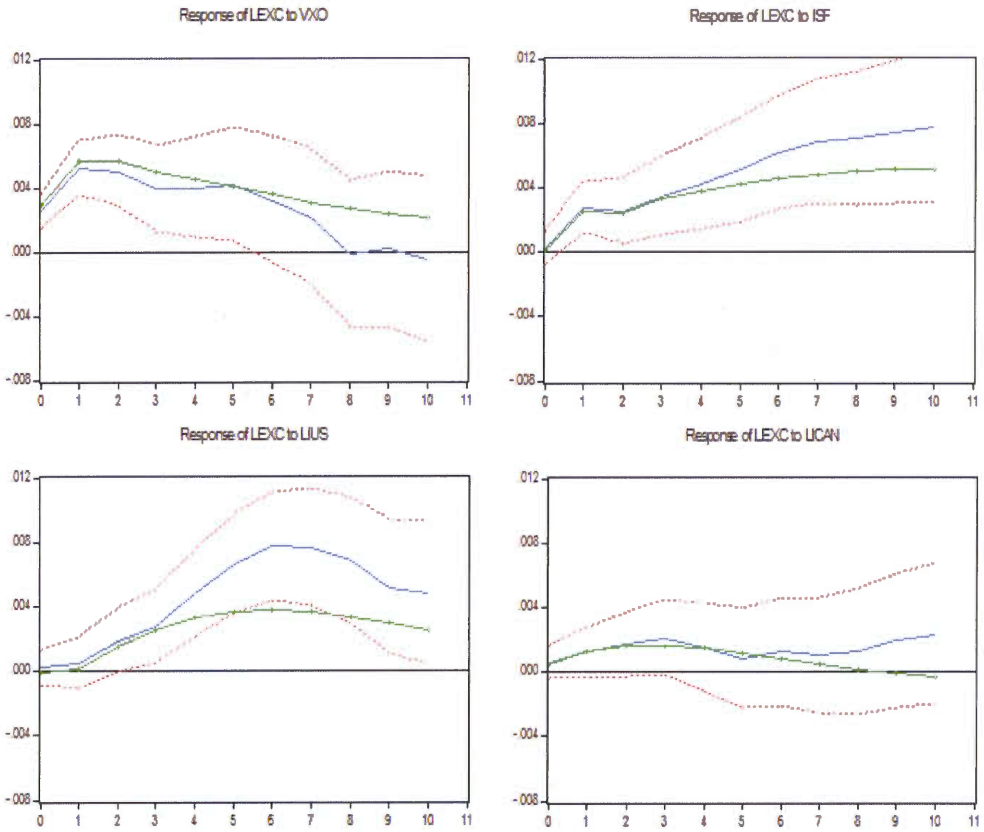


Figure B.1: Réponses du taux de change nominal aux chocs de risque financier et d'incertitude macroéconomique (modèle global)
les lignes bleus représentent les sentiers de projections locales et les lignes vertes correspondent aux sentiers de réponse dynamiques

