

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LE RÔLE DE LA MONNAIE DANS LA CONDUITE DE LA POLITIQUE
MONÉTAIRE AU CANADA

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR
JADE OUELLETTE

JUIN 2019

REMERCIEMENTS

J'aimerais débiter mon mémoire en remerciant les gens qui m'ont permis d'accomplir une maîtrise en économie financière. J'adresse mes remerciements à mon directeur de mémoire, M. Ambler, professeur du département de sciences économiques à l'Université du Québec à Montréal, pour ses judicieux conseils. De plus, je veux exprimer ma gratitude envers tous les professeurs du département de sciences économiques pour la qualité de l'enseignement ainsi qu'aux personnels administratifs.

Je termine en remerciant ma famille et mon conjoint Stéphane pour tout le support durant mon parcours académique.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES	vi
LISTE DES TABLEAUX	viii
RÉSUMÉ	x
INTRODUCTION	1
CHAPITRE I	
REVUE DE LITTÉRATURE	6
1.1 Les banques centrales et la monnaie	6
1.2 Identification des chocs monétaires	10
1.3 Hypothèse d'orthogonalité des chocs	11
1.4 Restrictions sur les effets contemporains	13
1.5 Analyse des effets sur la politique monétaire	14
CHAPITRE II	
DIFFÉRENTES MESURES DE LA MONNAIE	16
2.1 Ajustement saisonnier des séries	16
2.2 Composantes monétaires	17
2.3 Méthodes d'agrégation de la monnaie	18
2.4 Coût de la quantité de monnaie	21
2.5 Taux de référence	22
2.6 Taux d'intérêt des actifs monétaires	22
2.7 Quantité de monnaie associée aux flux	25
CHAPITRE III	
CYCLE ÉCONOMIQUE ET MONNAIE	28
3.1 Extraction de la composante cyclique	28
3.2 Corrélations croisées et contemporaines	30

CHAPITRE IV	
MÉTHODOLOGIE	37
4.1 Intégration des variables	37
4.2 Modélisations vectorielles autorégressives structurelles	40
4.3 Représentation juste-identifiée	42
4.4 Représentation sur-identifiée	43
4.5 Estimation des modèles VARs	46
4.6 Test de cointégration multivariée	46
4.7 Validité des modèles	50
CHAPITRE V	
RÉSULTATS DES MODÈLES VECTORIELS AUTORÉGRESSIFS STRUC- TURELS	51
5.1 Analyse des effets contemporains	51
5.1.1 Modèles juste-identifiés en niveau	52
5.1.2 Modèles juste-identifiés en taux de croissance	53
5.1.3 Modèles sur-identifiés en niveau	54
5.1.4 Modèles sur-identifiés en taux de croissance	55
5.2 Analyse des effets dynamiques	56
5.2.1 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du cycle	58
CONCLUSION	61
ANNEXE A	
AJUSTEMENT SAISONNIER	63
ANNEXE B	
RETARDS DES CRITÈRES D'INFORMATION	68
ANNEXE C	
COINTÉGRATION	69
ANNEXE D	
ANALYSE DES MODÈLES VARs	71
ANNEXE E	
ANALYSE DES SENTIERS DE RÉPONSE DES MODÈLES VARs	73

ANNEXE F	
DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION	78
BIBLIOGRAPHIE	86

LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Différentes mesures de l'agrégat M1	26
2.2 Différentes mesures de l'agrégat M1+	26
2.3 Différentes mesures de l'agrégat M1++	27
2.4 Différentes mesures de l'agrégat M2	27
A.1 Monnaie en circulation	63
A.2 Comptes chèques	64
A.3 Comptes courants	64
A.4 Dépôts des particuliers transférables par chèque	65
A.5 Autres dépôts à préavis transférables par chèque	65
A.6 Dépôts des particuliers transférables par chèque	66
A.7 Autres dépôts à préavis non transférables par chèque	66
A.8 Dépôts des particuliers à terme	67
E.1 Fonction de réponse du modèle juste-identifié en niveau avec M1D	73
E.2 Fonction de réponse du modèle juste-identifié en niveau avec M2D	74
E.3 Fonction de réponse du modèle juste-identifié en taux de croissance avec M1D	74
E.4 Fonction de réponse du modèle juste-identifié en taux de croissance avec M1D	75
E.5 Fonction de réponse du modèle sur-identifié en niveau avec M1D .	75
E.6 Fonction de réponse du modèle sur-identifié en niveau avec M2D .	76

E.7	Fonction de réponse du modèle sur-identifié en taux de croissance avec M1D	76
E.8	Fonction de réponse du modèle sur-identifié en taux de croissance avec M2D	77

LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Composantes des agrégats monétaires	18
2.2 Taux d'intérêt des composantes monétaires	24
3.1 Corrélations contemporaines et croisées du PIB réel et de la monnaie en niveau	33
3.2 Corrélations contemporaines et croisées du déflateur du PIB réel et de la monnaie en niveau	34
3.3 Corrélations contemporaines et croisées du PIB réel et de la monnaie en taux de croissance	35
3.4 Corrélations contemporaines et croisées du déflateur du PIB réel et de la monnaie en taux de croissance	36
4.1 Tests de stationnarité en niveau	39
4.2 Tests de stationnarité en taux de croissance	39
4.3 Rang de cointégration	47
4.4 Test de Johansen	49
5.1 Statistiques LR	52
B.1 Critères d'information des séries en niveau	68
B.2 Critères d'information des séries en taux de croissance	68
C.1 Estimation par MCO du MVCE incluant l'agrégat M1D	69
D.1 Estimation par maximum de vraisemblance des modèles juste-identifiés	71
D.2 Estimation par maximum de vraisemblance des modèles sur-identifiés	72
F.1 Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en niveau incluant M1D	78

F.2	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en niveau incluant M1D	78
F.3	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en niveau incluant M2D	79
F.4	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en niveau incluant M2D	79
F.5	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M1D	80
F.6	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M1D . . .	80
F.7	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M2D	81
F.8	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M2D . . .	81
F.9	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en niveau incluant M1D	81
F.10	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en niveau incluant M1D	82
F.11	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en niveau incluant M2D	83
F.12	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en niveau incluant M2D	83
F.13	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M1D	84
F.14	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M1D	84
F.15	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M2D	85
F.16	Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M2D	85

RÉSUMÉ

Nous estimons pour la période de 1974 à 2006 un vecteur autorégressif structurel (VARs) avec des conditions d'orthogonalité entre les résidus pour modéliser une règle qui conduit la politique monétaire avec un rôle passif et un VARs contraint pour représenter une règle où les agrégats sont explicitement définis pour admettre un rôle actif de la monnaie. Les résultats vont démontrer beaucoup de similitudes entre ces deux derniers modèles lors de l'analyse des fonctions de réponse. D'ailleurs, nous avons calculé l'indice de Divisia pour quantifier la monnaie du fait qu'elle inclut le vrai coût d'opportunité associé à la monnaie. Ainsi, cette méthodologie permet d'appliquer différentes relations contemporaines sur les variables. Entre autres, ces liens structurels sont motivés par le calcul des corrélations qui présente la monnaie comme procyclique. Dans la littérature, les recherches se situent au niveau d'un VARs non contraint, c'est donc la première fois que des modélisations VARs contraintes et non contraintes sont comparées dans un contexte canadien. L'objectif de cette comparaison est de comparer une modélisation qui admet une règle de politique monétaire semblable à celle de Taylor, soit un rôle passif pour la monnaie, avec une représentation où cette règle est uniquement fonction du taux d'intérêt de courte terme et de la monnaie calculé en indice de Divisia. Notamment, les coefficients estimés par maximum de vraisemblance et les sentiers de réponse des modélisations autorégressives suggèrent un rôle actif de la monnaie lors de la gestion de la politique monétaire. En effet, l'analyse dynamique soutient ce résultat du fait qu'à la suite d'une innovation sur le taux directeur, la réponse de la monnaie est négative à long terme. De plus, la réaction avec la modélisation VARs contrainte capte un peu plus de mouvement par comparaison au modèle contraint. Somme toute, les agrégats calculés avec la méthode de l'indice de Divisia renferment de l'information sur les réactions un trimestre en retard de certaines variables macroéconomiques, telles que la production réelle et l'inflation, à la suite d'une innovation sur le taux directeur. Toutefois, les résultats contemporains et l'analyse dynamique vont démontrer la difficulté des modèles VARs à estimer sans énigme de prix et de liquidité des équations qui représentent les actions de la Banque centrale, la demande et l'offre de monnaie.

Mots-clés : Monnaie, indice de Divisia, VARs, politique monétaire, Canada.

INTRODUCTION

En 1968, Milton Friedman avance une relation étroite entre la quantité de monnaie dans l'économie et le taux d'inflation. Il soutient que les décisions en matière de politique monétaire ont un impact à court terme sur certaines variables macroéconomiques telles que la production réelle, le chômage et l'investissement. Cependant, l'ajustement des prix, des salaires et des taux d'intérêt va neutraliser l'effet de l'innovation de la politique monétaire sur ces variables à long terme. Ainsi, uniquement l'inflation est persistante à la suite d'une action de la banque centrale. D'ailleurs, Friedman (1959) explique que seules les variations dans la quantité de monnaie sont responsables des fluctuations systématiques dans la production nominale. Alors, en 1975, la Banque du Canada entreprend le gradualisme monétaire inspiré par Friedman pour réduire le taux d'inflation avec comme instrument de contrôle un agrégat au sens étroit, soit le taux de croissance de l'agrégat M1. Howitt (2010) expliquent que cette politique, influencée par le courant de pensée monétariste, découle du concept d'efficience d'une banque centrale lorsqu'elle est guidée par une règle stricte, soit la diminution de l'inflation en ciblant des réductions dans le taux de croissance de l'agrégat M1.

Par contre, dans les années 80, ce type de politique monétaire s'avère inefficace étant donné qu'il y a une relation empirique instable entre la quantité de l'agrégat M1, les taux d'intérêt et le revenu nominal. En effet, Laidler (2006) explique par la critique de Lucas que lorsqu'il y a un changement dans la politique monétaire, les agents du secteur privé adaptent leur comportement en tenant compte de toute l'information disponible, et non seulement avec l'information passée. De ce fait, ces ajustements font en sorte que les relations entre les variables macroéconomiques réputées stables¹ dans le temps ne le sont pas du fait que les agents

1. La courbe de Phillips qui énonce une relation inverse entre le taux de chômage et l'inflation.

réagissent en fonction de leurs anticipations dites rationnelles. C'est pourquoi toutes les actions sur la politique monétaire n'auront aucun effet lorsque l'objectif est de relancer ou ralentir l'économie². L'échec de cette politique se reflète par une période d'inflation élevée au Canada entre les années 1975 et 1980. De même, plusieurs pays durant cette période sont affectés par des tensions inflationnistes, dont la Nouvelle-Zélande. Sherwin (1997) explique que la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande a réussi à diminuer significativement le taux d'inflation après une nouvelle réforme commencée en 1984³ dont l'objectif est de limiter la croissance du niveau général des prix par la mise en place d'une fourchette cible de l'inflation, initialement situé entre 0 % et 2 %.

Pour la Banque du Canada, c'est en 1991 qu'elle va mettre en place le système actuel qui repose sur une politique monétaire discrétionnaire avec comme instrument principal le taux d'intérêt nominal et non l'offre de monnaie. Vers la fin de l'année 1995, l'objectif est explicitement défini par une cible de l'inflation située entre 1 % et 3 % pour obtenir une stabilisation généralisée des variables macroéconomiques. La banque centrale justifie cette approche en soutenant que « la politique monétaire vise à préserver la valeur de la monnaie en maintenant l'inflation à un niveau bas, stable et prévisible. Elle permet ainsi aux Canadiens de prendre des décisions en matière de dépenses et d'investissements avec une plus grande confiance, favorise l'investissement à long terme dans l'économie du pays et contribue à une création d'emplois soutenue et à l'accroissement de la productivité : des ingrédients nécessaires pour améliorer notre niveau de vie ». ⁴ Certes, il y a un intérêt marqué à mettre en place un système de contrôle de l'inflation pour promouvoir la performance économique dans son ensemble. C'est pourquoi

2. Laidler (2006) propose aussi que la loi de Goodhart en 1975 ait aussi contribué à la fin du gradualisme monétaire. Cette loi avance que lorsque des indicateurs statistiques sont ciblés dans la conduite d'une politique économique, ils perdent de l'information et ne deviennent plus fiables étant donné qu'ils sont manipulés.

3. C'est en 1989 que la loi sur la Banque de réserve de la Nouvelle-Zélande officialise son programme de réformes sur les cibles en matière d'inflation.

4. Banque du Canada [s.d.]. Politique monétaire. Récupéré de <http://www.banqueducanada.ca/grandes-fonctions/politique-monetaire/>

il est fondamental de se questionner sur le rôle de la monnaie dans la politique monétaire émise par la Banque du Canada dans la poursuite de sa mission d'agir en tant qu'agent stabilisateur de l'économie canadienne.

Toutefois, le rôle de la monnaie dans la transmission de la politique monétaire au Canada est un sujet controversé. Notamment, il existe un débat auquel la masse monétaire joue un rôle passif, ou non. Laidler (1999) explique le rôle passif des agrégats monétaires par l'idée que, par exemple, lorsque la politique monétaire est expansionniste, la banque centrale va réagir en diminuant le taux d'intérêt nominal pour stimuler l'économie. Il suit d'une baisse du taux d'intérêt réel qui engendra une diminution du coût d'opportunité à détenir de la monnaie et donc, une augmentation de la demande de celle-ci. Par conséquent, les autorités monétaires vont augmenter l'offre de monnaie et la demande va s'ajuster passivement aux fluctuations des quantités demandées pour qu'ainsi, le marché de la monnaie soit toujours en équilibre. Toutefois, l'auteur suggère un rôle actif de la monnaie soit d'accorder un rôle explicite aux agrégats dans la règle qui conduit la politique monétaire. Laidler explique qu'une action sur celle-ci produit des variations dans l'offre d'emprunt au système bancaire, et non des fluctuations dans la demande de monnaie. Les consommateurs ne veulent pas plus de monnaie, ils acceptent de nouvelles encaisses en contrepartie d'un taux d'intérêt pour augmenter leur consommation. C'est pourquoi la monnaie dépend des effets des encaisses excédentaires sur la production en terme de dépense. Par conséquent, le rôle actif suggère d'inclure la monnaie dans la gestion de la cible d'inflation à cause de la possibilité d'un déséquilibre dans l'offre et la demande de monnaie qui génère de l'inflation. D'ailleurs, Adam et Hendry (2001) expliquent ce déséquilibre par le fait que les agents économiques désirent à long terme une demande de monnaie où le niveau de leurs encaisses réelles à court terme se situe autour de cette cible. Il s'agit du rôle tampon de la monnaie qui explique les écarts temporaires de l'offre anticipée de la monnaie et de la demande estimée à long terme.

Alors, pour attribuer un rôle actif ou passif à la quantité de monnaie offerte dans la conduite de la politique monétaire, il faut définir adéquatement la mesure de l'offre de monnaie du fait que l'évolution de celle-ci dépend d'une méthode d'agrégation définie a priori. Afin de traiter cette problématique, deux méthodes

d'agrégation seront étudiées pour soulever celle qui possède un plus fort pouvoir prédictif de l'inflation et de la production réelle soient la simple sommation et l'indice de Divisia. Les différents agrégats seront construits selon la méthodologie de Serletis et Molik (1999) étant donné que l'indice de Divisia n'est pas calculé par la Banque du Canada. Les coefficients de corrélations ont démontré que la monnaie est un déterminant du cycle en se révélant procyclique pour les deux méthodes d'agrégation. De plus, comme Belongia et Ireland (2016), une modélisation juste-identifiée avec un vecteur autorégressif structurel (VARs) qui identifie une règle de politique monétaire semblable à celle de Taylor, et donc attribue un rôle passif à la monnaie, seront comparées à un modèle sur-identifié dont la règle qui dirige les interventions de la Banque centrale est définie par une relation de simultanéité entre la quantité de monnaie offerte et le taux directeur, ce qui implique un rôle actif des agrégats monétaires. Les résultats vont démontrer que les coefficients estimés du modèle juste-identifié sont incompatible avec les actions d'une politique monétaire alors que pour le modèle sur-identifié incluant l'agrégat M1 élaboré en indice de Divisia, le comportement de la Banque centrale est conformément exprimé. Toutefois, dans les deux types de représentations, les demandes de monnaie estimés n'auront pas les propriétés adéquates. De plus, l'analyse dynamique va nous permettre d'évaluer les réactions à la suite d'une innovation monétaire. Il apparaît que les sentiers de réponse sont similaires pour les deux différents modèles en plus de présenter beaucoup de volatilité dans le produit intérieur brut (PIB) réel engendré par un choc de la Banque centrale sur le taux directeur. La contribution du mémoire se situe au niveau de l'application d'un modèle structurel incluant l'indice de Divisia au Canada en plus d'ajouter la monnaie au sens large dans les VARs. Le but de cette présente étude est donc d'analyser le rôle des agrégats monétaires au moyen de modèles statistiques identifiés avec des relations contemporaines, juste-identifiantes ou sur-identifiantes, dans la conduite de la politique monétaire au Canada pour la période de 1974 à 2006.

Dans la section suivante, le texte traitera du raisonnement des banques centrales à utiliser une quelconque méthode d'agrégation ainsi que des hypothèses pour identifier les différents chocs monétaires. La section deux portera sur la construction des agrégats utilisés dans ce travail. La section trois s'intéresse aux évidences

empiriques des données et elle s'appuie sur les corrélations croisées et contemporaines entre la monnaie et des variables représentant le cycle économique. La section quatre explique la méthodologie pour l'estimation des modèles VARSs basée sur des hypothèses d'identification des innovations monétaires. La section cinq décrit les résultats de ce mémoire.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

Dans cette section, il sera discuté des difficultés pour établir le rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire. Notamment, cette revue de littérature présente les motivations des banques centrales à publier différentes mesures des agrégats monétaires et par conséquent, les inclure activement ou passivement dans une stratégie de maîtrise de l'inflation. De plus, des articles sur les hypothèses de la représentation VARS pour identifier des innovations monétaires et ses effets dans l'économie seront mis de l'avant.

1.1 Les banques centrales et la monnaie

Les différentes banques centrales à travers le monde ne publient pas toutes les mêmes mesures pour quantifier la monnaie. Au Canada, les agrégats sont calculés par la méthode de la simple sommation. Dans un rapport de la Banque du Canada, Longworth et Attah-Mensah (1995) ont testé la performance prédictive de sept agrégats construits en simple sommation. Il s'agit de trois agrégats standards des banques à charte (M1, M2 et M3)¹, deux agrégats qui ajoutent des dépôts ne provenant pas des institutions bancaires (M2+ et M3+) ainsi que deux agrégats de liquidité (LL et LL+) qui augmentent M3 et M3+ des acceptations bancaires, du papier commercial, des obligations d'épargne du Canada, des bons du Trésor détenus par les sociétés non financières et des obligations du Canada détenues par le secteur non financier avec une échéance de un à trois ans. Dans leur texte,

1. L'agrégat M3 n'est plus calculé par la Banque du Canada, mais uniquement publié sous forme de statistique par l'Organisation de coopération et de développement économiques.

Longworth et Attah-Mensah (1995) se basent sur le rapport de la Banque du Canada de Cockerline et Murray (1981), qui utilise les données de 1968 à 1980, et celui de Hostland et al. (1988), qui traite celles de 1969 à 1986, pour ajouter une série qui comprend les trimestres jusqu'à 1989. Les auteurs ont comparé des agrégats monétaires simples avec leur contrepartie calculée avec l'indice de Fisher, un indice pondéré ressemblant à l'indice de Divisia, à la différence qu'il est mesuré en niveau. D'un point de vue empirique, les auteurs confirment les résultats des études précédentes mentionnées ci-dessus et ils démontrent le contenu informatif des agrégats traditionnels en simple sommation sur leur capacité à prédire le niveau des prix, la production réelle et les dépenses nominales. Longworth et Attah-Mensah (1995) amènent que « le pouvoir prédictif des agrégats monétaires pondérés surpasse rarement celui des agrégats établis par simple sommation pour ce qui est de la prévision de l'évolution des principales variables macroéconomiques au Canada ». Ils concluent que l'agrégat M1SS est le meilleur indicateur de la production nominale, l'agrégat M1SS réel le meilleur pour le PIB réel en terme de dépenses alors que les agrégats construits en simple sommation au sens large sont supérieurs pour prédire l'inflation. De plus, les auteurs ont identifié des demandes de monnaie dynamiques non stables avec un modèle vectoriel avec correction d'erreur (MVCE) lorsque la monnaie est mesurée par un indice de Fisher. Or, une fonction de demande de monnaie instable guide inadéquatement la politique monétaire. Par conséquent, les auteurs soutiennent que la Banque du Canada a cessé de construire les agrégats avec l'indice de Fisher sachant qu'ils ne surclassent pas systématiquement les agrégats construits avec la méthode de la simple sommation, qu'ils sont plus coûteux à produire ainsi que de la difficulté à convertir des concepts théoriques en leurs extensions empiriques.

Néanmoins, l'indice de Divisia est publié dans le bulletin trimestriel de la Banque d'Angleterre. Dans un rapport de la banque centrale écrit par Hancock (2005), il justifie l'utilisation de la monnaie Divisia par son lien plus fort à court terme avec les dépenses nominales par comparaison à un agrégat nominal simple. Il y décrit deux hypothèses fondamentales qui expliquent le calcul d'un indice pondéré au Royaume-Uni. La première hypothèse spécifie que les dépôts, qui ont comme caractéristique d'être relativement peu liquides, seront les moins utilisés dans les

transactions par comparaison à la monnaie scripturale. Ainsi, il suit la deuxième hypothèse qui énonce une rentabilité plus élevée lorsque la monnaie est moins liquide. L'auteur fait aussi ressortir la possibilité d'apporter des modifications sur l'indice de Divisia sans changer sa nature théorique. Par exemple, un bris structurel peut être ajouté au dénominateur de l'indice pondéré ainsi qu'une approche de l'enveloppe pour le taux de référence. Hancock (2005) souligne que le taux de référence optimal est celui qui apporte une réserve de valeur des actifs monétaires au moins équivalant à celle des composantes de l'offre de monnaie. Ainsi, l'approche de l'enveloppe utilise comme taux de référence le taux d'intérêt le plus élevé dans les actifs d'un agrégat au sens large, soit M4 au Royaume-Uni, au lieu d'un taux artificiellement construit avec les obligations de trois mois augmentés d'un ajustement arbitraire de 200 points de base.

De même, la Réserve fédérale des États-Unis publie l'indice des services monétaires qui correspond au flux de la monnaie agrégée par la méthode de Divisia. Avec des données américaines, Belongia et Ireland (2014) ont reporté le cadre de travail de Barnett des années 1980 dans un environnement stochastique et dynamique en équilibre général où l'objectif explicite est l'optimisation du comportement des firmes, des ménages et des institutions financières. Le modèle développé est un prolongement du modèle standard keynésien avec ses particularités distinctives d'une concurrence monopolistique entre les firmes et d'une rigidité du niveau des prix nominaux. Leur analyse suggère les mêmes résultats que Barnett ; l'approximation de Divisia capte presque parfaitement le mouvement de la vraie monnaie et donc évoque un rôle étendu de celle-ci à titre indicateur lors de fluctuation du cycle économique, et cela, plus particulièrement lors de crises financières. Ils comparent cette mesure à un indice superlatif étant donné qu'elle serait théoriquement et empiriquement plus performante que la simple sommation des agrégats monétaires et qu'elle serait étroitement liée aux mouvements dans le niveau des prix et la production réelle.

Toutefois, le Rapport sur la politique monétaire de la Banque du Canada ne mentionne plus les agrégats depuis 2005. Pourtant, ils étaient des indicateurs monétaires surveillés de près par la Banque centrale avant les années 1999, pour graduellement être mis de côté. Dans la littérature, plusieurs auteurs soutiennent

la présence de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire. Benati *et al.* (2017) ont analysé la demande de monnaie à long terme de 32 pays, dont le Canada, à partir du milieu du 19e siècle. Les auteurs ont identifié une relation d'équilibre entre la vitesse de circulation de l'agrégat au sens étroit M1 et le taux d'intérêt de court terme, ou bien entre la quantité de l'agrégat M1, la production réelle et le taux de court terme². Or, ceci contredit l'argument principal émis par plusieurs banques centrales en ce qui concerne la négligence de la mesure de l'offre de monnaie dans la conduite de la politique monétaire, soit une relation instable de la demande des agrégats³.

Depuis la récession de 2008, plusieurs banques centrales ont abaissé le taux d'intérêt de court terme à sa borne inférieure effective, créant une augmentation de la consommation de produits financiers. Au même moment est apparu le souci de la déflation, soit une diminution généralisée du niveau des prix, ainsi que la difficulté à créer de l'inflation. Par conséquent, Benati *et al.* (2017) soutiennent la gestion de l'inflation avec un rôle actif des agrégats monétaires. En effet, ils avancent que l'abaissement du taux d'intérêt de court terme à sa borne inférieure est une conséquence des anticipations mal ancrées provenant du secteur privé, et non une maîtrise efficiente de l'inflation. Un autre argument qui contredit la négligence des agrégats monétaires dans la conduite de la politique monétaire est la robustesse de la proposition de neutralité de la monnaie à long terme. En effet, Benati (2009) utilise l'analyse spectrale pour étudier la relation entre l'inflation et le taux de croissance de la monnaie, au sens large et étroit. Ainsi, le calcul de la cohérence spectrale, soit une mesure de la corrélation en fréquence, démontre peu de variation à long terme, c'est-à-dire lorsque la fréquence est nulle, en plus d'être

2. Par contre, les auteurs précisent qu'à court terme, les déviations de celle-ci sont larges et persistantes, donc la demande est instable.

3. Plusieurs économistes affirment que la modification de la vitesse de circulation de la monnaie créée par les changements techniques des années 1980 dans le système bancaire a engendré une instabilité dans les composantes de la demande de monnaie. Cynamon *et al.* (2006) ont mis en évidence les distorsions lorsqu'il y a la possibilité d'échapper aux réserves obligatoires avec l'utilisation de programmes de crédits automatisés qui systématiquement transfère un montant d'argent dans une option d'investissement à plus forte rentabilité à la fin de chaque jour ouvrable. Ces changements affectent numériquement la classification des dépôts et ainsi créer un biais dans la statistique officielle concernant les agrégats monétaires.

peu différent d'un degré de covariation unitaire pour plusieurs pays, incluant le Canada. Alors, ce résultat implique qu'à long terme, la part de la variation de l'inflation expliquée par la croissance de la monnaie est approximativement de 100 pour cent. De ce fait, les mouvements de la croissance des agrégats monétaires et de l'inflation sont d'un pour un, ce qui suggère la neutralité monétaire à long terme et appuie donc la proposition de Friedman qu'il s'agit des effets de la monnaie qui influencent la direction de la production nominale.

1.2 Identification des chocs monétaires

Plusieurs études concernant l'orientation de la politique monétaire utilisent un modèle avec vecteur autorégressif (VAR). Supposons que l'économie canadienne est décrite par le VARS de type AB décrit par Lütkepohl (2005, chapitre 9) comme suit :

$$AX_t = \sum_i^p A_i^* X_{t-1} + B\epsilon_t \quad (1.1)$$

où A capte les effets contemporains du vecteur qui se compose de n variables d'intérêt, $A_i^* = AA_i \quad \forall i, \dots, p$ alors que B est une matrice de dimension $(n \times n)$ qui affectent les chocs structurels indépendamment et identiquement distribués. Pour estimer le modèle VARS, Lütkepohl (2005, Chapitre 9) exprime la dynamique contemporaine des innovations de la forme structurelle du système avec une forme réduite en pré multipliant l'équation (1.1) par A^{-1} . Ainsi, la forme réduite du système est la suivante :

$$X_t = \sum_i^p A_i X_{t-1} + u_t \quad (1.2)$$

où $u_t = A^{-1}B\epsilon_t$ est un vecteur $(n \times 1)$ représentant les chocs de la forme réduite. Pour identifier les différentes innovations structurelles, il faut que la matrice de variance et de covariance de dimension $(n \times n)$ des résidus u_t existe telle que

$$E(u_t u_t') = A^{-1} B E(\epsilon_t \epsilon_t') B' (A^{-1})' = A^{-1} B B' (A^{-1})' = \Omega. \quad (1.3)$$

Plusieurs articles concernant diverses hypothèses pour identifier les innovations structurelles seront présentés dans les sections suivantes.

1.3 Hypothèse d'orthogonalité des chocs

Sims (1980) propose pour résoudre le problème d'identification un modèle VARS avec des contraintes de simultanéité de manière à obtenir une structure triangulaire et donc, récursive. Ce modèle est équivalent à estimer un modèle VAR. La méthode consiste à appliquer une factorisation de la matrice de variance et de covariance des chocs de la forme réduite telle que $\Omega = P P'$ où P est une matrice triangulaire inférieure issue de la décomposition de Cholesky de dimension $(n \times n)$. Or, étant donné l'équation (1.3), il suit que $(A^{-1} B)^{-1} = P$ est une des solutions possibles pour identifier localement les innovations fondamentales. Le système sera juste identifié sachant qu'il y a $n \times \frac{n-1}{2}$ paramètres non restreints à une valeur de zéro ou un dans la matrice P . De même, les résidus sont non corrélés du fait qu'ils sont orthogonaux et asymptotiquement distribués tels que $u_t = P \epsilon_t \sim N(0, B)$.

Toutefois, Cooley et Leroy (1985) soulignent la récursivité d'un système juste identifié du fait que l'ordonnancement des variables intégrées a un effet sur l'estimation des innovations fondamentales. Les variables succédant l'indicateur du choc n'ont aucun impact sur les résidus structurels et donc, l'exogénéité des variables est postulée a priori. La modélisation n'est plus sans appui théorique avec le classement des séries intégrées de la plus exogène à la plus endogène. C'est pourquoi l'ordre des variables d'intérêt doit refléter des fondements issus de la théorie économique pour appuyer les résultats de ce type de système. D'ailleurs, ce modèle récursif sera présenté avec des données canadiennes dans le chapitre 4 concernant la méthodologie.

Une étude de Serletis et Molik (2010) a évalué les différentes performances des techniques d'agrégation à l'aide d'un modèle VAR sur des données canadiennes. La monnaie est représentée par différentes méthodes d'agrégation telles que la simple

sommation, l'indice de Divisia et les équivalents monétaires (EM). L'indice EM se différencie de l'indice de Divisia, qui mesure une quantité de monnaie, par le fait qu'il mesure la richesse avec des flux monétaires. Dans leur étude, Serletis et Molik (2010) présentent les corrélations contemporaines entre chaque agrégat et la composante cyclique du produit intérieur brut (PIB) réel extraite à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott. Les résultats font ressortir l'effet procyclique de la monnaie sur la production réelle uniquement avec les agrégats M1 construits en simple sommation (M1SS), M1 en indice de Divisia (M1D), M1+ en simple sommation (M1SS+) et M1+ en indice de Divisia (M1D+). Les auteurs ont aussi vérifié l'ordre d'intégration des variables avec différents types de tests. Le test augmenté de Dickey et Fuller (1981) et le test non paramétrique de Phillips (1987) ont été appliqués pour vérifier l'hypothèse nulle d'une racine unitaire. De même, ils ont complété leur analyse avec le test de Kwiatkowski *et al.* (1992) pour évaluer la validité d'une différente hypothèse nulle, soit la stationnarité des données, et ainsi conclure que les variables sont intégrées d'ordre un. D'ailleurs, le test bivarié de Engle et Granger (1987) ne suggère aucun lien de cointégration entre les différents agrégats et la production nominale et réelle. Le test de causalité à la Granger (1969) avance que M1D est un indicateur avancé de la production nominale alors que l'agrégat M1D+ est celui qui contient le plus d'information sur le PIB réel. De même, aucun agrégat monétaire ne contient de l'information sur l'inflation. Ensuite, du fait qu'il y existe un de lien de causalité entre la monnaie et la production réelle, les auteurs ont appliqué un modèle VAR. Les variables sont le taux d'intérêt des bons du Trésor à 90 jours, la monnaie sous ses différentes définitions, le niveau des prix mesuré par l'indice implicite des prix et le PIB réel, insérées dans cet ordre dans le vecteur des variables intégrées. Mise à part le taux d'intérêt, les données sont sous forme de logarithme. De plus, Serletis et Molik (2010) ont fait l'hypothèse que le taux d'intérêt est l'indicateur du choc monétaire étant donné qu'il est situé avant l'agrégat monétaire. Toutefois, il en résulte que les fonctions de réponse ne permettent pas de déterminer si un ou plusieurs agrégats monétaires engendrent des résultats conformément aux effets de la politique monétaire sur le niveau des prix et les liquidités du fait des invraisemblances dans la réaction des variables d'intérêt.

1.4 Restrictions sur les effets contemporains

Une autre stratégie d'identification proposée par Sims (1992) ainsi que Christiano *et al.* (1999, Chapitre 2) permet d'isoler les innovations sur la politique monétaire en contraignant des paramètres à une valeur de zéro ou un. De cette façon, Belongia et Ireland (2016) ont identifié des chocs sur la politique monétaire, sur la demande de monnaie ainsi que sur l'offre de monnaie. Ils ont d'abord reconsidéré la proposition de Friedman et Schwartz (1963) au sujet du lien possible entre la monnaie et l'instabilité de variables réelles, soit que la quantité de monnaie offerte est procyclique et qu'elle devance le cycle de deux trimestres. Ils ont évalué la corrélation entre les composantes cycliques de la monnaie, du PIB réel et du niveau des prix mesuré par le déflateur du PIB. La monnaie est quantifiée par plusieurs agrégats monétaires dont M1SS, M2SS, M1D, M2D ainsi que MZM défini comme la monnaie dont l'échéance des actifs est nulle. Pour ce faire, les auteurs ont extrait la tendance de toutes les variables à l'aide du filtre de Baxter et King (1999). Notamment, ce filtre passe-bande extirpe la tendance pour en produire des séries temporelles stationnaires. Les auteurs relèvent une forte corrélation de la monnaie avec le cycle économique américain particulièrement lorsque l'échantillon est divisé en trois sous-groupes qui possèdent leurs propres caractéristiques soit la période de la « Grande inflation » de 1967 à 1983, de la « Grande modération » de 1984 à 1999 et de la « Grande récession » de 2007 à 2009. De plus, l'agrégat monétaire M1D apparaît comme l'indicateur avancé de la production réelle et du niveau des prix.

Par la suite, Belongia et Ireland (2016) ont comparé un modèle SVAR juste identifié ainsi que sur identifié en niveau et en taux de croissance. La modélisation juste identifiée décrit une règle de la politique monétaire dont l'indicateur est le taux directeur qui varie de façon contemporaine avec le niveau des prix et la production réelle, et donc qui se rapproche à une règle de Taylor. Le modèle sur identifié représente une règle simple dont l'agrégat M1D covarie seulement avec le taux d'intérêt directeur. Le vecteur de variables intégrées est $X_t = [p_t y_t cp_t r_t m_t u_t]'$ où p_t est le déflateur du PIB, y_t est le PIB réel, cp_t est l'indice du prix des commodités, m_t est l'agrégat M1D et u_t est le prix dual à la quantité de monnaie M1D. Ce modèle est favorisé par les auteurs du fait que les coefficients estimés sont généralement

consistant avec les corrélations calculées et qu'il identifie des effets dynamiques d'une innovation monétaire sur la production réelle et l'agrégat M1D plus larges et plus persistant que le modèle où la gestion du taux directeur est dictée par une règle qui n'inclut pas la monnaie. De plus, le modèle juste identifié reproduit une réponse non valide du niveau de prix à la suite d'un choc monétaire, appelée dans la littérature énigme des prix. C'est pourquoi les auteurs concluent qu'il faut attribuer un rôle plus actif de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire. Par conséquent, cette modélisation avec des hypothèses d'identifications sur les effets contemporains sera comparée à la représentation récursive dans le chapitre 5 qui présente les résultats des modèles.

1.5 Analyse des effets sur la politique monétaire

Les modèles VARs peuvent parfois engendrer des réponses erronées lorsque les chocs sur politique monétaire sont identifiés avec des innovations sur le taux d'intérêt de court terme. Une énigme des prix apparaît lorsqu'une contraction monétaire est accompagnée d'une réponse positive du niveau des prix au lieu d'une diminution soutenue de la production réelle et du niveau des prix ainsi que lorsqu'une expansion engendre une réponse négative (Bernanke et Gertler, 1995). Pour résoudre cette invraisemblance, Sims (1992) propose d'insérer une variable qui inclut de l'information sur la prévision de l'inflation, soit l'indice des prix des commodités de base. Toutefois, Giordani (2004) explique que l'énigme des prix a disparu étant donné que l'indice des prix des matières premières est corrélé avec une variable omise, soit l'écart de production, défini par la différence entre le niveau de PIB réel et son niveau potentiel. Il explique que le taux d'intérêt covarie positivement avec l'écart de production et donc, qu'il agit comme un intermédiaire pour la variable omise. Ainsi, le niveau des prix aura une réponse négative, sans énigme de prix.

Un autre type de réponses erronées dans l'analyse des effets d'une politique monétaire est une énigme de liquidité qui apparaît lorsque les chocs sur la politique monétaire sont identifiés par des innovations sur la quantité de monnaie offerte (Kim et Roubini, 2000). Or, pour éviter une énigme de liquidité, il faut que de manière contemporaine une augmentation du taux d'intérêt de court terme s'accom-

pagne d'une diminution de la quantité de monnaie offerte ainsi que la production. Kelly *et al.* (2010) ont appliqué un modèle VAR sur des données américaines dont l'ordonnancement des variables est le suivant : la monnaie mesurée par l'indice des services monétaires (ISM), le taux d'intérêt des fonds fédéraux, l'indice des prix à la consommation et la production industrielle. Les auteurs concluent que l'énigme de liquidité disparaît lorsque les variables sont en taux de croissance et que l'ISM est calculé avec le niveau agrégé de M2 Divisia (M2D). L'intuition derrière ce résultat s'explique par les erreurs de mesures engendrées par les agrégats calculés avec la méthode de la simple sommation de même que les agrégats étroits tels que les réserves de la banque centrale non empruntées, la base monétaire M0 et l'agrégat M1 du fait qu'ils ne prennent pas en considération les effets sur la quantité de monnaie des actifs monétaires non inclus.

CHAPITRE II

DIFFÉRENTES MESURES DE LA MONNAIE

Cette section caractérise les différentes mesures de la monnaie utilisées dans cette recherche empirique. Les données sont des séries chronologiques trimestrielles et l'échantillon débute en avril 1974 et il se termine en décembre 2006. Les différentes méthodes d'agrégation des composantes des actifs monétaires au Canada mises en évidence dans ce chapitre sont la simple sommation et l'indice de Divisia. Les séries utilisées proviennent de la base de données CANSIM de Statistique Canada.

2.1 Ajustement saisonnier des séries

La désaisonnalisation permet de lisser les séries des fluctuations causées par le changement des saisons de même que les jours ouvrables. Or, Statistique Canada ne présente pas les séries désaisonnalisées pour toutes les composantes de l'agrégat M2. Par souci de cohérence, les séries ont été extraites non ajustées. Par la suite, avant le calcul d'agrégation des actifs monétaires, un filtre a été appliqué sur chaque série. L'ajustement saisonnier des séries se fait avec la méthode semi-paramétrique X-13-ARIMA-SEATS publiée par l'agence statistique du Bureau du recensement des États-Unis (2007). Cette méthode est une amélioration de l'approche paramétrique X-11 de Shiskin (1954) qui repose sur des moyennes mobiles symétriques et asymétriques. En effet, l'ajout de la modélisation ARIMA, résumée par Box et Jenkins (1976), améliore l'estimation des périodes récentes en extrapolant le début et la fin de l'échantillon. C'est pourquoi la méthodologie pour corriger l'effet des saisons dans ce texte se résume par une combinaison de filtres linéaires basés sur l'approche X-11 et un processus de sélection automatique d'un

modèle ARIMA.

L'approche X-13-ARIMA-SEATS consiste donc à supposer une régression linéaire simple pour le niveau des actifs monétaires m_t . Ainsi, les séries prennent la forme $m_t = \sum_{i=1}^n \beta_i m_{it} + z_t$ où β_i est le coefficient de régression associé à une des n composantes observées et où la variable z_t est l'erreur de la régression. Le modèle regARIMA généré par le programme de désaisonnalisation s'écrit comme suit :

$$\phi(L)\Phi(L^s)(1-L)^d(1-L^s)^D[m_t - \sum_{i=1}^n \beta_i m_{it}] = \theta(L)\Theta(L^s)\epsilon_t. \quad (2.1)$$

L'équation (2.1) suit un modèle de forme générale regARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)$ où (p, d, q) réfère respectivement à l'ordre du processus autorégressif ainsi qu'à l'ordre de l'opérateur de différenciation et de moyenne mobile. Pour (P, D, Q) , les paramètres ont la même signification, mais ils calibrent les effets saisonniers. De plus, L est un opérateur de retard tel que $Lm_{it} = m_{i,t-1}$, $\theta(L) = [(1 - \theta_1)L^1 - \dots - (1 - \theta_p)L^p]$ est un processus autorégressif d'ordre p alors que $\theta(L^s)$ est le même polynôme, mais il décompose la saisonnalité. Pour $\theta(L)$ et $\Theta(L^s)$, il s'agit respectivement des opérateurs de moyenne mobile pour la série complète et pour celles qui isolent les effets saisonniers. Pour les termes $(1 - L)^d$ et $(1 - L^s)^D$, ils impliquent une différenciation d'ordre d pour la série et d'ordre D pour les mouvements saisonniers. De plus, pour des données trimestrielles, la périodicité $s = 4$ correspond à l'intervalle des fluctuations saisonnières. En ce qui concerne ϵ_t , il correspond à un bruit blanc avec une moyenne nulle, une variance finie σ^2 et où ϵ_t est indépendamment et identiquement distribué. Les figures A.1 à A.8 en annexe représentent le lissage des effets saisonniers effectué avec la méthode X-13-ARIMA-SEATS sur les composantes monétaires.

2.2 Composantes monétaires

Les différents actifs monétaires compris dans la composition des agrégats sont tirés d'un article de Serletis et Molik (2010) et d'une publication de l'Institut Fraser (1989). L'agrégat M1 inclut la monnaie en circulation (série CANSIM B2001), les

comptes chèques personnels (B486) et les comptes courants (B487). Pour M1+, il faut ajouter à M1 les dépôts des particuliers transférables par chèque (B452) et les autres dépôts à préavis transférables par chèque (B472). En ce qui concerne M1++, il faut augmenter M1+ des dépôts non transférables par chèque des particuliers (B453) et des autres dépôts à préavis non transférables par chèque (B473). Pour l'agrégat M2, il faut ajouter à M1++ les dépôts des particuliers à terme (B454). Pour une question de disponibilité des données, les agrégats étroits seront construits (M1, M1+ et M1++) ainsi que M2. Toutefois, les agrégats M2+, M2++ et l'agrégat M3 ne seront pas analysés dans ce texte. Le tableau 2.1 résume les composantes des agrégats utilisés.

Tableau 2.1: Composantes des agrégats monétaires

Agrégat	Composante m_{it}	Série CANSIM
	Monnaie en circulation	B2001
	Comptes chèques	B486
M1	Comptes courants	B487
	Dépôts des particuliers transférables par chèque	B452
M1+	Autres dépôts à préavis transférables par chèque	B472
	Dépôts des particuliers non transférables par chèque	B453
M1++	Autres dépôts à préavis non transférables par chèque	B473
M2	Dépôts des particuliers à terme	B454

2.3 Méthodes d'agrégation de la monnaie

La masse monétaire représente la quantité de monnaie en circulation dans l'économie à un temps donné. Elle est mesurée par des indices statistiques qui évaluent les différentes méthodes d'agrégation. Les agrégats utilisés par la banque centrale du Canada sont calculés par la méthode d'une simple sommation. Molik (1999) définit un agrégat M_t^{SS} comme suit

$$M_t^{SS} = \sum_{i=1}^n m_{it} p_t \quad (2.2)$$

où m_{it} est une des n composantes monétaires d'un agrégat et $p_t = 1$ représente le coût d'usage associé à m_{it} . La particularité de cette méthode est que les courbes d'indifférence qui représentent les préférences d'un agent pour les différents actifs monétaires sont parallèles. Les différents agrégats sont donc parfaitement substituables. Ainsi, la solution de la maximisation de l'utilité de l'agent représentatif est telle que celui-ci dispose d'une combinaison de différents actifs monétaires parfaitement substituables ou d'un seul actif dont le coût d'usage est le moindre. La méthode de la simple sommation revient donc uniquement à additionner la valeur de ces substituts parfaits étant donné que l'hypothèse de substituabilité parfaite entre les agrégats permet de fixer leur coût d'opportunité à une constante identique, soit $p_t = 1$. Ainsi,

$$M_t^{SS} = \sum_{i=1}^n m_{it}. \quad (2.3)$$

Or, utiliser l'approche de la simple sommation pour évaluer la monnaie au Canada amène une contradiction avec la théorie économique. Schunk (2001) soulève que l'application d'un poids unitaire est justifiée uniquement si les agrégats monétaires sont des substituts parfaits, ce qui n'est pas le cas. En effet, les agrégats classent les composantes monétaires selon leur degré de liquidité. L'agrégat étroit M1 comprend les composantes les plus liquides alors que M2 est moins liquide du fait qu'il inclut des actifs qui se convertissent moins rapidement en monnaie. Pour M3, l'agrégat le plus large, il comprend des actifs moins liquides que M1 et M2 ce qui met en évidence la fonction de réserve de valeur de la monnaie par rapport à sa fonction de moyen d'échange. D'ailleurs, le degré de liquidité différent des agrégats implique que leur coût de renonciation diffère. Par conséquent, le choix optimal de l'agent représentatif sera une solution de coin étant donné qu'il choisira nécessairement l'actif avec le coût d'usage le plus bas. Ce comportement n'est toutefois pas vérifié dans la réalité. En effet, les détenteurs d'actifs monétaires préfèrent posséder un portefeuille diversifié résultant d'une combinaison de plusieurs actifs au lieu d'un seul actif. L'indice de la simple sommation est donc basé sur des identités comptables qui l'empêchent de capturer et d'expliquer des phénomènes économiques.