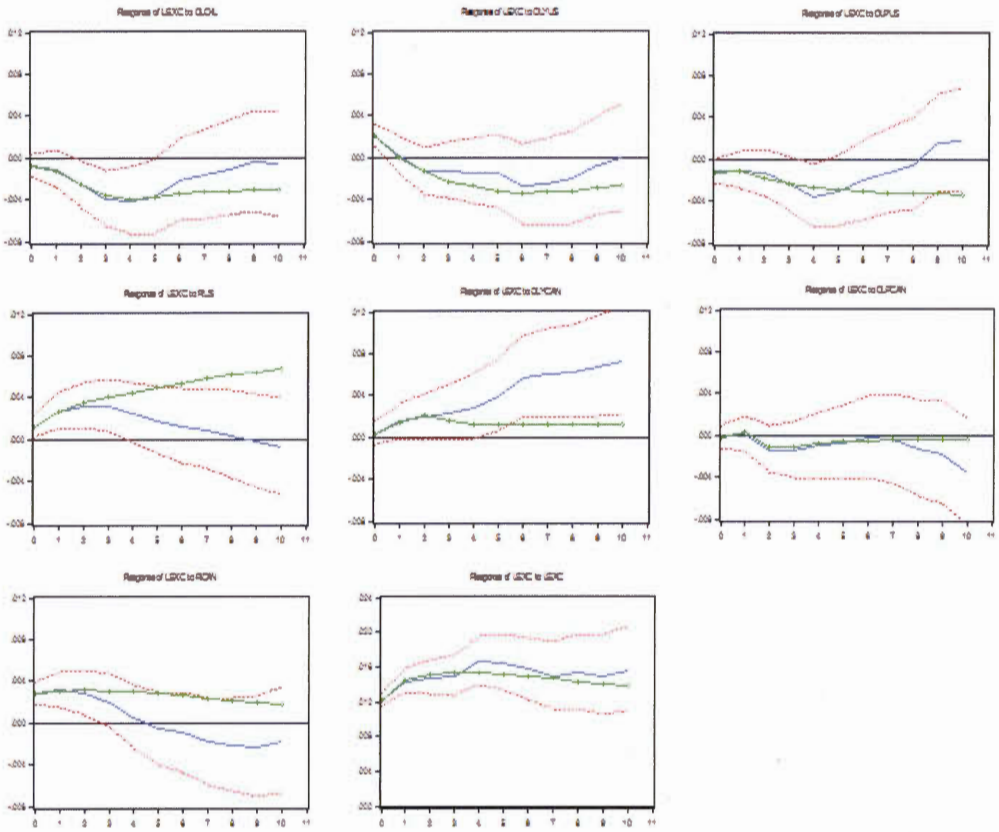


Figure B.2: Réponses du taux de change nominal aux chocs des autres variables du modèle global

les lignes bleus représentent les sentiers de projections locales et les lignes vertes correspondent aux sentiers de réponse dynamiques

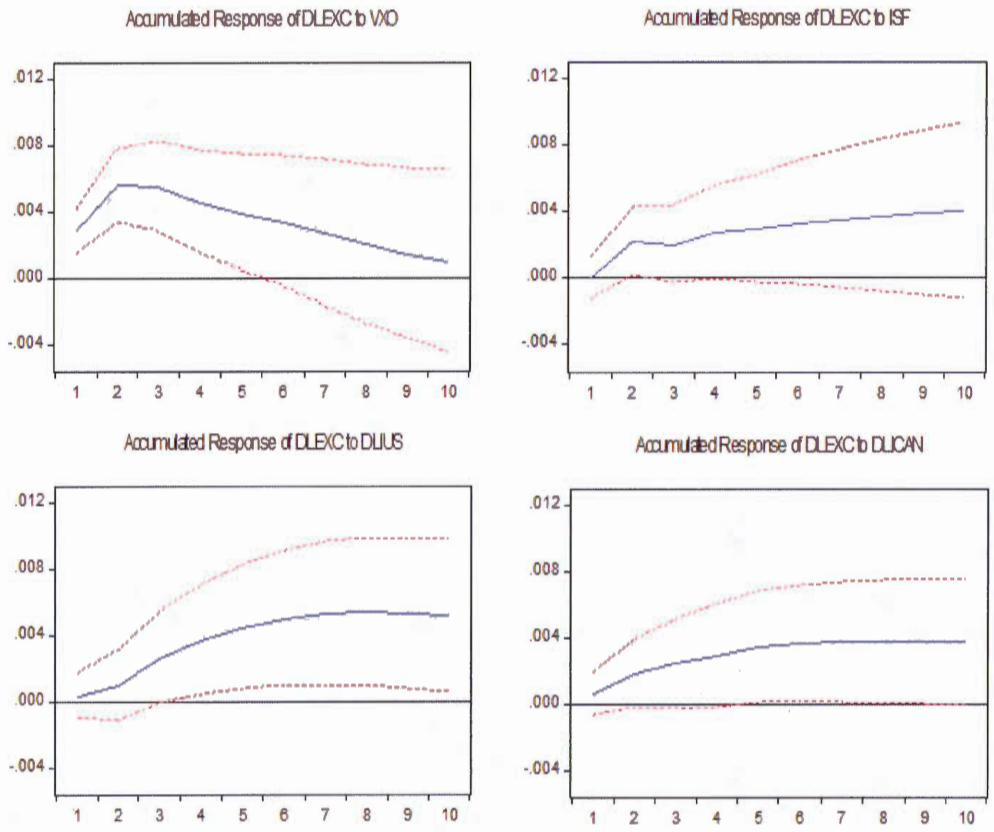


Figure B.3: Sentiers de réponse dynamique de DLEXC aux chocs de risque et d'incertitude