Une solution de remplacement pour mesurer la monnaie est l'indice de Divisia, aussi connu comme l'approximation de deuxième ordre de Törnqvist-Theil. Barnett (1980) fut le premier à les produire en se basant sur les indices superlatifs de Diewert (1976) pour dériver un choix économique intertemporel. L'indice de Divisia est obtenu en chaînant en continu les agrégats monétaires pondérés en fonction de leur part dans l'économie. Elle correspond à une combinaison linéaire des flux monétaires ce qui permet de relâcher l'hypothèse de substituabilité parfaite entre les actifs.

En temps continu, le taux de croissance des actifs monétaires s'écrit :

$$\frac{\partial \log M_t}{\partial t} = \sum_{i=1}^n s_{it} \frac{\partial \log m_{it}}{\partial t}. \quad (2.4)$$

Serletis et Molik (2010) ont estimé en temps discret le taux de croissance d'un agrégat comme suit :

$$\log M_t^D - \log M_{t-1}^D = \sum_{i=1}^n s_{it}^* (\log m_{it} - \log m_{i,t-1}). \quad (2.5)$$

Le poids de la composante i est caractérisé par une moyenne mobile de celle-ci sur deux périodes consécutives, soit :

$$s_{it}^* = \frac{1}{2}(s_{it} - s_{i,t-1}). \quad (2.6)$$

La part de l'actif i dans l'économie correspond à

$$s_{it} = \frac{\pi_{it} m_{it}}{\sum_{j=1}^n \pi_{jt} m_{jt}}, \quad (2.7)$$

$$s_{it} = \frac{\pi_{it} m_{it}}{y_t^{\text{nominal}}}, \quad (2.8)$$

où π_{it} est le coût d'usage, à la marge, de la composante monétaire i défini par Barnett (1978) comme suit :

$$\pi_{it} = \frac{R^F - r_{it}}{1 + R^F} \quad (2.9)$$

et où $y_t^{nominal}$ est la dépense totale calculée comme le produit du produit intérieur brut réel et de son déflateur. Le calcul du taux de référence R^F ainsi que le taux d'intérêt r_{it} attribué à l'actif i seront détaillés dans les sections 2.5 et 2.6.

2.4 Coût de la quantité de monnaie

En ce qui a trait aux données des composantes monétaires, elles sont collectées par la Banque du Canada sous la forme nominale. La dépense totale des actifs monétaires peut s'exprimer selon les formes suivantes :

$$y_t = \sum_{i=1}^n \pi_{it}^{nominal} m_{it}^{réel}, \quad (2.10)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n (p_t \pi_{it}^{réel}) \frac{m_{it}^{nominal}}{p_t}, \quad (2.11)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^n \pi_{it}^{réel} m_{it}^{nominal}. \quad (2.12)$$

Ainsi, le calcul des poids s_{it} de l'indice de Divisia permet l'utilisation des valeurs nominales pour les composantes des agrégats comme suit :

$$s_{it} = \frac{\pi_{it}^{réel} m_{it}^{nominal}}{y_t} \quad (2.13)$$

$$s_{it} = \frac{(R^F - r_{it}) m_{it}^{nominal}}{\sum_{i=1}^n \pi_{it}^{réel} m_{it}^{nominal}} \quad (2.14)$$

$$s_{it} = \frac{(R^F - r_{it})m_{it}^{nominal}}{\sum_{i=1}^n (R^F - r_{it})m_{it}^{nominal}} \quad (2.15)$$

2.5 Taux de référence

Le taux de référence a pour fonction de transférer la richesse d'une période à l'autre. La méthodologie se rapporte à Molik (1999) et à Hancock (2005). Il s'agit du taux qui offre théoriquement le plus grand rendement à chaque période, soit une approche de l'enveloppe. Les taux trimestriels sont tirés de la base de données CANSIM de Statistique Canada. Or, aucun taux n'est systématiquement plus élevé. Alors, un programme choisit automatiquement pour tous les trimestres le rendement maximum entre les obligations fédérales avec une échéance de 10 ans (B14013), les certificats de placements garantis de cinq ans (B14080), les rendements moyens des autres obligations mesurés par l'indice total de McLeod, Young et Weir (tableau 176-0043) et tous les autres taux d'intérêt attribués aux actifs monétaires mentionnés dans la section suivante. De plus, pour éviter que le numérateur de l'équation (2.9) soit de zéro et qu'ainsi le coût de l'actif i soit nul, il faut additionner la valeur de 0,01 pour obtenir le taux de référence.

2.6 Taux d'intérêt des actifs monétaires

Pour calculer le coût d'usage d'une composante m_{it} , il faut définir un taux d'intérêt r_{it} selon le degré de liquidité de celle-ci. C'est pourquoi ces taux s'appliquent uniquement à l'indice de Divisia étant donné l'hypothèse d'un coût d'usage identique des différents agrégats pour construire l'indice en simple sommation.

Les taux choisis sont tirés d'un article de Serletis et Molik (2010). Pour la monnaie hors banque (B2001), le taux de rendement est égal à zéro. Pour les dépôts à vue (les comptes chèques et les comptes courants), il faut appliquer le taux de rendement implicite r_D énoncé par Startz (1979) comme suit :

$$r_D = (1 - c)r_A \quad (2.16)$$

où r_A est le taux d'intérêt d'un actif alternatif, soit le rendement des obligations fédérales de trois à cinq ans (B14010), et où c est le coefficient maximum entre les réserves primaires (B808) et les réserves secondaires (B811).

Pour la série B452, les taux appliqués sont ceux offerts sur les dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers (B14035). Le taux des dépôts à terme fixe de 90 jours des particuliers (série B14043) correspond aux taux d'intérêt pour les séries B472 et B473. De plus, les taux des dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers (série B14019) sont les rendements pour la série B453.

En ce qui concerne la série des dépôts des particuliers à terme (B454), il faut appliquer le taux des dépôts à cinq ans (B14045). Cependant, il faut corriger cette série au moyen de la courbe des rendements. En effet, il faut soustraire une prime de liquidité comme suit :

$$r_{it}^c = r_{5,it} - (r_5^T - r_3^T). \quad (2.17)$$

Le taux r_5^T correspond au rendement des obligations fédérales de trois à cinq ans (tableau 174-0043) alors que r_3^T est le rendement des bons du Trésor avec une échéance de trois mois (tableau 174-0043) et $r_{5,it}$ est la série des dépôts à cinq ans. Le tableau 2.2 résume les taux associés aux composantes monétaires pour le calcul de l'indice de Divisia.

Tableau 2.2: Taux d'intérêt des composantes monétaires

Agrégat	Composante m_{it}	Taux d'intérêt
	Monnaie en circulation (B2001)	Zéro
M1	Comptes chèques (B486)	Taux d'intérêt implicite $r_D = (1 - c)r_A$
	Comptes courants (B487)	Taux d'intérêt implicite $r_D = (1 - c)r_A$
	Dépôts des particuliers transférables par chèque (B452)	Taux des dépôts d'épargne transférables par chèque des particuliers (B14035)
M1+	Autres dépôts à préavis transférables par chèque (B472)	Taux des dépôts à terme fixe de 90 jours des particuliers (série B14043)
	Dépôts des particuliers non transférables par chèque (B453)	Taux des dépôts d'épargne non transférables par chèque des particuliers (série B14019)
M1++	Autres dépôts à préavis non transférables par chèque (B473)	Taux des dépôts à terme fixe de 90 jours des particuliers (série B14043)
M2	Dépôts des particuliers à terme (B454)	Taux des dépôts à cinq ans (B140450 corrigé)

D'ailleurs, Anderson *et al.* (1997) insistent sur l'hypothèse d'anticipations statiques pour l'agent représentatif. C'est pourquoi il faut supposer que tous les taux d'intérêt qui pondèrent les composantes monétaires ainsi que le taux de référence soient anticipés comme suit :

$$E[r_{it}] = r_{it} \quad \forall t \in \{t, t+1, \dots, t+T\}$$

$$E[R^F] = R^F$$

2.7 Quantité de monnaie associée aux flux

L'indice de Divisia, qui se rapporte aux équations (2.4) et (2.5), est une mesure des flux monétaires. Anderson *et al.* (1997) expliquent que la quantité de monnaie associée à l'indice de Divisia est la valeur actualisée V_t des flux monétaires soit

$$V_t = \sum_{s=t}^T \sum_{i=1}^n \left[\frac{R^F - r_{is}}{\prod_{u=t}^s (1 + R_u^F)} \right] m_{is} \quad \forall s \in \{t, t+1, \dots, t+T\}, \quad (2.18)$$

$$V_t = \sum_{s=t}^T \sum_{i=1}^n \pi_{is} m_{is} \quad \forall s \in \{t, t+1, \dots, t+T\}. \quad (2.19)$$

Ainsi, avec la quantité de monnaie duale à l'indice de Divisia, il est possible de comparer les différentes méthodes d'agrégation sous la forme d'un indice en base 100. Les différentes mesures d'agrégation sont mises en évidence dans les figures 2.1 à 2.4 pour la période de 1974 à 2006.

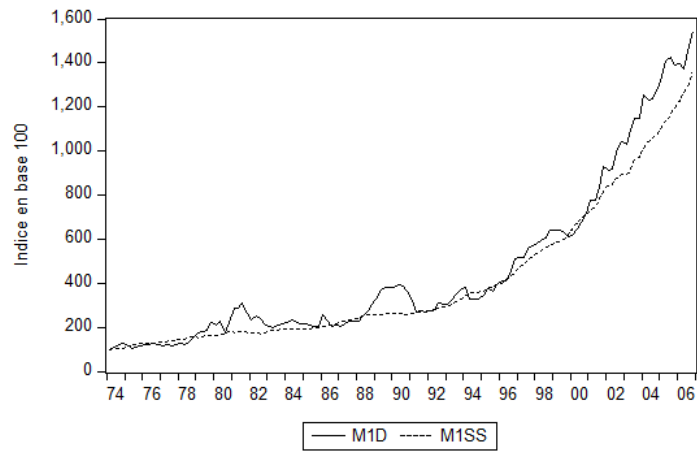


Figure 2.1: Différentes mesures de l'agrégat M1

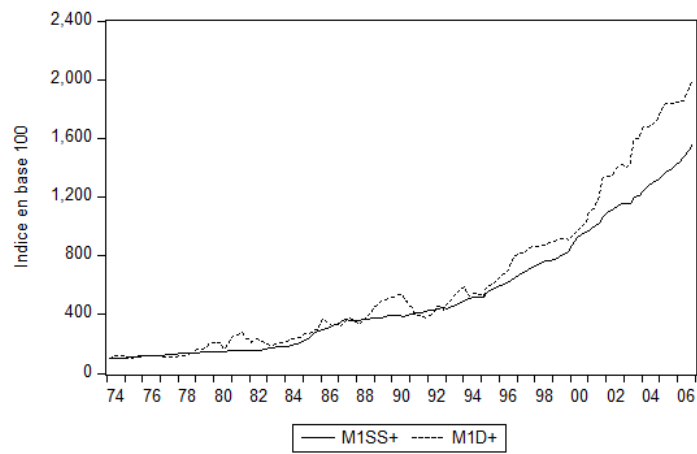


Figure 2.2: Différentes mesures de l'agrégat M1+

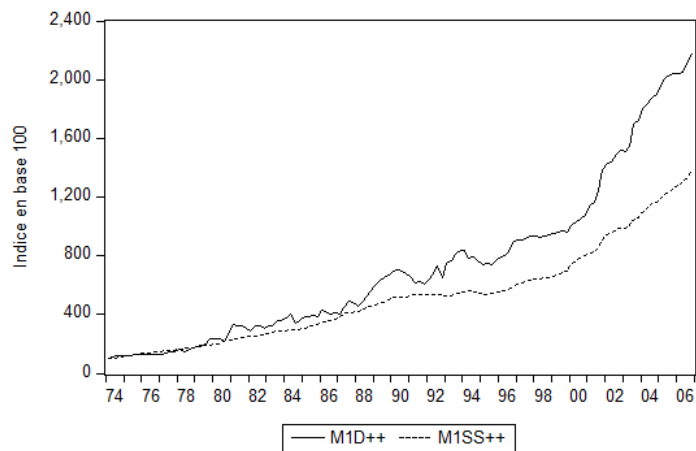


Figure 2.3: Différentes mesures de l'agrégat M1++

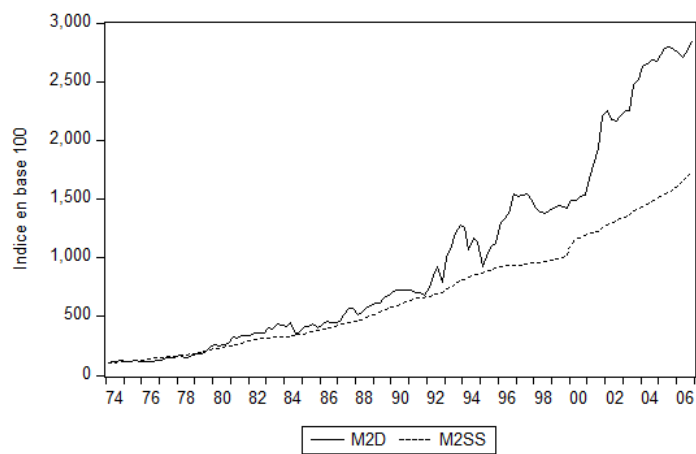


Figure 2.4: Différentes mesures de l'agrégat M2

CHAPITRE III

CYCLE ÉCONOMIQUE ET MONNAIE

Cette section traitera d'une analyse du degré de covariation des agrégats monétaires au Canada avec le cycle économique. Les variables utilisées qui caractérisent le cycle sont le PIB réel et l'inflation mesurée par le déflateur du PIB. Ces dernières sont des séries désaisonnalisées ainsi que trimestrielles et elles sont tirées de la Federal Reserve Bank of St. Louis. La méthode consiste à calculer les coefficients de corrélation croisée ainsi que contemporaine pour déterminer s'il existe une relation linéaire significative entre le logarithme de la composante cyclique des variables représentant le cycle et de la monnaie retardée de k trimestres. D'ailleurs, pour considérer la sensibilité des résultats, les corrélations sont calculées avec des séries en niveau de logarithme et en différence de log. C'est pourquoi l'objectif est de soulever un lien entre la monnaie et l'instabilité réelle.

3.1 Extraction de la composante cyclique

Une des méthodes pour séparer le cycle de la tendance est l'application d'un filtre sur une série chronologique. Le filtre de Baxter et King (1999) décompose pour chaque trimestre donné les séries sous la forme d'une tendance, d'une composante cyclique ainsi qu'irrégulière. Par conséquent, les séries chronologiques des agrégats monétaires (m_t), de la production (y_t) et de l'inflation (p_t) prennent la forme :

$$\begin{cases} m_t = m_t^\tau + m_t^c + m_t^\epsilon \\ y_t = y_t^\tau + y_t^c + y_t^\epsilon \\ p_t = p_t^\tau + p_t^c + p_t^\epsilon. \end{cases}$$

Cette procédure permet d'isoler la composante cyclique, définie par Burns et Mitchell (1946) sur une bande périodique de six à trente-deux trimestres, en supprimant les basses et les hautes fréquences. Il permet d'en résulter une approximation finie du filtre passe-bande idéal caractérisé par sa composition d'une moyenne mobile infinie. Ainsi, pour une série trimestrielle d'un agrégat monétaire, la composante cyclique m_t^c est déterminée par une moyenne mobile symétrique comme suit :

$$m_t^c = \sum_{k=-12}^{12} a_k m_{t-k} \quad \forall a_k = a_{-k},$$

$$m_t^c = a(L)m_t,$$

où k est le nombre de retard, $a(L)$ est un polynôme de retard tel que $a(L) = \sum_{k=-12}^{12} a_k L^k$ et les coefficients a_k sont dérivés de la minimisation de la fonction de perte Q . La fonction Q caractérise l'erreur au carrée de la série filtrée, soit la différence entre le gain du filtre idéal ($|\beta(\omega)|$) et la fonction de fréquence $\alpha(\omega)$ des pondération a_k . En analyse spectrale, cette fonction de réponse est estimée par une transformée de Fourier caractérisée par l'équation $\alpha(\omega) = \sum_{k=-12}^{12} a_k e^{-i\omega k}$. Le problème d'optimisation à résoudre est donc le suivant :

$$\min_{a_k} Q = \int_{-\pi}^{\pi} |\beta(\omega) - \alpha_k(\omega)|^2 d\omega \quad \text{su jet à } \alpha(0) = 0$$

pour toutes les fréquences ω comprises entre $[-\pi, \pi]$. La contrainte $\alpha(0) = 0$ implique dans la solution générale que la somme des coefficients des moyennes mobiles soit nulle. Baxter et King (1999) démontrent que cette propriété permet la réduction (élimination) de la tendance stochastique ou déterministe. En effet, la factorisation du filtre $a(L)$ génère au moins deux différences, et donc démontre la stationnarité d'un processus stochastique qui peut contenir jusqu'à deux racines unitaires (c'est-à-dire un processus intégré d'ordre deux).

Baxter et King (1999) justifient le filtre BK avec la comparaison du filtre HP de Hodrick et Prescott. Un avantage est le traitement plus approprié des points

terminaux de l'échantillon. En effet, le filtre HP est constitué d'une moyenne mobile non symétrique telle que la composante cyclique pour un agrégat monétaire prend la forme $m_t^c = \sum_{k=1}^T d_{kt} m_k$ et où les poids d_{kt} dépendent du nombre de retards k et du temps $t \in [1, \dots, T]$. De ce fait, les points terminaux de la série HP filtrée peuvent comporter des effets de phase, soit la modification des points de retournement. Par contre, l'utilisation du filtre BK réduit l'échantillon de douze trimestres au début ainsi qu'à la fin. Toutefois, dans cette recherche empirique, la perte de ces données reste négligeable étant donné que l'échantillon contient 132 observations. De plus, Belongia et Ireland (2016) ont obtenu des résultats semblables lorsqu'ils ont extrait la composante cyclique des agrégats monétaires, de l'inflation et de la production réelle avec les filtres HP et BK. Ils ont aussi trouvé des corrélations plus élevées lorsque le filtre utilisait des séries en niveau de logarithme plutôt qu'en différence de log.

Cependant, il faut souligner une critique importante de l'application mécanique d'un filtre, HP ou BK, pour produire une approximation de la composante cyclique. En effet, Guay et St-Amant (1996) ont démontré un résultat faussé lors de l'estimation du cycle pour les séries dont le spectre de celles-ci est dominé par de basses fréquences. D'ailleurs, Granger (1966) a mis en évidence une forme particulière aux séries macroéconomiques. Cette configuration suggère que la majorité de la puissance d'une série chronologique réside dans les basses fréquences et qu'ensuite, le spectre de celle-ci décroît de façon constante (monotone) dans les hautes fréquences. Néanmoins, l'auteur précise que les filtres estiment adéquatement les fluctuations cycliques lorsque le spectre de la série initiale atteint un sommet dans les environs des fréquences comprises entre six et trente-deux trimestres, soit la durée du cycle définie dans ce chapitre.

3.2 Corrélations croisées et contemporaines

Le tableau 3.1 correspond aux corrélations du premier trimestre de 1977 jusqu'au quatrième trimestre de 2003 du logarithme de la composante cyclique du PIB réel avec le log du cycle de la monnaie retardée de k trimestres alors que le tableau 3.2 inclut le log de la composante cyclique du déflateur du PIB réel pour

substituer la mesure de la production réelle. Pour le tableau 3.1, les résultats semblent démontrer que tous les agrégats monétaires sont procycliques du fait qu'ils covarient positivement avec la production réelle de manière contemporaine, excepté pour les agrégats au sens large M2D et M2SS. Toutefois, pour les agrégats étroits M1D, M1D++, M1SS+ et M1SS++, certaines corrélations décalées ont une valeur négative plus élevée en valeur absolue que la corrélation contemporaine positive. Dans ce cas, ces agrégats monétaires s'interprètent comme anticyclique, et qui devance le cycle lorsque la corrélation la plus élevée précède la corrélation contemporaine, ou à l'inverse qui retarde le cycle. En ce qui concerne le tableau 3.2, les résultats suggèrent de manière contemporaine que M1D, M1D++, M2D, M1SS++ et M2SS covarient dans le même sens que le niveau des prix mesuré par le déflateur du PIB réel, que M1SS et M1SS++ sont corrélés négativement avec le niveau des prix alors que M1D+ possède une corrélation contemporaine nulle. Par contre, pour les agrégats M1D, M1D++, M2D, et M1SS++, certaines corrélations croisées ont une valeur négative plus élevée en valeur absolue que la corrélation contemporaine positive. Ainsi, ces corrélations démontrent une relation inverse entre la monnaie et le niveau des prix et caractérisent ses agrégats comme retardant ou devançant le déflateur du PIB réel.