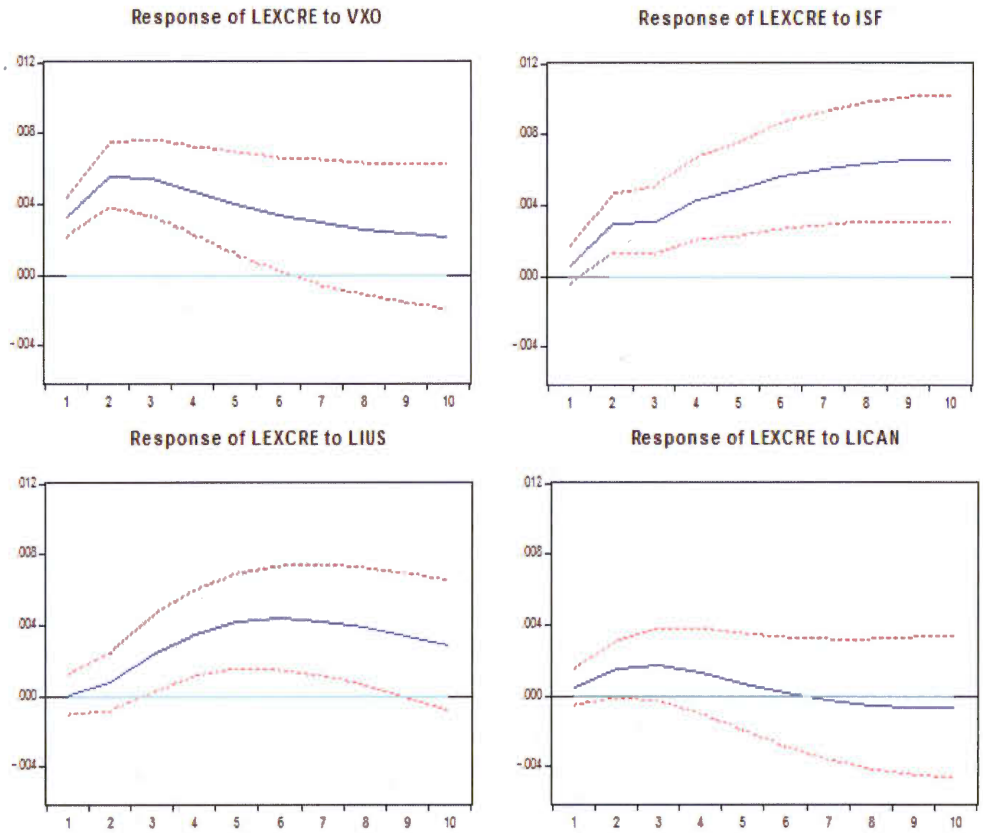


Figure B.4: Sentiers de réponse dynamique du taux de change réel aux chocs de risque et d'incertitude

RÉFÉRENCES

Amano, R. et Van Norden, S. (1993). A Forecasting Equation for the Canada-US Dollar.

Amano, R. A. et van Norden, S. (1995). *Oil Prices and the Rise and Fall of the U.S. Real Exchange Rate.* International Finance 9502001, EconWPA

Bailliu, J. et King, M. R. (2005). Quels sont les Déterminants des Taux de Change ? *Revue de la Banque du Canada*, 29–42.

Baker, S. R., Bloom, N. et Davis, S. J. (2015). *Measuring Economic Policy Uncertainty.* Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Bernanke, B. S. (1983). Irreversibility, uncertainty, and cyclical investment. *The Quarterly Journal of Economics*, *98*(1), 85–106.

Bilson, J. F. et Marston, R. C. (2007). *Exchange Rate Theory and Practice.* University of Chicago Press.

Bloom, N. (2009). The Impact of Uncertainty Shocks. *Econometrica*, *77*, 623–685.

Clarida, Galı et Gertler (1998). Monetary policy rules in practice : some international evidence. *European Economic Review*, *42*(6), 1033–1067.

Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Journal of the American statistical association*, *74*(366a), 427–431.

Dornbusch, R. (1976). Expectations and Exchange Rate Dynamics. *Journal of Political Economy*, *84*(6), 1161–1176.

Elliot, B., Rothenberg, T. et Stock, J. (1996). Efficient Tests of the Unit Root Hypothesis. *Econometrica*, *64*(8), 13–36.

Engel, C., Mark, N. C. et West, K. D. (2007). *Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think.* Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Engle, R. F. et Granger, C. W. (1987). Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, *55*(2), 251–276.

Fortin-Gagnon, O. (2016). *L'Incertitude Macroéconomique au Canada et au Québec.* (Mémoire de maîtrise). Université du Québec À Montréal, Montréal, Québec.