Le tableau 3.3 correspond aux corrélations du premier trimestre de 1977 jusqu'au quatrième trimestre de 2003 du logarithme de la composante cyclique du taux de croissance du PIB avec le log du cycle de la croissance de la monnaie retardée de k trimestres alors que le tableau 3.4 inclut le taux de croissance de l'inflation pour substituer le PIB réel. Pour le tableau 3.3, les fluctuations de tous les agrégats sont procycliques du fait que les variables covarient positivement et de manière contemporaine avec la croissance de la production réelle, excepté M2SS qui est anticyclique. Cependant, pour les agrégats M2D, M1SS, M1SS+ et M1SS++, certaines corrélations décalées ont une valeur négative plus élevée en valeur absolue que la corrélation contemporaine positive. Ces agrégats peuvent donc être identifiés comme contracyclique, et qui devance ou retarde le cycle. En ce qui concerne le tableau 3.4, les taux de croissance des agrégats monétaires M1D, M1D+, M1D++, M1SS et M1SS+ présentent une corrélation contemporaine positive avec la variation de l'inflation. Par contre, ses agrégats suggèrent une relation inverse avec la

croissance du déflateur du PIB réel du fait que certaines corrélations décalées ont une valeur négative plus élevée en valeur absolue que la corrélation contemporaine positive. Les agrégats M2D, M1SS++ et M2SS démontrent aussi une relation inverse entre la croissance monétaire et l'inflation.

L'analyse des corrélations contemporaines et croisées entre le PIB réel et la monnaie ne permet pas de conclure avec certitude que les agrégats monétaires sont procycliques et donc de confirmer un a priori de la théorie économique. Certains agrégats en niveau ont une corrélation contemporaine positive, mais une ou des corrélations décalées négatives sont en valeur absolue plus élevée. Pour les corrélations entre le niveau des prix et la monnaie, même si les corrélations contemporaines semblent indiquer une relation positive, il faut nuancer les résultats sachant que certaines des corrélations croisées sont plus élevées en valeur absolue. Lorsque les variables sont en taux de croissance, la monnaie est procyclique pour les agrégats au sens étroit quantifiés par l'indice de Divisia alors qu'elle est contracyclique pour les agrégats étroits exprimés en simple sommation. En ce qui concerne les corrélations entre la croissance de la monnaie et l'inflation, la relation semble inverse autant pour l'indice de Divisia et de la simple sommation. L'étude des relations de covariation fait ressortir les différences entre les agrégats selon la méthode de construction utilisée et suggère un lien avec l'instabilité réelle. Par contre, on ne peut pas conclure si une des deux approches possède un lien statistique systématiquement plus élevé. C'est pourquoi la construction d'un modèle dynamique et stochastique avec la monnaie et le cycle permettra de relier ces corrélations à des chocs monétaires.

Tableau 3.1: Corrélations contemporaines et croisées du PIB réel et de la monnaie en niveau

Corrélation du log du cycle du PIB réel avec le log du cycle de la monnaie retardée de k trimestres																	
k	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
M1D	0,09	-0,05	-0,20	-0,33	-0,43	-0,47	-0,48	-0,46	-0,42	-0,39	-0,35	-0,29	-0,19	-0,04	0,13	0,29	0,40
M1D+	0,12	0,02	-0,09	-0,19	-0,26	-0,30	-0,32	-0,32	-0,33	-0,33	-0,31	-0,26	-0,16	-0,00	0,18	0,34	0,46
M1D++	0,13	-0,01	-0,16	-0,29	-0,39	-0,43	-0,44	-0,42	-0,41	-0,40	-0,36	-0,29	-0,17	-0,02	0,13	0,23	0,25
M2D	0,08	0,00	-0,09	-0,18	-0,24	-0,25	-0,23	-0,18	-0,13	-0,08	-0,06	-0,04	-0,02	-0,02	-0,04	-0,09	-0,16
M1SS	-0,35	-0,41	-0,43	-0,41	-0,35	-0,27	-0,18	-0,08	0,00	0,09	0,19	0,32	0,45	0,57	0,64	0,61	0,49
M1SS+	0,16	-0,06	0,04	0,15	0,25	0,32	0,35	0,34	0,30	0,24	0,20	0,20	0,23	0,27	0,31	0,31	0,29
M1SS++	-0,09	-0,09	-0,09	-0,09	-0,09	-0,10	-0,13	-0,20	-0,28	-0,34	-0,37	-0,33	-0,24	-0,12	-0,02	0,04	0,05
M2SS	0,18	0,11	0,02	-0,09	-0,20	-0,29	-0,37	-0,44	-0,49	-0,53	-0,56	-0,55	-0,51	-0,44	-0,33	-0,19	-0,04
$-k$	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
M1D	0,16	0,11	0,06	0,02	0,00	-0,02	-0,02	0,00	0,03	0,08	0,15	0,22	0,31	0,39	0,45	0,46	
M1D+	-0,06	-0,14	-0,22	-0,27	-0,28	-0,25	-0,19	-0,11	-0,01	0,11	0,21	0,31	0,40	0,47	0,52	0,52	
M1D++	0,29	0,23	0,16	0,11	0,07	0,06	0,07	0,09	0,09	0,08	0,06	0,04	0,03	0,06	0,13	0,21	
M2D	0,19	0,19	0,17	0,15	0,16	0,18	0,21	0,24	0,22	0,15	0,05	-0,08	-0,19	-0,26	-0,27	-0,23	
M1SS	-0,01	0,04	0,06	0,07	0,06	0,07	0,06	0,05	0,02	-0,03	-0,09	-0,12	-0,11	-0,02	0,13	0,31	
M1SS+	-0,49	-0,51	-0,52	-0,51	-0,45	-0,34	-0,20	-0,03	0,12	0,23	0,29	0,30	0,27	0,24	0,23	0,25	
M1SS++	0,02	0,08	0,14	0,22	0,31	0,42	0,53	0,60	0,62	0,57	0,47	0,33	0,19	0,09	0,04	0,04	
M2SS	-0,15	-0,16	-0,16	-0,14	-0,11	-0,04	0,05	0,17	0,28	0,38	0,45	0,47	0,45	0,38	0,26	0,12	

Note 1 : Période de l'échantillon : 1977 à 2003

Tableau 3.2: Corrélations contemporaines et croisées du déflateur du PIB réel et de la monnaie en niveau

Corrélation du log du cycle du déflateur du PIB réel avec le log du cycle de la monnaie retardée de k trimestres																	
k	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
M1D	-0,21	-0,11	-0,01	0,08	0,16	0,23	0,30	0,35	0,39	0,41	0,40	0,38	0,33	0,29	0,25	0,21	0,18
M1D+	-0,08	0,02	0,11	0,19	0,25	0,30	0,33	0,35	0,37	0,36	0,35	0,31	0,25	0,19	0,12	0,06	0,00
M1D++	-0,22	-0,10	0,01	0,09	0,15	0,20	0,23	0,27	0,29	0,31	0,31	0,30	0,27	0,25	0,24	0,24	0,25
M2D	-0,07	0,06	0,13	0,15	0,14	0,10	0,08	0,07	0,08	0,10	0,11	0,12	0,12	0,12	0,14	0,17	0,22
M1SS	0,03	0,15	0,26	0,35	0,43	0,48	0,50	0,47	0,39	0,29	0,17	0,08	0,01	-0,04	-0,08	-0,11	-0,15
M1SS+	0,34	0,38	0,39	0,39	0,37	0,34	0,30	0,22	0,12	0,01	-0,11	-0,21	-0,29	-0,34	-0,38	-0,42	-0,45
M1SS++	-0,08	-0,00	0,07	0,13	0,18	0,22	0,23	0,22	0,18	0,14	0,12	0,14	0,19	0,26	0,32	0,35	0,36
M2SS	-0,32	-0,30	-0,27	-0,22	-0,16	-0,09	-0,01	0,06	0,11	0,16	0,22	0,32	0,44	0,55	0,64	0,68	0,66
$-k$	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
M1D	-0,34	-0,39	-0,42	-0,43	-0,40	-0,35	-0,28	-0,21	-0,15	-0,11	-0,07	-0,03	0,02	0,06	0,11	0,15	
M1D+	-0,04	-0,12	-0,19	-0,24	-0,27	-0,27	-0,26	-0,24	-0,23	-0,22	-0,21	-0,20	-0,17	-0,14	-0,09	-0,05	
M1D++	-0,28	-0,33	-0,36	-0,36	-0,33	-0,27	-0,18	-0,09	-0,01	0,07	0,13	0,18	0,22	0,24	0,26	0,26	
M2D	-0,23	-0,29	-0,33	-0,33	-0,29	-0,24	-0,17	-0,10	-0,02	0,06	0,15	0,23	0,30	0,34	0,33	0,28	
M1SS	-0,08	-0,19	-0,28	-0,35	-0,41	-0,44	-0,44	-0,41	-0,35	-0,29	-0,22	-0,18	-0,17	-0,17	-0,18	-0,16	
M1SS+	0,51	0,42	0,31	0,19	0,07	-0,05	-0,16	-0,24	0,30	-0,35	-0,39	-0,43	-0,47	-0,49	-0,50	-0,48	
M1SS++	-0,34	-0,41	-0,45	-0,47	-0,46	-0,42	-0,35	-0,26	-0,13	0,02	0,16	0,26	0,32	0,3	0,35	0,35	
M2SS	-0,23	-0,29	-0,34	-0,37	-0,39	-0,40	-0,41	-0,39	-0,34	-0,26	-0,13	0,02	0,19	0,34	0,48	0,59	

Note 1 : Période de l'échantillon : 1977 à 2003

Tableau 3.3: Corrélations contemporaines et croisées du PIB réel et de la monnaie en taux de croissance

Corrélation du log du cycle de la croissance du PIB réel avec le log du cycle de la croissance de la monnaie retardée de k trimestres																	
k	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
M1D	0,07	-0,01	0,02	-0,04	-0,20	-0,20	0,01	0,23	0,22	0,04	-0,05	-0,05	-0,10	-0,26	-0,23	0,09	0,36
M1D+	0,04	-0,07	-0,01	-0,05	-0,18	-0,15	0,06	0,24	0,21	-0,00	-0,11	-0,09	-0,11	-0,22	-0,17	0,14	0,36
M1D++	0,15	0,04	0,01	-0,12	-0,25	-0,16	0,08	0,29	0,21	-0,07	-0,16	-0,15	-0,14	-0,10	0,04	0,29	0,34
M2D	0,23	0,06	-0,02	-0,12	-0,18	-0,13	-0,05	0,12	0,16	-0,02	-0,06	-0,05	-0,03	0,06	0,08	0,09	0,07
M1SS	0,07	0,02	-0,06	-0,14	-0,06	0,09	0,11	0,10	0,12	-0,01	-0,25	-0,36	-0,28	0,13	0,57	0,54	0,15
M1SS+	-0,01	-0,06	-0,06	-0,10	-0,04	0,14	0,22	0,19	0,10	-0,13	-0,35	-0,34	-0,15	0,20	0,50	0,42	0,05
M1SS++	0,10	-0,04	-0,11	-0,14	-0,01	0,16	0,18	0,11	0,02	-0,13	-0,30	-0,30	-0,13	0,21	0,50	0,41	0,04
M2SS	0,20	0,02	-0,08	-0,15	-0,10	-0,01	-0,01	0,01	0,10	0,09	0,03	-0,04	-0,10	-0,06	0,02	-0,04	-0,12
$-k$	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
M1D	-0,13	-0,06	-0,04	-0,04	0,09	0,07	0,03	-0,07	-0,09	0,02	0,048	0,00	-0,16	-0,23	0,02	0,33	
M1D+	-0,03	-0,06	-0,10	-0,01	0,08	0,06	0,00	-0,10	-0,07	0,10	0,13	0,04	-0,17	-0,29	-0,04	0,30	
M1D++	0,07	0,08	-0,18	-0,04	0,08	0,03	-0,05	-0,10	0,01	0,21	0,17	0,04	-0,16	-0,35	-0,23	0,10	
M2D	0,26	-0,01	-0,19	-0,06	0,02	-0,09	-0,15	-0,08	0,16	0,32	0,16	-0,04	-0,14	-0,19	-0,15	-0,05	
M1SS	0,13	0,16	-0,01	-0,19	-0,19	-0,08	0,11	0,20	0,14	0,07	0,02	-0,01	-0,08	-0,26	-0,40	-0,24	
M1SS+	0,26	0,29	0,01	-0,27	-0,32	-0,18	0,04	0,13	0,09	0,13	0,24	0,22	0,03	-0,28	-0,48	-0,32	
M1SS++	0,23	0,14	-0,11	-0,28	-0,24	-0,07	0,12	0,20	0,17	0,11	0,07	0,04	-0,05	-0,24	-0,36	-0,27	
M2SS	0,14	0,22	0,13	-0,02	-0,10	-0,12	-0,05	-0,02	-0,04	-0,07	-0,01	0,12	0,21	0,17	0,01	-0,12	

Note 1 : Période de l'échantillon : 1977 à 2003

Tableau 3.4: Corrélations contemporaines et croisées du déflateur du PIB réel et de la monnaie en taux de croissance

Corrélation du log du cycle de l'inflation du déflateur du PIB réel avec le log du cycle de la croissance de la monnaie retardée de k trimestres																	
k	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0
M1D	0,01	0,01	0,01	0,01	-0,04	0,03	0,08	-0,03	-0,06	-0,023	0,05	0,18	0,06	0,15	-0,18	-0,11	0,14
M1D+	0,01	0,05	0,05	-0,00	-0,05	0,01	0,08	-0,01	-0,07	-0,0	0,02	0,17	0,09	-0,10	-0,15	-0,11	0,12
M1D++	0,03	0,08	0,08	0,02	-0,05	-0,03	0,01	-0,05	-0,05	0,03	0,09	0,14	0,01	-0,15	-0,14	-0,02	0,14
M2D	0,04	0,17	0,19	0,05	-0,10	-0,18	-0,06	0,01	0,01	0,05	0,06	0,08	0,06	-0,04	-0,09	-0,10	-0,04
M1SS	0,29	0,29	0,05	-0,20	-0,23	-0,04	0,12	0,16	0,14	-0,04	-0,15	-0,15	-0,11	0,06	0,19	0,14	0,02
M1SS+	0,25	0,22	0,03	-0,20	-0,19	-0,01	0,09	0,13	0,11	-0,02	-0,08	-0,11	-0,16	-0,04	0,13	0,20	0,14
M1SS++	0,27	0,24	0,03	-0,19	-0,20	-0,04	0,10	0,20	0,13	-0,12	-0,25	-0,22	-0,04	0,23	0,30	0,14	-0,10
M2SS	0,16	0,21	0,05	-0,23	-0,28	-0,07	0,24	0,41	0,25	-0,15	-0,42	-0,39	-0,07	0,26	0,33	0,17	-0,09
$-k$	16	15	14	13	12	11	10	9	8	7	6	5	4	3	2	1	
M1D	0,10	-0,03	-0,07	-0,09	-0,01	0,07	0,04	-0,07	-0,01	0,08	0,12	-0,06	-0,16	-0,12	0,07	0,23	
M1D+	0,10	0,06	-0,05	-0,09	-0,01	0,06	0,01	-0,08	-0,01	0,08	0,13	-0,04	-0,15	-0,11	0,05	0,18	
M1D++	0,07	0,05	-0,04	-0,07	0,01	0,08	-0,04	-0,15	-0,08	0,09	0,22	0,08	-0,12	-0,16	-0,04	0,14	
M2D	0,08	0,01	-0,09	-0,11	0,04	0,13	-0,03	-0,09	-0,12	-0,04	0,09	0,07	0,04	0,07	0,02	0,01	
M1SS	-0,11	-0,06	-0,02	0,07	0,06	-0,04	-0,08	-0,14	-0,10	0,04	0,19	0,20	0,09	-0,11	-0,22	-0,18	
M1SS+	-0,05	-0,04	-0,02	0,04	0,06	-0,01	-0,07	-0,13	-0,09	0,05	0,20	0,18	0,01	-0,19	-0,25	-0,09	
M1SS++	-0,10	-0,09	-0,04	0,05	0,07	-0,01	-0,06	-0,12	-0,13	-0,01	0,17	0,25	0,17	-0,04	-0,26	-0,30	
M2SS	-0,01	-0,02	-0,04	-0,06	0,01	0,08	0,17	0,08	-0,13	-0,30	-0,21	0,04	0,23	0,19	-0,04	-0,22	

Note 1 : Période de l'échantillon : 1977 à 2003

CHAPITRE IV

MÉTHODOLOGIE

Ce chapitre traitera des étapes pour estimer les effets des innovations structurelles sur l'économie canadienne. Or, pour appliquer une modélisation VARS sur des variables en niveau de logarithme et non en différence de log, il faut imposer des restrictions qui renforceront les relations de long terme entre les variables d'intérêt. En effet, Lütkepohl (2005, chapitre 9) justifie l'utilisation d'un modèle VARS de type AB avec des variables intégrées étant donné qu'il est toujours possible de spécifier une forme réduite d'un MVCE et de le convertir en un modèle VAR en niveau. Toutefois, l'auteur précise l'impossibilité d'appliquer des restrictions de long terme de Blanchard et Quah sachant que cette méthode requiert la stabilité du processus pour que la matrice des impacts totaux cumulés de long terme existe.

4.1 Intégration des variables

Le test ADF de Dickey et Fuller (1981) est appliqué sur les séries pour déterminer la présence de racine unitaire. Ce test paramétrique permet de tester l'hypothèse nulle (H_0) de la non-stationnarité stochastique dans la modélisation du processus de génération d'une variable x_t . Ainsi,

$$x_t = \alpha + \beta_t + \phi x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta x_{t-j} + v_t \quad (4.1)$$

$$x_t - x_{t-1} = \alpha + \beta_t + (\phi - 1)x_{t-1} + \sum_{j=1}^p \psi_j \Delta x_{t-j} + v_t \quad (4.2)$$

où le paramètre α est une constante, β_t est une dérive temporelle, p est le nombre de retards, Δ est un opérateur de différence alors que v_t est un bruit blanc qui suit une loi $N(0, \sigma_v^2)$ où σ_v est la variance des résidus. La méthode consiste à tester $H_0 : \phi = 1$ dans l'équation (4.2) avec la spécification la plus générale qui comprend une constante et une tendance dans le temps. Si la statistique t de Student observée n'est pas significative pour la tendance selon les seuils critiques, il faut tester le modèle en ajoutant une restriction, soit $\beta = 0$. Si la constante n'est pas significative, il faut tester le modèle qui comprend les contraintes $\beta = 0$ et $\alpha = 0$. D'ailleurs, le nombre de retards j est celui qui minimise le critère d'information d'Akaike modifié (CIM) avec un maximum de douze retards tel que $CIM = -2\left(\frac{1}{T}\right) + 2\frac{(k+\tau)}{T}$ où le paramètre T est le nombre total d'observations, k est le nombre de paramètres à estimer alors que τ est une pénalité additionnelle. Selon Ng et Perron (2001), le CIM sera plus performant que le critère d'Akaike pour sélectionner une valeur plus appropriée de j . De plus, les valeurs critiques associées au seuil de signification ne proviennent pas de la distribution de Fisher, mais elles ont été estimées par les surfaces de réaction de Mackinnon (1996). Ces valeurs dépendent du nombre de paramètres à estimer ainsi que des composantes déterministes incluses. Le tableau 4.1 et 4.2 correspond respectivement aux résultats du test ADF pour les séries en niveau de logarithme et en différence de log. La statistique t et la spécification appropriée sont indiquées pour toutes les variables. Les surfaces de rejet des tests de Student mesurent la probabilité de commettre une erreur de type un, soit de rejeter l'hypothèse nulle alors qu'elle est vraie. Ainsi, elles permettent de réfuter H_0 en faveur de l'hypothèse alternative étant donné qu'elle est inférieure au seuil de signification de 5%. Les résultats du test ADF démontrent que toutes les variables possèdent au moins une racine unitaire. En effet, l'hypothèse nulle de la non-stationnarité ne peut être rejetée pour toutes les données en niveau. Or, H_0 est réfutée pour toutes les séries en différence première en faveur de la l'hypothèse de stationnarité.

Tableau 4.1: Tests de stationnarité en niveau

Variable	Statistique t	Valeur-p	Contrainte
M1SS	1,978 (11)	0,988	$\beta = 0, \alpha = 0$
M1SS+	-2,374 (1)	0,391	\emptyset
M1SS++	1,671 (11)	0,977	$\beta = 0, \alpha = 0$
M2SS	-2,590 (2)	0,098	$\beta = 0$
M1D	-1,895 (0)	0,652	\emptyset
M1D+	-3,120 (0)	0,106	\emptyset
M1D++	-2,471 (0)	0,342	\emptyset
M2D	-2,688 (0)	0,243	\emptyset
PIB réel	-2,627 (4)	0,270	\emptyset
Déflateur du PIB	-2,134 (7)	0,232	$\beta = 0$

Note 1 : Période de l'échantillon : 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs entre les parenthèses sont celles du nombre de retards optimal.

Tableau 4.2: Tests de stationnarité en taux de croissance

Variable	Statistique t	Valeur-p	Contrainte
M1SS	-4,315 (2)	0,004	\emptyset
M1SS+	-2,700 (5)	0,077	$\beta = 0$
M1SS++	-1,784 (5)	0,071	$\beta = 0, \alpha = 0$
M2SS	-5,113 (1)	0,000	\emptyset
M1D	-4,110 (5)	0,001	$\beta = 0$
M1D+	-10,309 (0)	0,000	$\beta = 0$
M1D++	-11,211(0)	0,000	$\beta = 0$
M2D	-6,299 (2)	0,000	$\beta = 0$
PIB réel	-4,253 (2)	0,001	$\beta = 0$
Déflateur du PIB	-1,861 (4)	0,060	$\beta = 0, \alpha = 0$

Note 1 : Période de l'échantillon : 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs entre les parenthèses sont celles du nombre de retards optimal.

Les données utilisées sont intégrées d'ordre un avec une probabilité d'erreur de

type un inférieure à 5%. Toutefois, pour les variables M1SS+ et M1SS++, il n'est pas clair si les séries possèdent une deuxième racine unitaire, mais l'intervalle de confiance est supérieur à 90%. Ainsi, dans cette recherche empirique, les séries temporelles sont caractérisées par la présence d'une tendance stochastique. Les données suivent donc une marche aléatoire et dépendent de l'information passée.

4.2 Modélisations vectorielles autorégressives structurelles

Le modèle VARS ci-dessus est tiré de la méthodologie de Belongia et Ireland (2016) pour décrire la dynamique entre six variables d'intérêt sous forme trimestrielle. Les variables en niveau de logarithme sont le niveau des prix mesurés par le déflateur du PIB (p_t), le PIB réel (y_t) et le niveau des prix des commodités exprimés par l'indice de Fisher des prix des produits de base (cp_t). La monnaie est mesurée par le logarithme d'un agrégat monétaire de Divisia (m_t) calculé précédemment, soit M1 pour représenter la monnaie au sens étroit et M2 au large. De plus, le taux d'intérêt de court terme r_t , défini comme le taux d'intérêt immédiat de moins de 24 heures de la Banque centrale, ainsi que le coût d'usage à la marge de la monnaie (u_t), sont uniquement convertis en décimales et sans transformation monotone. Le coût d'usage est le prix dual associé à son indice de Divisia calculé avec l'équation (2.9). Toutes ces variables sont endogènes au modèle, de même que r_t , ce qui représente une économie fermée.

La forme structurelle du modèle VARS prend la forme

$$AX_t = \mu + \sum_{i=1}^p A_i^* X_{t-i} + B\epsilon_t \quad (4.3)$$

où A est une matrice (6×6) de coefficients, $B = \Sigma_\epsilon$ est une matrice diagonale (6×6) composée des écarts-types des chocs structurels, $X_t = [p_t \ y_t \ cp_t \ r_t \ m_t \ u_t]'$ est un vecteur de dimension (6×1) dont l'ordonnancement des variables à une importance sur les résultats, μ est un vecteur (6×1) de constantes, $A_i^* = AA_i \ \forall i = 1, \dots, p$ est une matrice (6×6) de coefficients structurels et où, ϵ_t est vecteur (6×1) d'erreurs structurelles indépendamment et identiquement distribuées telles que $E(\epsilon_t \epsilon_t') = I$.

En ce qui concerne le nombre de retards p , Lütkepohl (1985) suggère le critère d'information de Schwarz (1978) et d'Hannan et de Quinn (1979). En effet, dans le cadre de modélisation VAR, l'auteur a comparé l'erreur de prévision moyenne ainsi que la fréquence par laquelle le critère choisit le retard optimal pour déterminer ces derniers comme les plus performants. Les résultats concernant le nombre de retards calculé pour plusieurs critères d'information sont indiqués en annexe dans le tableau B.1 pour les modèles en niveau et dans le tableau B.2 pour les modélisations en taux de croissance. Pour un maximum de douze retards, le critère de Schwarz (1978) et d'Hannan et Quinn (1979) sont minimisés pour la même valeur dans le VAR, soit $p = 2$ en niveau et $p = 1$ en taux de croissance, pour un maximum de douze retards.

En prémultipliant l'équation (4.3) par A^{-1} , on obtient la forme réduite suivante

$$X_t = v + \sum_{i=1}^p A_i X_{t-i} + u_t \quad (4.4)$$

où $v = A^{-1}\mu$ est un vecteur de termes constants de dimension (6×1) alors que u_t est un vecteur (6×1) des chocs dont la moyenne est nulle et la variance est finie telle que $E[u_t u_t'] = \Omega$. Ainsi, avec l'équation (4.3) et (4.4), les chocs de la forme structurelle et réduite du modèle sont reliés par la relation $Au_t = B\epsilon_t$. De ce fait, la matrice de variance-covariance prendra la forme

$$\Omega = A^{-1}BE(\epsilon_t \epsilon_t')B'(A^{-1})' = A^{-1}BB'(A^{-1})'. \quad (4.5)$$

L'équation (4.5) soulève un problème d'identification pour pouvoir estimer les chocs structurels. Les matrices A et B ont chacune trente-six éléments à estimer étant donné $k = 6$ équations; c'est pourquoi il faut au moins $k + k(k - 1)/2 = 21$ restrictions sur A et B qui ne sont pas normalisées à zéro ou à un. L'hypothèse d'homoscédasticité conditionnelle du deuxième moment des résidus structurels est levée en imposant six restrictions sur B telles que $B = \Sigma_\epsilon \neq I_k$. Pour identifier le VARS de l'équation (4.3), il faut donc au moins quinze restrictions sur A .

Dans ce chapitre, une modélisation juste-identifiée ainsi que sur-identifiée seront présentées.

4.3 Représentation juste-identifiée

Le modèle juste-identifié impose des contraintes d'orthogonalité sur les résidus et est caractérisé par des innovations non corrélées. Pour ce faire, A est défini comme une matrice triangulaire inférieure avec des uns le long de sa diagonale ce qui implique quinze restrictions sur A . La matrice B est une matrice diagonale composée des écarts-types des chocs structurels, Ainsi,

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 & 0 \\ a_{61} & a_{62} & a_{63} & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \quad (4.6)$$

et

$$B = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{66} \end{bmatrix}. \quad (4.7)$$

La quatrième équation de (4.3) avec (4.6) et (4.7) permet d'identifier les chocs structurels d'une politique monétaire (ϵ_t^{pm}) comme suit :

$$\sigma_{44}\epsilon_t^{pm} = \mu_t + a_{41} \sum_{i=1}^p p_{t-i} + a_{42} \sum_{i=1}^p y_{t-i} + a_{43} \sum_{i=1}^p cp_{t-i} + \sum_{i=1}^p r_{t-i} \quad (4.8)$$

où a_{mn} est le coefficient de la rangée m et de la colonne n de la matrice A et où, σ_{44} est le quatrième élément sur la diagonale de B . Cette équation décrit l'impact d'une augmentation du taux d'intérêt de court terme à la suite d'un choc de politique monétaire sur le niveau des prix, le PIB réel et le niveau des prix des commodités. Belongia et Ireland (2010) soulèvent la similitude de l'équation (4.8) avec la règle de Taylor, excepté qu'il y a la variable du niveau des prix des commodités. En effet, la Banque centrale ajuste le taux d'intérêt de court terme pour contrôler la politique monétaire et il s'en suit des mouvements dans la production et le niveau des prix.

La cinquième équation représente une demande de monnaie de la forme suivante :

$$\sigma_{55}\epsilon_t^{dm} = \mu_t + a_{51} \sum_{i=1}^p p_{t-i} + a_{52} \sum_{i=1}^p y_{t-i} + a_{53} \sum_{i=1}^p cp_{t-i} + a_{54} \sum_{i=1}^p r_{t-i} + \sum_{i=1}^p m_{t-i}. \quad (4.9)$$

Elle permet l'identification des chocs structurels d'une demande de monnaie (ϵ_t^{dm}) étant donné qu'elle relie les fluctuations de la monnaie avec les variations du niveau des prix, de la production réelle, du niveau des prix des commodités et du taux d'intérêt de court terme.

4.4 Représentation sur-identifiée

Le modèle sur-identifié est celui suggéré par les auteurs du fait qu'il est motivé par les corrélations entre la monnaie et le cycle économique calculées précédemment au chapitre 3. La matrice A prend une forme non triangulaire alors que la matrice $B = \Sigma_\epsilon \neq I_k$. Ainsi,

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} & a_{34} & a_{35} & a_{36} \\ 0 & 0 & 0 & 1 & a_{45} & 0 \\ -1 & a_{52} & 0 & 0 & 1 & a_{56} \\ -a_{65} & 0 & 0 & a_{64} & a_{65} & 1 \end{bmatrix} \quad (4.10)$$

et

$$B = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{22} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{33} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_{44} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{55} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \sigma_{66} \end{bmatrix}. \quad (4.11)$$

Les deux premières équations de (4.3) avec (4.10) et (4.11) sont identiques à la représentation triangulaire et elles identifient des chocs non monétaires. La troisième équation découle de la proposition de Sims (1992) d'inclure une variable qui contient de l'information sur l'inflation future, soit l'indice du niveau des prix des commodités, pour éviter une énigme de prix. Elle décrit l'ajustement contemporain de cp_t qui accompagne les variables d'intérêt.

La quatrième équation montre une règle de politique monétaire proposée par Sims (1986), qui implique une relation de simultanéité entre le taux d'intérêt de court terme et la monnaie offerte à la suite d'une innovation sur la politique monétaire, telle que

$$\sigma_{44}\epsilon_t^{pm} = \mu_t + \sum_{i=1}^p r_{t-i} + a_{45} \sum_{i=1}^p m_{t-i}. \quad (4.12)$$

Il n'y a aucune restriction sur le signe de leur relation pour valider, ou non, si les modélisations VARSs reproduisent des comouvements conformément aux a priori de la théorie économique. Une politique monétaire restrictive qui augmente le taux directeur devrait être associée avec une baisse de l'agrégat monétaire M1D alors qu'une politique en accord avec une baisse des taux d'intérêt devrait générer une hausse de la monnaie. La cinquième équation représente une demande de monnaie dont un choc sur celle-ci relie la monnaie réelle, son coût d'usage à la marge et la production réelle. Les auteurs soutiennent qu'il est préférable d'utiliser le prix dual à l'agrégat monétaire M1, au lieu du taux d'intérêt, dans une équation de demande de monnaie du fait que ce dernier reflète le prix associé au bon du Trésor et non à l'agrégat M1. Ainsi, cette équation permet d'identifier les chocs de la demande de monnaie comme suit :

$$\sigma_{55}\epsilon_t^{dm} = \mu_t + a_{52} \sum_{i=1}^p y_{t-i} + \sum_{i=1}^p (m_{t-i} - p_{t-i}) + a_{56} \sum_{i=1}^p u_{t-i}. \quad (4.13)$$

La dernière équation, soit

$$\sigma_{66}\epsilon_t^{om} = \mu_t + a_{64} \sum_{i=1}^p r_{t-i} + a_{65} \sum_{i=1}^p (m_{t-i} - p_{t-i}) + \sum_{i=1}^p u_{t-i}, \quad (4.14)$$

permet de distinguer les chocs structurels de l'offre de ceux de la demande de monnaie. Belongia et Ireland ont voulu décrire un système monétaire qui représente le comportement des institutions financières privées, telles les banques à charte, avec celui d'une banque centrale. Les auteurs prennent l'hypothèse qu'une augmentation des taux d'intérêt est transférée aux consommateurs de produits financiers par le biais d'une augmentation de la monnaie réelle et donc, de son coût. Le chapitre suivant permettra de valider ou non leur hypothèse après avoir estimé les coefficients des équations.

4.5 Estimation des modèles VARs

La première étape consiste à estimer équation par équation, avec la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), les coefficients a_{mn} de la matrice A d'un VAR non contraint pour trouver la solution $\hat{A} = YX'(XX')^{-1}$ où $Y = [y_1, \dots, y_T]$ et $X = [Y_0, \dots, Y_{T-1}]$. À partir de ceux-ci, il sera possible de déterminer $\hat{\Omega}$ avec l'équation (4.5). La deuxième étape est l'optimisation de la fonction de log vraisemblance concentrée telle que

$$L_c(A, B) = \mu + \frac{T}{2} \ln|A|^2 - \frac{T}{2} \ln|B|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}(A'B'^{-1}B^{-1}A\tilde{\Sigma}_\epsilon),$$

où $\tilde{\Sigma}_\epsilon$ est l'estimateur de la vraisemblance de Σ_ϵ . Lütkepohl (2005, chapitre 9) souligne que pour des restrictions juste-identifiantes, $\tilde{\Sigma}_\epsilon = T^{-1}(Y - \hat{A}X)(Y - \hat{A}X)' = \tilde{A}^{-1}\tilde{B}\tilde{B}'\tilde{A}^{-1}$ sera différent de l'estimateur dont les restrictions sont sur-identifiantes ($\tilde{\Sigma}_\epsilon^r$). Or, étant donné que la matrice de variance-covariance dépend du schéma imposé, la statistique LR sera calculée pour déterminer la validité des restrictions comme suit :

$$\lambda_{LR} = 2(\ln|\tilde{\Sigma}_\epsilon^r| - \ln|\tilde{\Sigma}_\epsilon|).$$

Sous l'hypothèse nulle que les restrictions sont valides, la statistique LR est distribuée asymptotiquement selon une loi χ^2 de $(q - k)$ degrés de liberté où q est le nombre de restrictions et k est le nombre d'équations.

4.6 Test de cointégration multivariée

Toutefois, Phillips (1987) souligne les résultats trompeurs de la méthode des MCO en l'absence de cointégration lorsque les résidus des séries sont intégrés d'ordre un. La régression sera fallacieuse étant donné que la relation linéaire n'est pas entre les variables en niveau, mais entre les différences premières. L'intuition derrière la vérification de cette propriété est que deux variables peuvent présenter une dynamique de court terme différente, mais converger à long terme et donc posséder des mouvements tendanciels semblables.

Pour déterminer s'il existe un lien de cointégration, un test de Johansen (1991) est appliqué sur les modèles VARs non contraints avec des variables en niveau. Deux types de statistiques sont reportés pour identifier le rang de cointégration r , soit la statistique Trace et Eigen. Les surfaces de rejet sont fonction des valeurs critiques tabulées par MacKinnon *et al.* (1999). Elles permettent de rejeter l'hypothèse nulle, soit aucune relation de cointégration, lorsque la statistique calculée est plus extrême que le seuil de signification défini. Ces valeurs critiques dépendent des composantes déterministes incluses. La spécification reportée pour le test de cointégration multivarié est donc celle qui permet une tendance linéaire déterministe dans les séries ainsi qu'une constante dans les équations de cointégration et dans le VAR. Le nombre de retard p est le même que dans les modèles VARs, mentionné dans la section 4.2, soit $p = 2$.

Tableau 4.3: Rang de cointégration

Statistique	Modèle incluant M1D	Modèle incluant M2D
Trace	2 (0,097)	2 (0,145)
Eigen	1 (0,150)	2 (0,108)

Note 1 : Période de l'échantillon : 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs entre les parenthèses sont celles de la valeur-p pour un seuil de 5%.

Le tableau 4.3 présente le nombre de relations de cointégration dans le modèle selon la statistique calculée. Pour le modèle incluant l'agrégat M1D ainsi que celui comprenant M2D, $0 < r < k = 6$ pour la statistique Trace et Eigen, ce qui suggère qu'il existe r relations de cointégration dans les modèles VARs. Sachant que les séries sont cointégrées, il est possible de réécrire l'équation 4.4 représentant un VAR en niveau sous la forme d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (MVCE) en taux de croissance. Ainsi, le MVCE prend la forme suivante :

$$\Delta X_t = v + \Pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + u_t \quad (4.15)$$

où les matrices $v = \alpha\mu + \gamma$, $\Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I_k$ et $\Gamma_i = -\sum_{i=k+1}^{p-1} A_i$ sont de dimension $k \times k$ et où les variables A_i , v et u_t sont identiques à celles dans l'équation 4.4. D'ailleurs, étant donné que le rang de cointégration est supérieur ou égal à zéro et inférieur ou égal aux nombre d'équations pour tous les modèles VARs ($0 \leq r \leq k$), Engle et Granger (1987) ont démontré que $\Pi = \alpha\beta'$, où α et β sont des matrices de dimension $r \times k$. En ce qui concerne l'interprétation des paramètres, α représente la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme lorsque les variables ont dévié alors que β contient les coefficients qui interprètent la relation de long terme entre les séries. Ainsi,

$$\Delta X_t = \alpha(\beta X_{t-1} + \mu) + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \gamma + u_t \quad (4.16)$$

où la spécification γ est une tendance linéaire déterministe et où $\alpha\mu$ est orthogonal à γ alors que $\beta'Y_{t-1} \sim I(0)$. Le tableau 4.4 présente les coefficients β et α ainsi que leur écart-type pour chacun des modèles MVCE. D'ailleurs, dans l'Annexe C, le tableau C.1 détaille tous les coefficients estimés par MCO ainsi que leur statistique t et leur écart-type du MVCE qui inclue l'agrégat au sens étroit M1D. Les termes de correction des erreurs, le R^2 , le R^2 ajusté (R_a^2) ainsi que le log de la vraisemblance sans ajustement du degré de liberté sont aussi présentés. Les termes de correction des erreurs estiment la relation de long terme suivante pour le modèle incluant l'agrégat M1D

$$p_t = 0,410y_t - 2,134cpi_t + 4,361r_t + 0,372m_t - 2,041u_t,$$

ainsi que,

$$p_t = 0,099y_t - 1,359cpi_t + 1,708r_t + 0,488m_t - 0,407u_t$$

lorsque l'agrégat M2D est inclus. Somme toute, les équations de cointégration du MVCE démontrent un lien structurelle entre les variables du modèle. Ainsi, le chapitre suivant analysera des modèles autorégressifs avec des restrictions contemporaines pour évaluer les relations entre les données.

Tableau 4.4: Test de Johansen

Modèle MVCE		Vecteur de cointégration (β)				
Incluant M1D	[1 -0,410 2,134 -4,361 -0,372 2,041]					
	(0,54)(1,25)(1,03)(0,17)(1,08)					
Incluant M2D	[1 -0,099 1,359 -1,708 -0,488 0,407]					
	(0,17)(0,47)(0,14)(0,06)(0,10)					
Vitesse d'ajustement (α)						
	p_t	y_t	cpi_t	r_t	m_t	u_t
Incluant M1D	-0,017 (0,00)	0,013 (0,00)	0,001 (0,00)	0,009 (0,02)	0,067 (0,07)	-0,005 (0,02)
Incluant M2D	-0,033 (0,01)	0,053 (0,01)	-0,002 (0,00)	-0,003 (0,04)	0,147 (0,12)	-0,099 (0,10)

Note 1 : Période de l'échantillon : 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs entre les parenthèses sont les écart-types.

Note 3 : La spécification du test comprend une tendance linéaire déterministe, $p = 2$ ainsi qu'un terme de correction des erreurs.

4.7 Validité des modèles

Une des composantes dans la conduite de la politique monétaire au Canada est « la cible de maîtrise de l'inflation [qui] oriente les décisions de la Banque centrale sur l'établissement du taux directeur, qui vise à préserver la stabilité des prix à moyen terme »¹. Ainsi, dans les modèles VARs présentés, l'ordonnancement de X_t implique que l'indicateur monétaire est r_t du fait qu'il est situé devant l'agrégat dans le vecteur de variables intégrées. La Banque centrale peut donc ajuster son offre de monnaie avec son instrument de contrôle, soit le taux directeur, pour réguler l'économie canadienne. Dans ce mémoire, nous allons supposer que les agents économiques ont confiance en la monnaie canadienne. Si la monnaie a un rôle actif, il faut que la quantité de monnaie offerte et le taux d'intérêt aient une relation simultanée inverse dans l'équation qui identifie les chocs de politique monétaire pour éviter une énigme de liquidité. En effet, une action sur la politique monétaire qui augmente le taux directeur va impliquer que les consommateurs de produits financiers vont tirer à la hausse l'offre d'emprunt dans le système bancaire avec l'acceptation de nouvelles encaisses en contrepartie de payer un taux d'intérêt sachant que la disponibilité du crédit permet d'augmenter leur possibilité de consommation. Si elle a plutôt un rôle passif, une variation positive du taux directeur doit s'accompagner d'une réponse négative du niveau des prix pour ne pas générer d'énigme de prix ainsi que d'une diminution de la production réelle. L'intuition derrière l'ajustement de la production réelle et du niveau des prix lors d'une innovation sur la politique monétaire vient de l'équilibre keynésien. Ainsi, l'intervention des autorités monétaires est nécessaire étant donné qu'elle conduit à l'équilibre conjoint entre le marché des biens et des services et celui de la monnaie. D'autres relations contemporaines permettront aussi de valider certaines hypothèses sur la demande et l'offre de monnaie alors que la matrice B est constituée d'écart-types dont leurs valeurs doivent nécessairement être positives. Il faut toutefois reconnaître la fragilité de l'hypothèse d'identification des modèles VARs. En effet, il n'est pas démontré que certaines variables vont réagir aux fluctuations d'autres variables après une période, soit un trimestre.

1. Banque du Canada [s.d.]. Politique monétaire. Récupéré de <http://www.banqueducanada.ca/grandes-fonctions/politique-monetaire/>

CHAPITRE V

RÉSULTATS DES MODÈLES VECTORIELS AUTORÉGRESSIFS STRUCTURELS

5.1 Analyse des effets contemporains

Les coefficients des modélisations vectorielles autorégressives permettent d'analyser les effets contemporains entre les variables et ainsi valider si les modèles reproduisent des réponses conformes aux effets des différentes innovations identifiées. C'est pourquoi les coefficients a_{mn} de la matrice A ainsi que les écarts-types σ des chocs structurels de la matrice B des équations (4.8) et (4.9) estimés par maximum de vraisemblance sont présentés dans le tableau D.1 en annexe D. En ce qui concerne le tableau D.2 en annexe D, il présente les coefficients des équations (4.12), (4.13) et (4.14) tirés de la modélisation VARS sur-identifiée, proposée par Belongia et Ireland (2006). Or, les équations sont celles estimées, donc les erreurs structurelles sont nulles sachant qu'elles sont identiquement et indépendamment distribuées avec une espérance nulle et une variance finie. D'ailleurs, pour analyser la sensibilité des résultats, les équations ont aussi été estimées avec des données sous la forme de taux de croissance ainsi qu'avec deux agrégats de Divisia comme mesure de la monnaie. Les résultats sont étudiés dans les sous-sections ci-dessous.

En ce qui concerne le calcul du rapport de vraisemblance indiqué dans le tableau 5.1, les quatre représentations sur-identifiées possèdent des restrictions valides. La statistique LR, qui suit une loi du chi carré de quatre degrés de liberté, est inférieure à la valeur associée à un seuil de 5% dans la distribution. Le test valide donc l'utilisation des contraintes sachant que l'hypothèse nulle de validité des restrictions ne peut pas être rejetée.

Tableau 5.1: Statistiques LR

Modèle	Statistique LR	Valeur-p
En niveau et en incluant M1D	3,236	0,519
En niveau et en incluant M2D	4,845	0,304
En taux de croissance et en incluant M1D	3,291	0,510
En taux de croissance et en incluant M2D	3,330	0,504

Note 1 Période de l'échantillon : 1974 à 2006.

Note 2 Le seuil de signification est de 5%.

5.1.1 Modèles juste-identifiés en niveau

L'équation de politique monétaire suppose que le niveau des prix, le PIB réel et l'indice du prix des commodités répondent avec un trimestre de retard aux innovations de la politique monétaire identifiées dans l'équation (4.8). La banque centrale va réagir en ajustant son taux directeur de manière contemporaine à la suite des mouvements de ces variables. Pour le modèle dont les données sont en niveau avec l'agrégat M1D, cette règle de politique monétaire reproduit des résultats cohérents pour le niveau des prix et de la production réelle. Lorsque ces variables augmentent, le taux directeur est augmenté pour ralentir l'économie. Il n'y a donc pas d'énigme de prix. Toutefois, la réponse de l'indice du prix des commodités de base est erronée étant donné sa relation négative avec le niveau des prix mesuré par le déflateur du PIB. Pour les innovations sur la demande de monnaie, un choc sur l'équation (4.9) génère une réponse valide uniquement pour le niveau des prix, soit une relation positive avec la quantité de monnaie demandée. Cependant, une variation positive de la quantité de monnaie réelle demandée s'accompagne d'une baisse du PIB réel et de l'indice du prix des commodités ainsi que d'une augmentation du taux d'intérêt de court terme. Or, ces relations contemporaines ne sont pas conformes aux propriétés d'une fonction de demande.