Frankel, J. A. et Rose, A. K. (1994). *A Survey of Empirical Research on Nominal Exchange Rates.* Rapport technique, National Bureau of Economic Research.

Gauthier, C., Tessier, D. *et al.* (2002). *Supply Shocks and Real Exchange Rate Dynamics : Canadian Evidence.* Bank of Canada, Working Paper 2002-31.

Golub, S. S. (1983). Oil Prices and Exchange Rates. *Economic Journal*, *93*(371), 576–593. Récupéré de `https://ideas.repec.org/a/ecj/econjl/v93y1983i371p576-93.html`

Grilli, V. et Roubini, N. (1996). Liquidity models in open economies : Theory and empirical evidence. *European Economic Review*, *40*(3), 847–859.

Hamilton, J. D. (2017). Why you should never use the hodrick-prescott filter. *Review of Economics and Statistics*, (0).

Hassler, J. A. (1996). Variations in risk and fluctuations in demand : A theoretical model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, *20*(6-7), 1115–1143.

Illing, M. et Liu, Y. (2003). *An Index of Financial Stress for Canada.* Bank of Canada, Working Paper 2003-14.

Illing, M. et Liu, Y. (2006). Measuring Financial Stress in a Developed Country : An Application to Canada. *Journal of Financial Stability, 2*(3), 243–265.

Johansen, S. et Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Applications to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics, 52*(2), 169–210.

Jordà, Ò. (2005). Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections. *American Economic Review, 95*(1), 161–182.

Jordà, Ò. (2009). Simultaneous Confidence Regions for Impulse Responses. *The Review of Economics and Statistics, 91*(3), 629–647.

Jurado, K., Ludvigson, S. C. et Ng, S. (2015). Measuring Uncertainty. *The American Economic Review, 105*(3), 1177–1216.

Knight, F. H. (1921). Risk, Uncertainty and Profit. *New York : Hart, Schaffner and Marx.*

Krugman, P. R. (1985). *Is the Strong Dollar Sustainable ?* NBER Working Papers 1644, National Bureau of Economic Research, Inc

Lachaine, J. (2017). *Effets de Chocs Budgétaires sur la Courbe de Rendement : Leçons d'un Modèle Macro-Financier Empirique Canadien.* (Mémoire de maîtrise). Université du Québec À Montréal, Montréal, Québec.

Lafrance, R., Helliwell, J. F., Issa, R. et Zhang, Q. (2004). Nemo : An Equation for the Canadian Dollar. *Bank of Canada.*

Lafrance, R. et Van Norden, S. (1995). Les déterminants fondamentaux du taux de change et le dollar canadien. *Revue de la Banque du Canada*, 17–33.

Lütkepohl, H. et Krätzig, M. (2004). *Applied Time Series Econometrics.* Cambridge University Press.

McGuirk, A. K. (1983). Oil Price Changes and Real Exchange Rate Movements among Industrial Countries (Variations de prix du pétrole et mouvements du taux de change réel entre les pays industriels). *IMF Staff Papers*, *30*(4), 843–884. Récupéré de `https://ideas.repec.org/a/pal/imfstp/v30y1983i4p843-884.html`

Meese, R. et Rogoff, K. (1983). The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models : Sampling Error or Misspecification ? In *Exchange Rates and International Macroeconomics*, NBER Chapters 67–112. National Bureau of Economic Research, Inc

Molodtsova, T. et Papell, D. H. (2009). Out-of-sample Exchange Rate Predictability with Taylor Rule Fundamentals. *Journal of International Economics*, *77*(2), 167–180.

Ng, S. et Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, *69*(6), 1519–1554.

Paquet, A. (1994). *A guide to Applied Modern Macroeconometrics.* Rapport technique, CREFE, Université du Québec à Montréal.

Philips, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series. *Journal of Monetary Economics*, *9*, 141–43.

Ramey, V. A. (2016). Macroeconomic Shocks and their Propagation. *Handbook of Macroeconomics*, *2*, 71–162.

Rogoff, K. (1991). *Oil, Productivity, Government Spending and the Real Yen-*

dollar Exchange Rate. Pacific Basin Working Paper Series 91-06, Federal Reserve Bank of San Francisco

Rossi, B. (2013). Exchange rate predictability. *Journal of economic literature, 51*(4), 1063–1119.

Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica, 48*(1), 1–48.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus Policy Rules in Practice. Dans *Carnegie-Rochester conference series on public policy*, volume 39, 195–214. Elsevier.