Les coefficients lorsque la monnaie est quantifiée par une mesure plus large, soit M2D, sont sensiblement les mêmes dans l'estimation d'une règle de politique monétaire. En ce qui concerne l'équation de demande de monnaie, le modèle VARS

avec une structure récursive reproduit des relations valides. En effet, un choc qui augmente la quantité de monnaie demandée a un impact négatif sur le taux d'intérêt de court terme et un effet positif sur le niveau des prix, le PIB réel et l'indice du prix des commodités, un trimestre en retard. La modélisation juste-identifiée avec l'agrégat M2D reflète moins d'in vraisemblance que le même modèle avec un agrégat plus étroit, soit M1D, étant donné que la fonction de demande de monnaie reproduit des relations contemporaines cohérentes.

5.1.2 Modèles juste-identifiés en taux de croissance

Les coefficients de la représentation triangulaire, qui inclut des variables en différence et où l'agrégat M1D est utilisé pour évaluer la monnaie, démontrent une énigme de prix dans la règle de politique monétaire. En effet, l'inflation mesurée par le taux de croissance du déflateur du PIB ainsi que la croissance de l'indice du prix des commodités diminuent alors que la variation de la production réelle augmente lorsque le taux d'intérêt est ajusté à la hausse, un trimestre avant l'innovation sur la politique monétaire.

En ce qui concerne l'équation de demande de monnaie, un choc sur celle-ci entraîne une réponse non valide pour toutes les variables sauf pour la croissance de la production réelle qui est reliée positivement à la variation de la quantité demandée de l'agrégat M1D. La croissance de la quantité de monnaie dépend positivement des changements de taux d'intérêt de court terme et négativement de la variation du niveau du prix. Or, cette relation semble mieux décrire une équation d'offre de monnaie. D'ailleurs, la réponse contraire du taux directeur pourrait s'expliquer par l'exclusion a priori d'une mesure de la monnaie dans la règle de politique monétaire étant donné que la variance du choc de politique monétaire est beaucoup plus élevée avec une valeur de $\sigma_{44}^{pm} = 0,1222$ par comparaison au choc sur la demande, soit $\sigma_{55}^{dm} = 0,0305$. Il semble que la structure récursive attribue plus de volatilité aux chocs sur la politique monétaire alors que celle-ci devrait être motivée par une innovation sur la demande de monnaie.

Pour la modélisation où l'agrégat utilisé est le taux de croissance de M2D, la même énigme de prix ressort dans les résultats que lorsque la variation de M1D

mesure la monnaie. Toutefois, les signes des coefficients de l'équation qui identifient les innovations sur la demande de monnaie sont en accord avec la théorie monétaire. Ainsi, pour la représentation juste-identifiée, les modélisations en différence confirment la meilleure performance de l'agrégat M2D pour décrire les relations contemporaines entre la monnaie et le cycle économique, et ce, lors de l'estimation d'une fonction de demande de monnaie.

5.1.3 Modèles sur-identifiés en niveau

Pour la modélisation incluant l'agrégat M1D, l'équation (4.12) qui conduit la politique monétaire reproduit une relation contemporaine qui permet la simultanéité entre le taux directeur et la monnaie. Ainsi, avec une période en retard, la quantité de monnaie offerte diminue alors que le taux directeur augmente à la suite d'une innovation sur la politique monétaire. La réaction de la banque centrale au taux d'intérêt permet de diminuer les pressions inflationnistes pour ralentir l'économie. Il n'y a donc pas la présence d'une énigme de liquidité, par contre, le coefficient qui affecte la monnaie est en valeur absolue assez faible. En ce qui concerne la demande de monnaie dans l'équation (4.11), la réaction, un trimestre en retard, de la quantité de monnaie réelle demandée à la suite d'un choc structurel est de sens contraire. Le niveau de monnaie réelle demandée doit être de signe négatif sachant que de manière contemporaine le PIB réel diminue alors que le coût dual à M1D augmente après une innovation sur la demande.

Pour l'équation (4.12) d'offre de monnaie, la proposition de Belongia et Ireland (2010) est confirmée en partie, soit qu'une augmentation du taux d'intérêt de court terme se reflète aux consommateurs de services financiers par une augmentation du coût associé à l'agrégat M1D, lors d'un choc sur le système monétaire composé de la banque centrale et des banques privées. En effet, une période avant l'innovation monétaire, le taux directeur et le coût d'opportunité de M1D covarient positivement lorsque la monnaie réelle offerte diminue. Cependant, leur proposition suggère ce transfert du coût des services financiers aux consommateurs lorsque les acteurs du système monétaire augmentent la quantité réelle offerte de produits financiers, ce qui n'est pas vérifié sur des données en niveau incluant l'agrégat M1D.

Pour le modèle constitué de l'agrégat M2D en niveau, il y a une énigme de liquidité dans l'estimation de l'équation de politique monétaire. Toutefois, la valeur absolue du coefficient qui affecte la quantité de monnaie est relativement faible. Pour l'estimation de la fonction de demande de monnaie et d'offre de monnaie, les réponses sont approximativement les mêmes que celles reproduites avec l'agrégat M1D.

5.1.4 Modèles sur-identifiés en taux de croissance

Pour l'estimation d'une règle de politique monétaire fonction du taux de croissance de l'agrégat M1D et de la variation du taux directeur, la réponse est valide sachant qu'il n'y a pas d'énigme de liquidité. En ce qui concerne l'équation de demande de monnaie, les coefficients estimés identifient des mouvements en accord avec la théorie monétaire étant donné que la réponse de la croissance du PIB réel est positive alors que celle du changement du prix dual à M1D est négative lors d'une augmentation de la variation de la quantité de monnaie demandée. Cependant, la volatilité des paramètres estimés est très élevée. Pour l'équation d'offre de monnaie en taux de croissance, la proposition de Belongia et Ireland (2010) est confirmée en totalité, soit qu'une augmentation du taux directeur se transfère au consommateur par le biais de l'augmentation du coût d'usage de la monnaie lors d'un accroissement des opérations financières. Pour la modélisation avec le taux de croissance de l'agrégat M2D, les chocs sur la politique n'identifient pas une relation contemporaine cohérente entre la quantité de monnaie offerte et le taux directeur. En effet, il y a la présence d'une énigme de liquidité. En ce qui concerne l'équation de demande de monnaie, les mêmes résultats avec beaucoup de volatilité du modèle avec l'agrégat M1D en taux de croissance apparaissent. Pour l'équation d'offre de monnaie, le signe du taux d'intérêt de court terme n'est pas conforme à une fonction d'offre. Cependant, le paramètre estimé est en valeur absolue assez faible.

Ainsi, le modèle sur-identifié avec l'agrégat M1D identifie adéquatement en niveau et en taux de croissance les mouvements de la politique monétaire, une période en retard, alors que ce n'est pas le cas lorsque M2D est utilisé. De même, lorsque l'agrégat M1D en taux de croissance est inclus dans le VARS, les relations contem-

poraines dans la règle de politique monétaire, la demande et l'offre de monnaie sont conformes aux a priori de la théorie économique. Cependant, sur la demande de monnaie, la volatilité très large des coefficients suggère une équation de demande instable lorsque les données sont en taux de croissance.

5.2 Analyse des effets dynamiques

Les figures en annexe E.1 à E.8 en annexe représentent la dynamique sur vingt trimestres du niveau des prix, de la production réelle, de la monnaie et du taux directeur à la suite d'un choc équivalant à un écart-type d'une innovation structurelle positive sur la politique monétaire où la règle exclut la quantité de monnaie. Les lignes pointillées représentent un intervalle de confiance d'un écart-type. Dans cette représentation triangulaire en niveau qui inclut l'agrégat M1D, une augmentation initiale de 100 points de base non persistante sur les vingt trimestres du taux d'intérêt directeur s'accompagne d'une variation positive de la quantité de monnaie sur environ deux trimestres pour ensuite, décroître. Or, il y a un retard d'environ six mois de la réponse de la monnaie à la suite d'une augmentation du taux d'intérêt. Par conséquent, l'impact de l'innovation a un effet négatif sur la quantité de l'agrégat M1D uniquement après huit trimestres. Alors, la réponse du niveau des prix mesuré par le déflateur du PIB varie positivement les deux premières années, pour par la suite décroître et converger à long terme. De même, la réaction de la production réelle va rester neutre les six premiers mois, diminuée d'environ 30 % et par la suite converger très lentement étant donné que le choc est toujours très persistant après vingt trimestres. Pour l'agrégat M2D, l'augmentation du taux d'intérêt de court terme s'accompagne initialement d'une diminution de 36 % de la quantité de monnaie. Toutefois, à long terme, l'agrégat M2D capte moins de persistances que M1D après 20 trimestres, soit une chute respective de 45 % par comparaison à une diminution de 110 %, alors que les réponses des autres variables intégrées sont similaires. En ce qui concerne les modèles sur-identifiés, les réponses sont approximativement les mêmes que la représentation juste-identifiée. Toutefois, la représentation sur-identifiée incluant un agrégat étroit capte légèrement plus de persistances que celle juste-identifiée dans le mouvement de la monnaie et du PIB réel après un choc sur la politique monétaire.

En effet, après vingt trimestres, la monnaie a diminué de $1,15\sigma_{44}^{pm}$ et le PIB réel de $0,32\sigma_{44}^{pm}$ pour la modélisation sur-identifiée alors que pour la représentation récursive, l'agrégat M1D a chuté de $1,10\sigma_{44}^{pm}$ et la production de $0,31\sigma_{44}^{pm}$.

Par souci de comparaison, les fonctions de réponses des variables en taux de croissance sont cumulées. Alors, pour les innovations identifiées avec les deux différentes règles de politique monétaire, les fonctions de réponse captent peu d'effets du choc étant donné que leurs densités sont faibles. En effet, les pentes plus abruptes lorsque les données sont en niveau avancent une vitesse de convergence plus rapide des effets d'un choc sur la politique monétaire, et donc moins de persistances de l'innovation structurelle qu'avec des variables intégrées en taux de croissance. De plus, uniquement la croissance de l'agrégat M2D reproduit la réponse conforme sur les vingt trimestres d'une contraction monétaire accompagnée d'une variation positive du taux d'intérêt de court terme et ce, pour les deux types de modélisations.

Les fonctions de réponses ne permettent pas de conclure si une des modélisations, juste-identifiée ou sur-identifiée, reproduit des résultats conformes aux a priori de la théorie économique en ce qui concerne les impacts d'une innovation de la politique monétaire. En effet, dans la représentation juste-identifiée, il y a une énigme de liquidité sur les huit premiers trimestres pour M1D en niveau alors que M2D ne reproduit pas cette réponse erronée. Pour la représentation sur-identifiée, les agrégats M1D et M2D en niveau ont respectivement une énigme de liquidité jusqu'au septième et dixième trimestre. Toutefois, les réactions du déflateur du PIB, du PIB réel, du taux directeur et de la monnaie sont sensiblement les mêmes dans la modélisation juste-identifiée et sur-identifiée. Ainsi, une règle de politique monétaire qui est fonction uniquement d'un agrégat élaboré avec la méthode de Divisia et du taux directeur, semble contenir au moins la même quantité d'information qu'une règle semblable à celle de Taylor, soit l'équation (4.8), du fait que les profils de réaction des variables d'intérêt sont approximativement les mêmes à la suite d'une innovation structurelle sur la politique monétaire. Par contre, pour l'agrégat M1D en niveau, les mouvements dans la monnaie et la production réelle sont un peu plus persistants dans les représentations sur-identifiées, ce qui suggère d'attribuer un rôle plus actif de la monnaie au sens étroit.

Or, les sentiers de réponses des modèles SVARs contraints et non contraints à la suite d'une modification du taux directeur estiment une réaction positive persistante pour le niveau des prix alors que le PIB réel et l'agrégat M1D réagissent à long terme négativement. D'ailleurs, la réponse positive sur le taux d'intérêt de court terme est non persistante du fait qu'elle tend vers zéro sur une longue période. Toutefois, lorsque l'agrégat au sens large est inclus dans la représentation non contrainte, les réactions du niveau des prix sont non persistantes. En ce qui concerne les modèles en taux de croissance, le SVAR juste-identifié ainsi que sur-identifié estime à la suite d'un choc sur la politique monétaire un impact dynamique positif pour l'agrégat M1D alors que la réponse est négative pour M2D.

Néanmoins, les résultats dynamiques supposent que l'agrégat M1, calculé avec la méthode de Divisia, semble contenir légèrement plus d'information sur les mouvements de la production réelle et de la quantité de monnaie dans l'économie canadienne lorsque l'innovation sur la politique monétaire est identifiée par une équation de simultanéité entre la monnaie et le taux directeur. L'agrégat M2 semble toutefois être supérieur lorsque le choc de politique monétaire est identifié sur une fonction s'apparentant à la règle de Taylor. Somme toute, un choc sur la politique monétaire dans les deux types de modélisation VAR a un impact dynamique sur l'activité économique, ce qui suggère d'attribuer à la monnaie un rôle actif dans la conduite de la politique monétaire du fait que cette variable contient de l'information sur l'instabilité de certaines variables macroéconomiques réelles.

5.2.1 Décomposition de la variance des erreurs de prévision du cycle

La décomposition de la variance des erreurs de prévision a pour objectif d'expliquer la contribution d'une innovation structurelle dans la variation du niveau des prix mesuré par le déflateur du PIB et la production réelle, soit d'apprécier la variabilité du cycle économique par rapport à la volatilité des chocs structurels. Les tableaux F.1 à F.8 en annexe présentent les résultats pour les représentations juste-identifiées alors que les tableaux F.9 à F.16 en annexe comprennent ceux associés aux modélisations sur-identifiées. Pour les variables en taux de croissance, la décomposition de la variance des erreurs de prévision est cumulée pour permettre

la comparaison avec les données en niveau. De plus, les variances des erreurs de prévision sont décomposées pour les six innovations structurelles du modèle indiqué. Toutefois, uniquement celles issues des équations estimées à la section 5.1.2 et 5.1.3 sont analysées ci-dessous.

Les chocs de la politique monétaire identifiés avec la modélisation triangulaire incluant l'agrégat M1D expliquent une part importante de la volatilité observée dans la production et le niveau des prix. Dans le PIB réel, la variance des erreurs de prévision atteint au-dessus de 40 % alors qu'elle est de 8,6 % pour le déflateur du PIB, à un horizon de trois ans. D'ailleurs, les innovations sur la demande de monnaie semblent contenir très peu d'information sur la volatilité de la production réelle et du niveau des prix. En ce qui concerne ce modèle avec l'agrégat M2D, les résultats sont approximativement les mêmes, toutefois, les chocs sur la politique monétaire expliquent légèrement moins de la variance observée du niveau des prix, soit environ 5 % à un horizon de trois ans. De plus, les résultats des modélisations triangulaires avec des données en taux de croissance sont compatibles avec ceux de la section précédente en ce qui concerne le peu d'information sur la dynamique des données que captent ces modèles.

Pour les chocs de politique monétaire dans la modélisation sur-identifiantes, la variance des erreurs de prévision augmente respectivement à 61,5 % et 7,8 % dans le niveau des prix et la production réelle, au vingtième trimestre. Pour les innovations sur la demande ainsi que sur l'offre de monnaie, elles associent très peu de volatilité à ces variables. En ce qui concerne ce modèle avec l'agrégat M2D, les innovations sur l'offre de monnaie expliquent plus de variabilité dans le PIB réel et le niveau des prix que lorsqu'un agrégat plus étroit mesure la monnaie. En effet, la variance des erreurs de prévision atteint 18,2 % dans la production et 5,7 % dans le niveau des prix en utilisant un agrégat au sens large, par comparaison à 0,6 % et 1,4 % avec M1D, au vingtième trimestre. Cependant, en incluant un agrégat au sens large, les innovations sur la politique monétaire expliquent un peu moins de volatilité qu'en intégrant un agrégat plus étroit, soit 44,6 % à un horizon de vingt trimestres. De plus, pour ces modèles avec des données en taux de croissance, les représentations qui distinguent la demande et l'offre de monnaie semblent capter plus d'information sur le cycle économique par comparaison à

celles dont le système monétaire n'est pas inclus. Les résultats montrent que les chocs sur la politique monétaire associent peu de volatilité dans la croissance du PIB réel et de l'inflation. Or, dans les fluctuations de la production, il s'agit des chocs sur la demande et l'offre de monnaie qui expliquent la variabilité, autant en incluant la croissance de l'agrégat M1D que celle de M2D. Pour ce qui est de l'inflation, ce sont les innovations sur l'offre de monnaie qui génèrent de la volatilité, plus particulièrement avec les variations de l'agrégat M1D.

Les résultats démontrent beaucoup de volatilité dans la production réelle et le niveau des prix expliquée par une innovation sur la politique monétaire lorsque les données sont en niveau alors qu'en taux de croissance, cette variabilité a disparu. Tout comme les réactions dynamiques analysées à la section précédente, les résultats sont similaires pour les deux types de représentations, soit celles justifiées et sur-identifiées. D'ailleurs, ces résultats sont compatibles avec ceux de Gordon et Leeper (1994) ainsi que Belongia et Ireland (2010) sur des données américaines, qui soulèvent un doute sur le rôle de la Réserve fédérale dans l'instabilité de l'économie durant la période de la Grande modération entre 1982 et 1992.

CONCLUSION

Dans ce mémoire, l'objectif a été d'examiner le rôle de la monnaie dans la conduite de la politique monétaire au Canada. D'abord, nous avons calculé les agrégats standard, soient ceux construits en simple sommation, et leurs contreparties élaborées en indice de Divisia du fait que la Banque centrale ne publie pas ces derniers. Ces différentes mesures ont fait ressortir l'impact considérable du choix de méthode d'agrégation pour quantifier la mesure de la monnaie offerte lors de l'étude de degré de covariation entre les agrégats monétaires et le cycle économique. D'ailleurs, les corrélations croisées et contemporaines suggèrent que la monnaie est corrélée avec la production réelle et le niveau des prix sans toutefois établir si une des mesures capte systématiquement une dépendance linéaire plus forte. Par contre, il semble que la monnaie est un déterminant du cycle économique, et donc valide la proposition de Friedman qui affirme que l'inflation est un phénomène monétaire au sens où elle est créée étant donné que la vitesse de circulation de celle-ci est plus élevée que la croissance de la production nominale.

Par la suite, des modèles statistiques incluant un agrégat étroit ou large ont été appliqués pour estimer des équations avec une interprétation économique à l'aide d'un vecteur où toutes les variables sont comprises dans le même processus intégré. Des modélisations juste-identifiées et sur-identifiées d'un VARS ont été estimées pour permettre d'identifier des liens structurels. Ainsi, l'utilité des agrégats monétaires pour comprendre et prédire l'impact de la politique monétaire suggère un rôle actif de la monnaie. Notamment, les sentiers de réponses appuient ce résultat en démontrant, une période en retard, une réaction à long terme négative des agrégats monétaires M1D et M2D à la suite d'une impulsion exogène sur le taux directeur. D'ailleurs, le choc est persistant du fait qu'il est toujours présent après vingt trimestres autant pour la monnaie au sens étroit qu'au sens large. La sensibilité sur une longue période des agrégats calculés en indice de Divisia aux

variations du taux directeur semble signifier que la monnaie contient de l'information sur l'instabilité de la production réelle et du niveau des prix. C'est pourquoi les agrégats de Divisia pourraient être pris en considération dans la conduite de la politique monétaire au Canada.

Toutefois, ce résultat n'est qu'un point de départ pour d'éventuelles recherches. En effet, plusieurs invraisemblances dans les deux types de modélisations pour la monnaie au sens étroit et large sont ressorties, dont des énigmes de prix. De même, dans les deux types de modélisations, les demandes de monnaie présentent fréquemment des incohérences aux a priori économiques. Ainsi, il n'est pas clair si les agrégats élaborés en indice de Divisia sont supérieurs de la contrepartie en simple sommation, mais ce mémoire apporte une réflexion à continuer sur l'étude des agrégats monétaires pour la maîtrise de l'inflation. D'autres recherches à ce sujet devront être effectuées pour confirmer la supériorité des agrégats construits en indice de Divisia ainsi que leur utilité dans la gestion de la politique monétaire au Canada. Par exemple, d'autres variables peuvent être ajoutées ou remplacées par une autre dans le vecteur intégré pour capter plus d'information sur l'inflation entre autres l'écart au PIB potentiel. De plus, des modifications à l'indice dit superlatif peuvent être apportées pour limiter les erreurs de mesures par exemple, ajouter un bris structurel au dénominateur de celle-ci. Évidemment, du fait que ce mémoire ne comprend pas les données de la crise économique de 2008 à cause de la disponibilité des données, l'ajout de celles-ci apportera plus d'information à la compréhension des effets d'une intervention de la Banque centrale sur l'économie canadienne.

ANNEXE A

AJUSTEMENT SAISONNIER

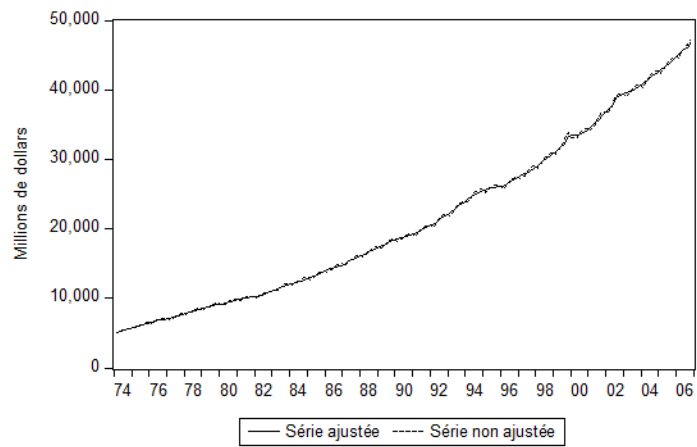


Figure A.1: Monnaie en circulation

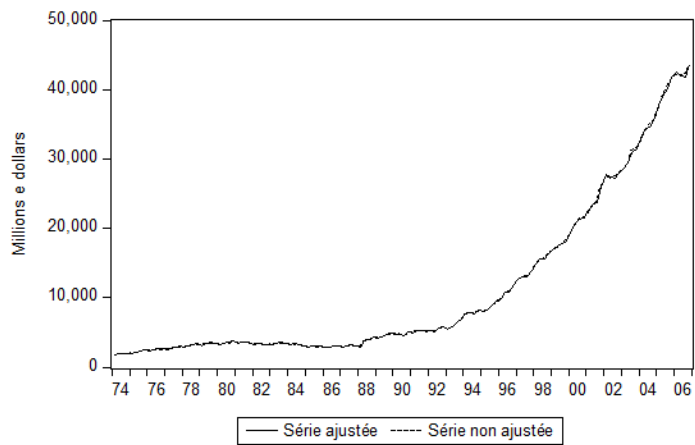


Figure A.2: Comptes chèques

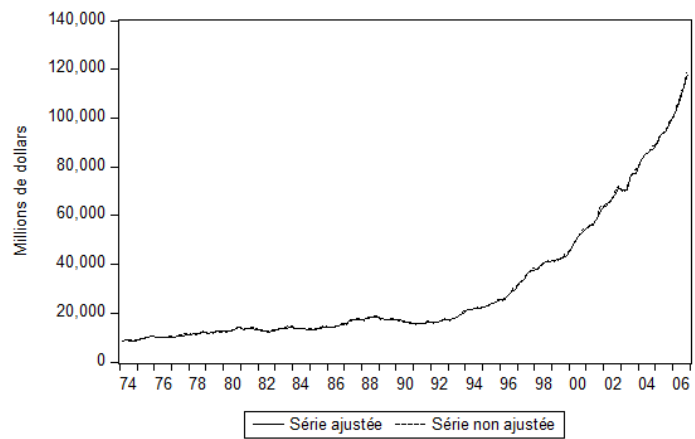


Figure A.3: Comptes courants

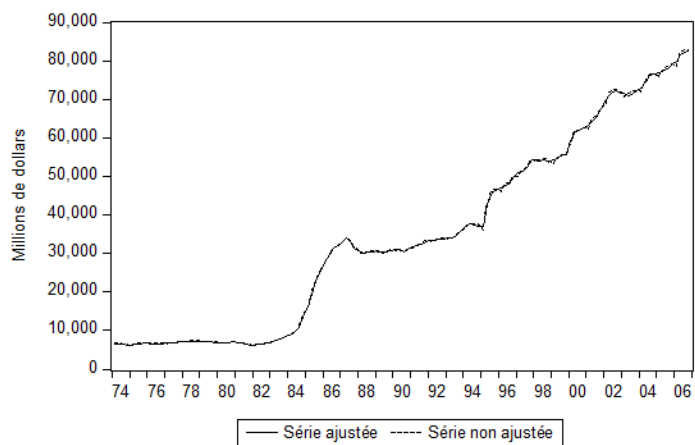


Figure A.4: Dépôts des particuliers transférables par chèque

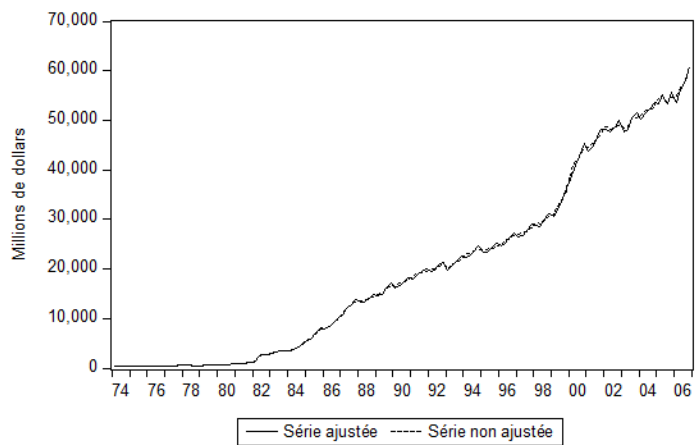


Figure A.5: Autres dépôts à préavis transférables par chèque

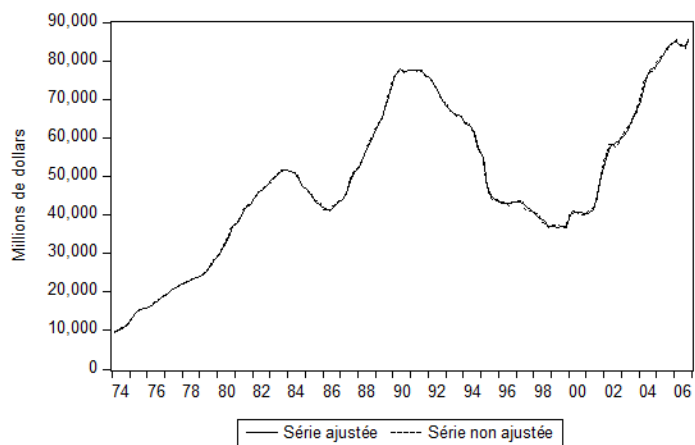


Figure A.6: Dépôts des particuliers transférables par chèque

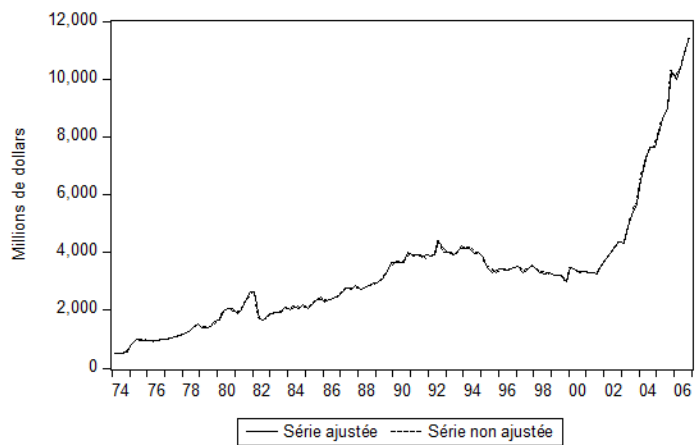


Figure A.7: Autres dépôts à préavis non transférables par chèque

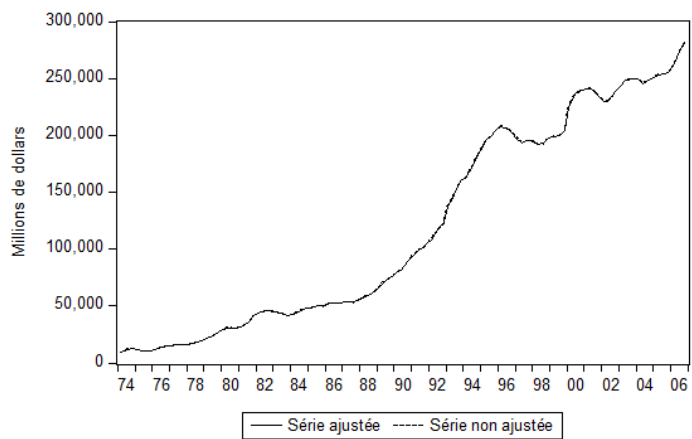


Figure A.8: Dépôts des particuliers à terme

ANNEXE B

RETARDS DES CRITÈRES D'INFORMATION

Tableau B.1: Critères d'information des séries en niveau

Critère d'information	Retards avec M1D	Retards avec M2D
Statistique LR	4	6
Erreur de prédiction finale	5	4
Akaike	12	12
Schwarz	2	2
Hannan et Quinn	2	2

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Maximum de douze retards.

Tableau B.2: Critères d'information des séries en taux de croissance

Critère d'information	Retards avec M1D	Retards avec M2D
Statistique LR	4	4
Erreur de prédiction finale	2	4
Akaike	2	4
Schwarz	1	1
Hannan et Quinn	1	1

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Maximum de douze retards.

ANNEXE C

COINTÉGRATION

Tableau C.1: Estimation par MCO du MVCE incluant l'agrégat M1D

	Δp_t	Δy_t	Δcpi_t	Δr_t	Δm_t	Δu_m
Δp_{t-1}	0,281 (0,090) [3,106]	0,251 (0,102) [2,469]	0,009 (0,032) [0,276]	0,868 (0,404) [2,147]	1,657 (1,065) [1,547]	0,400 (0,512) [0,781]
Δp_{t-2}	0,070 (0,088) [0,793]	0,033 (0,098) [0,334]	0,037 (0,031) [1,193]	-0,181 (0,392) [-0,463]	-0,272 (1,032) [-0,263]	-0,541 (0,500) [-1,090]
Δy_{t-1}	0,265 (0,082) [3,223]	0,420 (0,097) [4,560]	-0,030 (0,031) [-1,030]	1,643 (0,367) [4,476]	2,471 (0,966) [2,557]	0,993 (0,465) [2,135]
Δy_{t-2}	-0,025 (0,087) [-0,291]	-0,057 (0,097) [-0,587]	-0,007 (0,030) [-0,239]	0,094 (0,387) [0,242]	-2,201 (1,020) [-2,165]	-1,108 (0,491) [-2,256]
Δcpi_{t-1}	0,133 (0,233) [0,569]	0,053 (0,262) [0,203]	1,244 (0,083) [15,073]	-0,947 (1,045) [-0,906]	-2,904 (2,752) [-1,055]	-0,646 (1,324) [-0,488]
Δcpi_{t-2}	0,146 (0,237) [0,614]	-0,088 (0,267) [-0,332]	-0,497 (0,084) [-5,921]	1,526 (1,062) [1,437]	1,034 (2,280) [0,370]	0,235 (1,346) [0,175]
Δr_{t-1}	-0,051 (0,024)	0,060 (0,027)	0,005 (0,008)	-0,102 (0,106)	1,551 (0,280)	0,730 (0,135)

	[-2,134]	[2,232]	[0,574]	[-0,962]	[5,541]	[5,420]
Δr_{t-2}	-0,036	0,021	-0,001	-0,369	-0,095	0,016
	(0,026)	(0,029)	(0,009)	(0,114)	(0,301)	(0,145)
	[-1,398]	[0,715]	[-0,101]	[-3,221]	[-0,317]	[0,111]
Δm_{t-1}	-0,003	0,012	0,004	0,005	0,0858	0,019
	(0,009)	(0,011)	(0,003)	(0,042)	(0,112)	(0,054)
	[-0,322]	[1,111]	[1,122]	[1,128]	[0,769]	[0,359]
Δm_{t-2}	-0,004	-0,002	-0,001	0,045	-0,127	-0,035
	(0,009)	(0,011)	(0,003)	(0,042)	(0,110)	(0,053)
	[-0,459]	[-0,187]	[-0,190]	[1,072]	[-1,160]	[-0,657]
Δu_{t-1}	0,005	-0,044	0,011	0,025	-0,484	-0,203
	(0,024)	(0,027)	(0,008)	(0,107)	(0,282)	(0,136)
	[0,191]	[-1,644]	[1,276]	[0,232]	[-1,717]	[-1,500]
Δu_{t-2}	0,26	-0,029	0,002	0,077	0,574	0,159
	(0,023)	(0,025)	(0,008)	(0,101)	(0,266)	(0,128)
	[1,140]	[-1,156]	[0,259]	[0,761]	[2,156]	1,164]
<i>CointEq1</i>	-0,017	0,013	0,001	0,001	0,067	-0,005
	(0,003)	(0,004)	(0,001)	(0,015)	(0,040)	(0,019)
	[-4,834]	[3,391]	[0,682]	[0,604]	[0,1669]	[0,240]
R^2	0,631	0,371	0,801	0,313	0,362	0,331
R_a^2	0,590	0,300	0,778	0,235	0,290	0,256
Log de vraisemblance	3042,845					

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : *CointEq1* est le terme de correction des erreurs.

Note 3 : Les valeurs entre les parenthèses sont des écarts-types alors qu'entre les accolades il s'agit des statistiques t .

Note 4 : Les colonnes présentent les équations du MVCE et les rangés correspondent aux régresseurs de l'équation.

ANNEXE D

ANALYSE DES MODÈLES VARS

Tableau D.1: Estimation par maximum de vraisemblance des modèles juste-identifiés

En niveau				
Agrégat M1D				
Politique monétaire	$R = 0,35P + 0,38Y - 1,12CP$			$\sigma = 0,01077$
	(0,41)	(0,37)	(1,11)	(0,00067)
Demande de monnaie	$M = 0,74P - 0,80Y - 1,09CP + 0,67R$			$\sigma = 0,02653$
	(1,02)	(0,91)	(2,74)	(0,22)
				(0,00067)
Agrégat M2D				
Politique monétaire	$R = 0,32P + 0,24Y - 1,09CP$			$\sigma = 0,01076$
	(0,41)	(0,37)	(1,09)	(0,00067)
Demande de monnaie	$M = 1,79P + 0,65Y + 4,13CP - 0,36R$			$\sigma = 0,02780$
	(1,02)	(0,91)	(2,74)	(0,22)
				(0,00172)
En taux de croissance				
Agrégat M1D				
Politique monétaire	$R = -3,84P + 2,68Y - 10,23CP$			$\sigma = 0,12221$
	(4,03)	(3,85)	(11,45)	(0,00758)
Demande de monnaie	$M = -0,10P + 0,15Y - 3,70CP + 0,01R$			$\sigma = 0,03050$
	(1,01)	(0,96)	(2,87)	(0,02)
				(0,00189)
Agrégat M2D				
Politique monétaire	$R = -3,92P + 1,72Y - 11,13CP$			$\sigma = 0,12290$
	(4,05)	(3,88)	(11,56)	(0,00762)
Demande de monnaie	$M = 0,75P + 0,95Y - 1,63CP + 0,07R$			$\sigma = 0,02782$
	(0,92)	(0,88)	(2,63)	(0,02)
				(0,00173)

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : σ correspond à l'écart-type des innovations structurelles pour chaque équation alors que l'écart-type des coefficients estimés est entre les parenthèses.

Note 3 : Le nombre de retards utilisé est $p = 2$ pour le modèle en niveau et $p = 1$ lorsque les séries sont sous la forme de taux de croissance.

Tableau D.2: Estimation par maximum de vraisemblance des modèles sur-identifiés

En niveau		
Agrégat M1D		
Politique monétaire	$R = 0,02M$ (0,11)	$\sigma = 0,010787$ (0,00094)
Demande de monnaie	$M - P = -1,44 + 2,08U$ (1,05) (1,18)	$\sigma = 0,02670$ (0,00722)
Offre de monnaie	$U = 0,51R - 0,42(M - P)$ (0,77) (0,42)	$\sigma = 0,02032$ (0,01549)
Agrégat M2D		
Politique monétaire	$R = -0,16M$ (0,16)	$\sigma = 0,011118$ (0,00142)
Demande de monnaie	$M - P = -0,58 + 1,10U$ (0,69) (0,34)	$\sigma = 0,01696$ (0,00246)
Offre de monnaie	$U = -1,09R - 0,50(M - P)$ (2,47) (1,57)	$\sigma = 0,04035$ (0,04915)
En taux de croissance		
Agrégat M1D		
Politique monétaire	$R = 0,48M$ (0,76)	$\sigma = 0,12326$ (0,00777)
Demande de monnaie	$M - P = 4,50Y - 1,73U$ (31,92) (13,21)	$\sigma = 0,17622$ (1,20430)
Offre de monnaie	$U = 0,09R + 4,97(M - P)$ (0,27) (8,05)	$\sigma = 0,13863$ (0,20261)
Agrégat M2D		
Politique monétaire	$R = -1,32M$ (0,42)	$\sigma = 0,11807$ (0,00732)
Demande de monnaie	$M - P = 5,37Y - 2,44U$ (63,24) (33,72)	$\sigma = 0,17622$ (2,06265)
Offre de monnaie	$U = -0,01R + 2,34(M - P)$ (0,03) (1,45)	$\sigma = 0,03667$ (0,01966)

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : σ correspond à l'écart-type des innovations structurelles pour chaque équation alors que l'écart-type des coefficients estimés est entre les parenthèses.

Note 3 : Le nombre de retards utilisé est $p = 2$ pour le modèle en niveau et $p = 1$ lorsque les séries sont sous la forme de taux de croissance.

ANNEXE E

ANALYSE DES SENTIERS DE RÉPONSE DES MODÈLES VARS

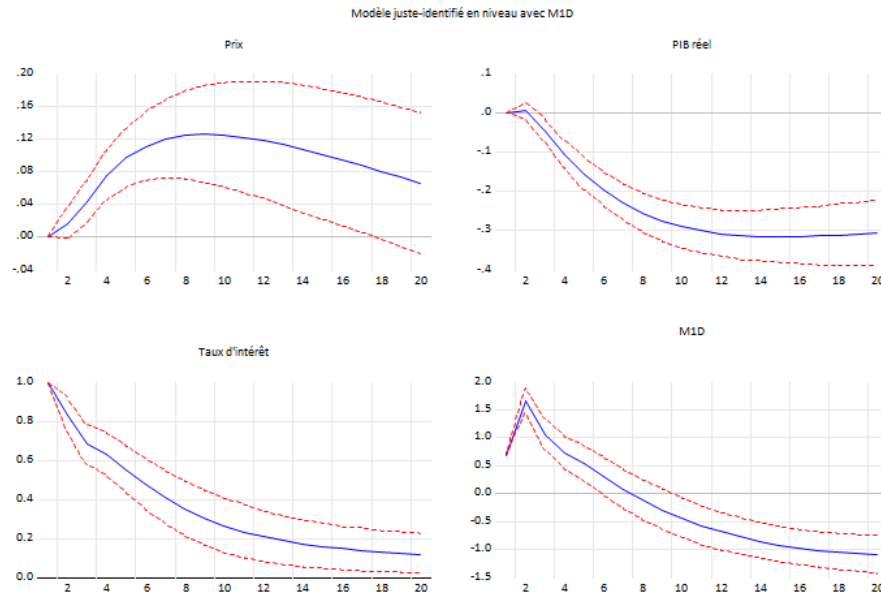


Figure E.1: Fonction de réponse du modèle juste-identifié en niveau avec M1D

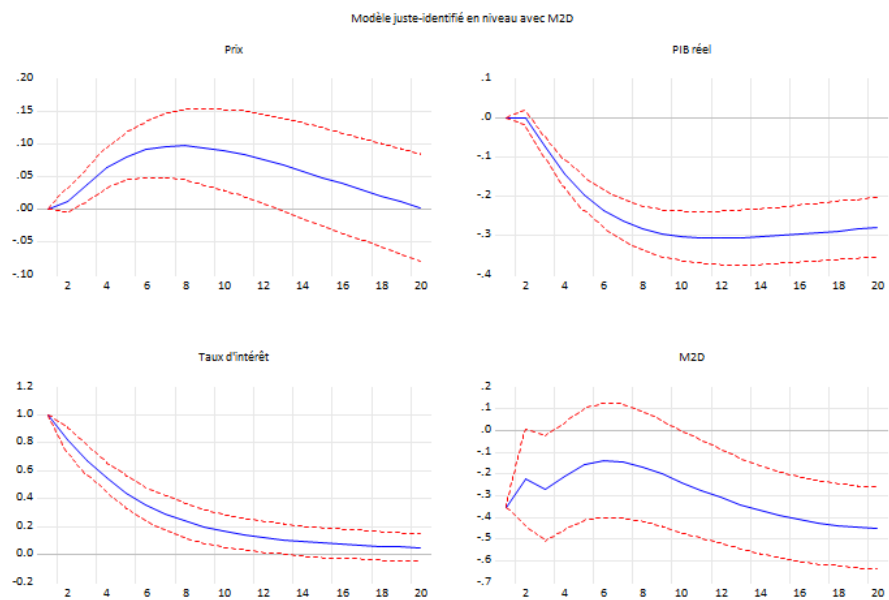


Figure E.2: Fonction de réponse du modèle juste-identifié en niveau avec M2D

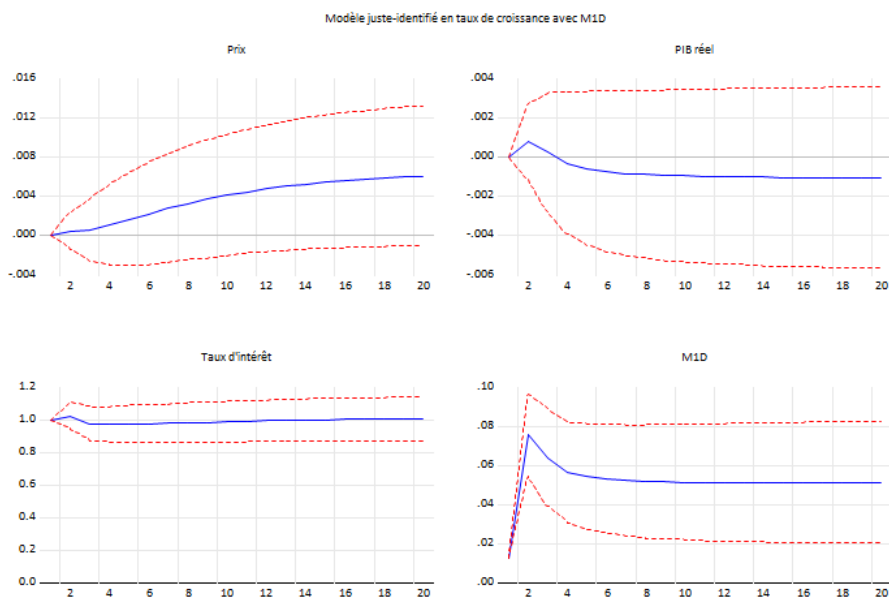


Figure E.3: Fonction de réponse du modèle juste-identifié en taux de croissance avec M1D

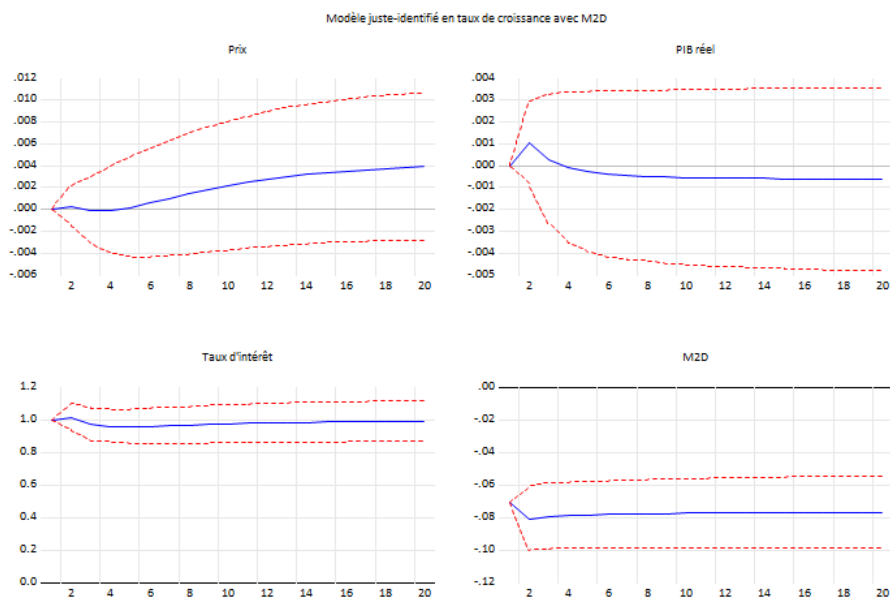


Figure E.4: Fonction de réponse du modèle juste-identifié en taux de croissance avec M1D

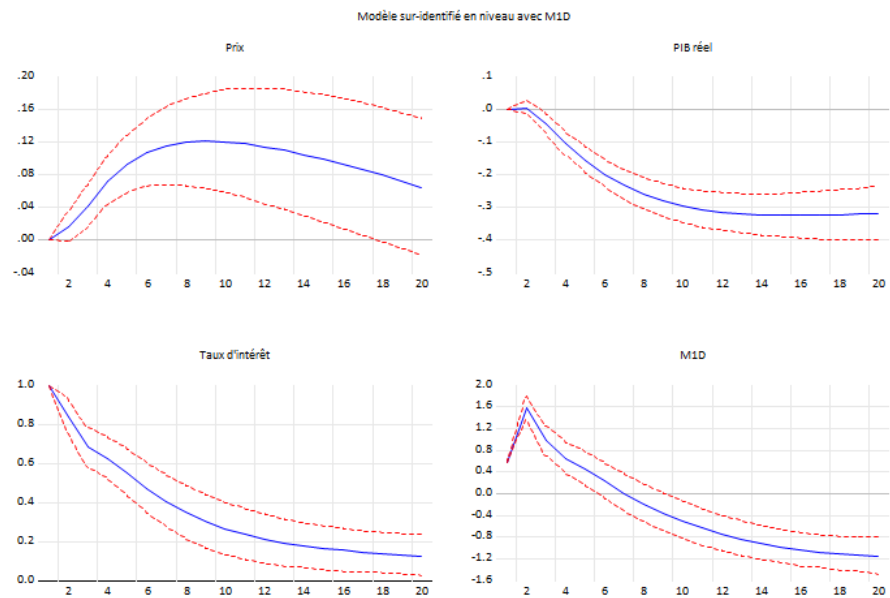


Figure E.5: Fonction de réponse du modèle sur-identifié en niveau avec M1D

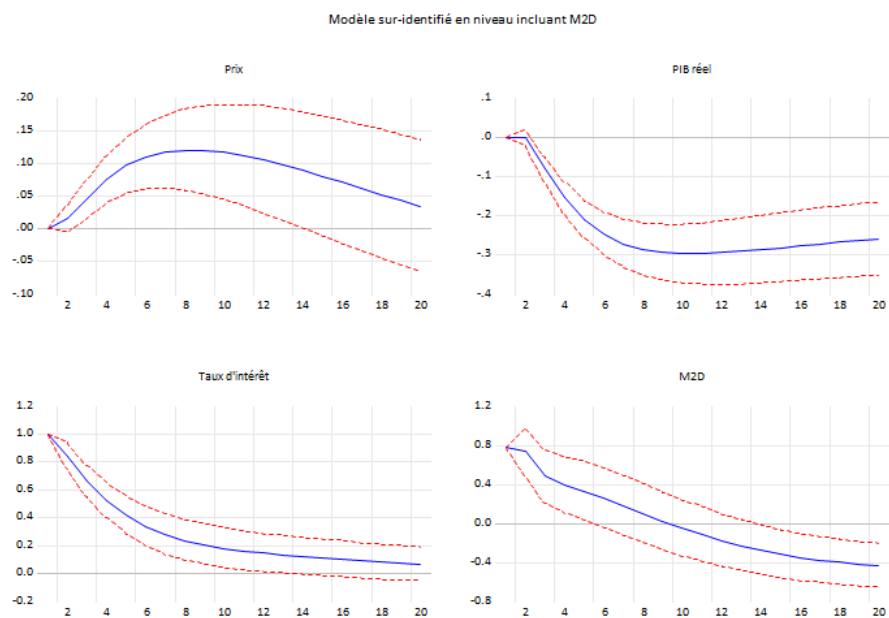


Figure E.6: Fonction de réponse du modèle sur-identifié en niveau avec M2D

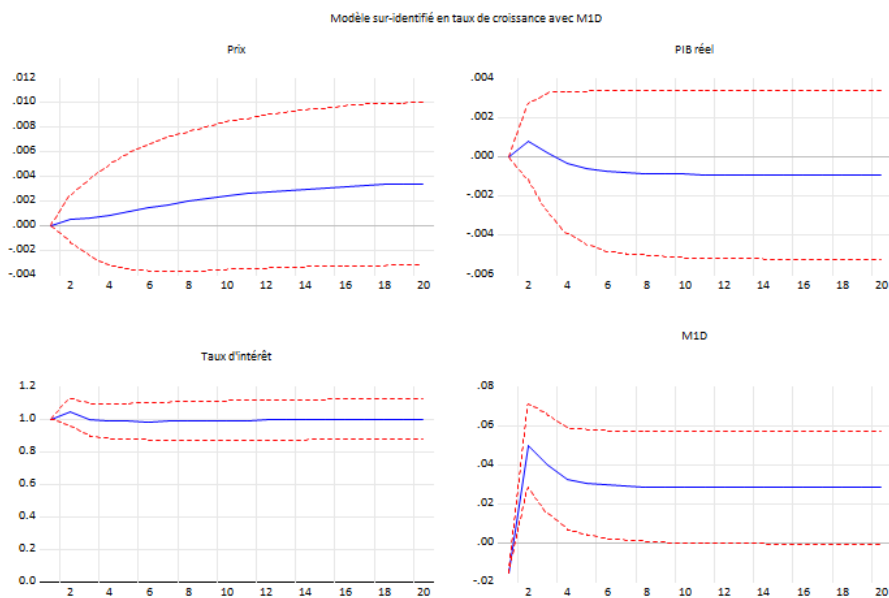


Figure E.7: Fonction de réponse du modèle sur-identifié en taux de croissance avec M1D

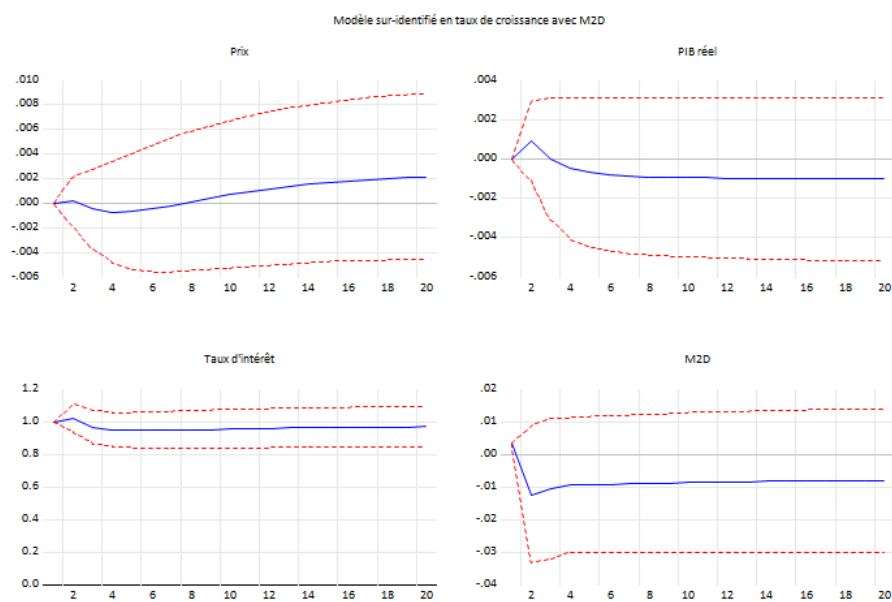


Figure E.8: Fonction de réponse du modèle sur-identifié en taux de croissance avec M2D

ANNEXE F

DÉCOMPOSITION DE LA VARIANCE DE L'ERREUR DE PRÉVISION

Tableau F.1: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en niveau incluant M1D

Trimestres suivant	Déflateur du PIB					
	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,61	1,37	0,17	0,22	0,30	0,32
4	90,53	5,32	0,59	2,64	0,18	0,74
8	78,24	12,23	0,61	7,35	0,40	1,16
12	72,80	15,97	0,38	8,56	1,21	1,08
16	70,02	18,38	0,38	8,36	1,96	0,90
20	68,19	20,35	0,46	7,75	2,48	0,76

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.2: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en niveau incluant M1D

Trimestres suivant	PIB réel					
	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	0,69	98,98	0,06	0,01	0,15	0,11
4	1,47	94,27	0,07	3,57	0,38	0,24
8	1,31	69,96	0,26	26,92	1,03	0,51
12	4,05	44,72	1,65	46,65	1,16	1,76
16	6,79	30,42	3,71	54,35	1,16	3,57
20	8,31	23,23	5,45	56,43	1,26	5,32

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.3: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en niveau incluant M2D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,53	1,28	0,13	0,15	0,03	0,87
4	90,71	5,44	0,80	1,91	0,45	0,69
8	76,80	14,32	1,95	4,94	1,47	0,51
12	67,93	20,49	2,15	5,01	2,22	2,20
16	61,41	24,50	1,88	4,12	2,74	5,34
20	55,71	27,19	1,61	3,25	3,08	9,16

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.4: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en niveau incluant M2D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	0,54	99,43	0,00	0,00	0,02	0,01
4	0,77	90,41	0,26	6,88	0,26	1,42
8	1,44	59,55	1,12	29,69	0,27	7,93
12	3,93	41,08	1,97	43,76	0,34	8,92
16	6,20	31,40	3,25	51,22	0,70	7,24
20	7,85	25,46	4,73	54,87	1,02	6,07

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.5: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M1D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,66	0,91	0,75	0,03	0,58	0,08
4	93,93	1,78	3,45	0,05	0,57	0,22
8	89,09	2,00	7,82	0,17	0,58	0,35
12	87,34	1,98	9,62	0,23	0,62	0,41
16	86,83	1,97	9,90	0,24	0,63	0,42
20	87,70	1,96	10,03	0,25	0,64	0,42

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.6: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M1D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	1,11	96,34	0,04	0,10	0,11	2,30
4	1,04	95,24	0,07	0,18	0,11	3,36
8	1,04	95,12	0,09	0,19	0,12	3,44
12	1,04	95,12	0,10	0,19	0,12	3,44
16	1,04	95,11	0,10	0,19	0,12	3,44
20	1,04	95,11	0,10	0,19	0,12	3,44

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.7: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M2D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,91	0,89	0,60	0,01	0,00	0,59
4	93,94	2,04	3,36	0,03	0,00	0,63
8	88,93	2,27	8,04	0,08	0,03	0,64
12	87,12	2,25	9,74	0,13	0,05	0,71
16	86,63	2,23	10,20	0,15	0,06	0,74
20	86,50	2,23	10,31	0,15	0,06	0,75

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.8: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle juste-identifié en taux de croissance incluant M2D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	1,66	96,47	0,06	0,17	0,06	1,58
4	1,58	95,99	0,09	0,27	0,13	1,94
8	1,57	95,94	0,12	0,27	0,14	1,96
12	1,57	95,93	0,12	0,27	0,14	1,96
16	1,57	95,93	0,13	0,27	0,14	1,96
20	1,57	95,93	0,13	0,27	0,14	1,96

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.9: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en niveau incluant M1D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,70	1,28	0,21	0,21	0,03	0,57
4	91,01	4,74	0,87	2,52	0,34	0,53
8	79,04	10,93	1,17	7,21	1,41	0,25
12	73,60	14,49	0,81	8,51	2,09	0,51
16	70,77	19,90	0,60	8,40	2,36	0,97
20	68,89	18,95	0,56	7,81	2,43	1,37

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.10: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en niveau incluant M1D

Trimestres suivant	PIB réel					
	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	0,73	98,93	0,04	0,01	0,26	0,02
4	1,90	93,89	0,12	3,55	0,50	0,04
8	1,25	71,20	0,10	26,38	0,97	0,09
12	2,16	47,61	0,70	47,35	2,04	0,14
16	3,53	33,08	2,07	57,48	3,48	0,36
20	4,35	25,10	3,45	61,49	5,07	0,55

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.11: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en niveau incluant M2D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,55	1,23	0,20	0,18	0,76	0,07
4	90,92	5,06	0,96	2,40	0,63	0,03
8	76,76	13,58	2,10	6,72	0,43	0,42
12	67,33	19,79	2,07	7,48	1,65	1,68
16	60,27	23,92	1,63	6,70	3,93	3,55
20	54,06	26,69	1,28	5,58	6,68	5,72

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.12: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en niveau incluant M2D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	0,53	99,44	0,00	0,00	0,02	0,01
4	1,08	90,10	0,06	6,89	0,82	1,05
8	0,99	60,21	0,15	26,88	3,93	7,83
12	2,46	42,35	0,32	37,24	3,60	14,04
16	3,81	32,91	0,89	42,23	2,84	17,32
20	4,70	27,07	1,86	44,60	3,56	18,22

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.13: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M1D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,68	0,87	0,60	0,04	0,06	0,76
4	93,91	1,73	3,19	0,04	0,07	1,06
8	89,02	1,93	7,68	0,07	0,21	1,09
12	87,25	1,91	9,38	0,08	0,30	1,08
16	86,74	1,90	9,86	0,09	0,33	1,07
20	86,61	1,90	9,99	0,09	0,34	1,07

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.14: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M1D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^p	ϵ^y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	0,96	96,45	0,01	0,09	1,00	1,50
4	0,89	95,36	0,02	0,16	1,62	1,94
8	0,88	95,24	0,04	0,18	1,67	1,99
12	0,88	95,23	0,05	0,18	1,67	1,99
16	0,88	95,23	0,05	0,18	1,67	1,99
20	0,88	95,23	0,05	0,18	1,67	1,99

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.15: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du déflateur du PIB du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M2D

Déflateur du PIB						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	97,91	0,89	0,74	0,00	0,10	0,35
4	93,95	2,07	3,49	0,05	0,10	0,34
8	88,97	2,19	7,95	0,07	0,29	0,43
12	87,17	2,26	9,53	0,09	0,42	0,53
16	86,68	2,24	9,96	0,10	0,46	0,56
20	86,56	2,24	10,03	0,11	0,46	0,57

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

Tableau F.16: Décomposition de la variance de l'erreur de prévision du PIB réel du modèle sur-identifié en taux de croissance incluant M2D

PIB réel						
Trimestres suivant	ϵ^P	ϵ^Y	ϵ^{cpi}	ϵ^r	ϵ^m	ϵ^u
2	1,46	96,64	0,00	0,12	0,85	0,94
4	1,37	96,15	0,02	0,25	1,02	1,18
8	1,37	96,10	0,04	0,26	1,04	1,20
12	1,37	96,09	0,04	0,26	1,04	1,20
16	1,37	96,09	0,04	0,26	1,04	1,20
20	1,37	96,09	0,05	0,26	1,04	1,20

Note 1 : La période de l'échantillon est de 1974 à 2006.

Note 2 : Les valeurs sont celles de la variance de l'erreur de prévision pour le déflateur du PIB selon l'innovation structurelle ϵ indiquée.

BIBLIOGRAPHIE

- Adam, C. et Hendry, S. (2001). The M1 Vector-Error-Correction Model : Some Extensions and Applications. *Money Affairs*, 14(2), 142–175.
- Anderson, R. J., Jones, B. et Nesmith, T. (1997). Monetary Aggregation Theory and Statistical Index Numbers. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 79(1), 31–51.
- Banque du Canada [s.d.]. Politique monétaire. Récupéré de <http://www.banqueducanada.ca/grandes-fonctions/politique-monetaire/>.
- Barnett, W. A. (1978). The User Cost of Money. *Economics Letters*, 1(2), 145–149.
- Barnett, W. A. (1980). Economic Monetary Aggregates an Application of Index Number and Aggregation Theory. *Journal of Econometrics*, 14(1), 11–48.
- Barnett, W. A., Kelly, L. et Keanting, J. (2000). Rethinking the Liquidity Puzzle : Application of a New Measure of the Economic Money Stock. *Université du Kansas, Working Paper 201002*.
- Baxter, M. et King, R. G. (1999). Measuring Business Cycles : Approximate Band-Pass Filters for Economic Time Series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575–593.
- Belongia, M. T. et Ireland, P. N. (2014). The Barnett Critique After Three Decades : A New Keynesian Analysis. *Journal of Econometrics*, 183(1), 5–21.
- Belongia, M. T. et Ireland, P. N. (2016). Money and Output : Friedman and Schwartz Revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(6), 1223–1266.
- Benati, L. (2009). Long Run Evidence on Money Growth and Inflation. *Banque centrale européenne, Working Paper 1027*.
- Benati, L., Nicolini, J., E., L. R. et Weber, W. (2018). Long-Run Money Demand Redux. Université d'Oxford.

- Bernanke, B. S. et Gertler, M. (1995). Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27–48.
- Box, G. E. et Jenkins, G. M. (1970). *Time Series Analysis : Forecasting and Control* (4e éd.). San Francisco : Wiley.
- Bureau du recensement des États-Unis (2017). *X-13ARIMA-SEATS Reference Manual*. Washington.
- Burns, A. F. et Mitchell, W. C. (1946). *Measuring Business Cycles*. New York : National Bureau of Economic Research.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M. et Evans, C. L. (1999). *Handbook of Macroeconomics*, volume 1. New York : Elsevier.
- Cockerline, J. P. et Murray, J. D. (1981). A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation : Some Preliminary Evidence. *Banque du Canada, Working Paper 28*.
- Cooley, T. et LeRoy, S. (1985). Atheoretical Macroeconometrics : A Critique. *Journal of Monetary Economics*, 16(3), 283–308.
- Dickey, D. et Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
- Diewert, W. (1976). Exact and Superlative Index Numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55(2), 252–276.
- Friedman, M. (1959). The Demand for Money : Some Theoretical and Empirical Results. *The American Economic Review*, 49(2), 525–527.
- Friedman, M. et Schwartz, A. J. (1963). *A Monetary History of the United States, 1867-1960*. National Bureau of Economic Research. New Jersey : Princeton University Press.
- Gordon, D. et Leeper, E. (1994). The Dynamic Impacts of Monetary Policy : An Exercise in Tentative Identification. *Journal of Political Economy*, 102(6), 1228–1247.
- Granger, C. W. (1966). The Typical Spectral Shape of an Economic Variable. *Econometrica*, 34(1), 150–161.

- Granger, C. W. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods. *Econometrica*, 37(3), 424–438.
- Guay, A. et St-Amant, P. (1996). Do Mechanical Filters Provide a Good Approximation of Business Cycles? *Banque du Canada, Working Paper 78*.
- Hancock, M. (2005). Divisia Money. *Bank of England Quarterly Bulletin*, 39–46.
- Hannan, E. et Quinn, B. (1979). The Determination of the Order of an Autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B*, 41(2), 190–195.
- Hostland, D., Poloz, S. S. et Storer, P. (1987). An Analysis of the Information Content of Alternative Monetary Aggregates. *Banque du Canada, Working Paper 48*.
- Howitt, P. (2010). Inflation Targeting in Canada : Optimal Policy or Just Being There? In *In Canadian Policy Debates and Case Studies in Honour of David Laidler edited by Robert Leeson*. New York : Palgrave Macmillan, 41-72.
- Johansen, S. (1991). Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. *Econometrica*, 59(6), 1551–1580.
- Kim, S. et Roubini, N. (2000). Exchange rate anomalies in the industrial countries : A solution with a structural VAR approach. *Journal of Monetary Economics*, 45(3), 561–586.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C., Schmidt, P. et Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root : How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root? *Journal of Econometrics*, 54(1-3), 159–178.
- Laidler, D. (2013). Three Revolutions in Macroeconomics : Their Nature and Influence. *University of Western Ontario, Working Paper 2013-4*.
- Laidler, D. (Été 1999). La monnaie comme variable passive ou active et la politique monétaire. *Revue de la Banque du Canada*, 17–29.
- Longworth, D. et Atta-Mensah, J. (1995). The Canadian Experience with Weighted Monetary Aggregates. *Banque du Canada, Working Paper 95-10*.
- Lütkepohl, H. (1985). Comparison of Criteria for Estimating the Order of a Vector Autoregressive Process. *Journal of Time Series Analysis*, 6(1), 35–52.
- Lütkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Allemagne : Springer.

- MacKinnon, J. G. (1996). Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. *Journal of Applied Econometrics*, 11(6), 601–618.
- MacKinnon, J. G., Haug, A. A. et Michelis, L. (1999). Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), 563–577.
- Martin, P. (1989). *Inside the Bank of Canada's Weekly Financial Statistics : A technical Guide* (2e éd.). Canada : Institut Fraser.
- Molik, T. E. (1999). *The Construction of Aggregation Theoric Money Measures Using Canadian Data*. (Mémoire de maîtrise). Université de Calgary, Alberta.
- Ng, Serena et Perron, P. (2001). Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554.
- Phillips, P. C. (1987). Time Series Regression with a Unit Root. *Econometrica*, 55(2), 277–301.
- Schunk, D. L. (2001). The Relative Forecasting Performance of the Divisia and Simple Sum Monetary Aggregates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(2), 272–283.
- Schwarz, G. (1978). Estimating the Dimension of a Model. *The Annals of Statistics*, 6(2), 461–464.
- Serletis, A. et Molik, T. E. (1999). Monetary Aggregation and Monetary Policy : Money, Monetary Policy and Transmission Mechanisms. Banque du Canada.
- Sherwin, M. (1997). *L'application de cycles en matières d'inflation : l'expérience de la Nouvelle-Zélande*. Ottawa : Banque du Canada.
- Shiskin, J., Young, A. H. et Musgrave, J. C. (1967). The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program. *Bureau du recensement des États-Unis, Working Paper 15*.
- Sims, C. A. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? *Quarterly Review, Federal Reserve Bank of Minneapolis*, 2(Hivers), 2–16.
- Sims, C. A. (1992). Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts : The Effects of Monetary Policy. *European Economic Review*, 36(5), 975–2000.
- Startz, R. (1979). Implicit Interest on Demand Deposits. *Journal of Monetary Economics*. *Journal of Monetary Economics*, 5(4), 515–534.