UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

LES INDICES MONÉTAIRES DIVISIA DANS UNE NOUVELLE ÈRE MONÉTAIRE : ÉLÉMENTS D'ÉVIDENCE EMPIRIQUE POUR LES ÉTATS-UNIS

MÉMOIRE
PRÉSENTÉ
COMME EXIGENCE PARTIELLE
DE LA MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR CHRISTOPHE BARRETTE

JUILLET 2024

REMERCIEMENTS

La réalisation de ce mémoire a été rendue possible grâce au soutien et à l'accompagnement de nombreuses personnes.

Je tiens tout d'abord à exprimer ma profonde gratitude envers mon directeur, Alain Paquet, pour sa disponibilité sans faille, ses conseils avisés, son écoute attentive et son talent inné pour l'expression orale. Alain, je te remercie sincèrement pour ta présence et ta rigueur, qui m'ont permis de progresser.

Je souhaite aussi remercier chaleureusement Annabelle Fournier, qui m'a accompagné depuis la fin de mon Baccalauréat. Merci d'avoir été présente tout au long de mon parcours en maîtrise, d'avoir partagé notre bureau avec tant de convivialité, d'avoir été une partenaire d'équipe exemplaire et une excellente amie.

Je tiens également à exprimer ma reconnaissance envers Dalibor Stevanovic, Alain Guay, Philippe Goulet Coulombe et la Chaire en Macroéconomie et Prévision, pour m'avoir aidé à enrichir mes connaissances économiques et à mettre en pratique ce que j'ai appris. Mes remerciements s'étendent également à tous les professeurs du département d'économie pour leur ouverture d'esprit et leur disponibilité.

Un grand merci également à Martine Boisselle, Julie Hudon, Karine Fréchette et Anne-Charlotte Latour, qui constituent les piliers du département d'économie. Leurs précieux conseils et nos discussions ont grandement contribué à mon parcours.

Enfin, je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance envers ma famille et mes amis, qui ont été mes soutiens indéfectibles tout au long de cette aventure, et même avant que l'idée de faire une maîtrise ne prenne forme. Merci de m'avoir soutenu, encouragé, diverti et émerveillé à chaque étape de ce parcours. Je vous suis infiniment reconnaissant pour tout ce que vous m'avez apporté, dans le passé, le présent et l'avenir.

TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES v

LISTE DES TABLEAUX vii

RÉSUMÉ viii

INTRODUCTION 1

CHAPITRE I REVUE DE LITTÉRATURE 4

1.1 Politique monétaire, monnaie et taux d'intérêt 4

1.2 La mesure Divisia 8

CHAPITRE II CADRE CONCEPTUEL DE L'INDICE DIVISIA 11

2.1 Construction des agrégats 11

2.2 Analyse comparative de l'évolution des mesures alternatives 13

2.3 Corrélation entre les agrégats 16

CHAPITRE III REGARD SUR LES DONNÉES 18

CHAPITRE IV CADRE EMPIRIQUE / MÉTHODE D'APPLICATION . . . 20

4.1 Modèle vectoriel autorégressif 20

4.2 Identification de court terme 21

CHAPITRE V RÉSULTATS EMPIRIQUES / APPLICATION 27

5.1 Évidence empirique 28

5.2 Choc de politique monétaire découlant d'une mesure adéquate de la monnaie 34

5.3 Capacité prévisionnelle 39

5.4 Robustesse 45

5.4.1 Le nombre de retards 45

5.4.2 Variables alternatives d'intérêt 48

5.4.3 Données mensuelles 52
5.4.4 Changement de l'ordonnancement 56
5.4.5 Ajout d'un taux d'intérêt dans le VAR 62

CONCLUSION 66

ANNEXE A Comparaison du type d'ordonnancement 68

ANNEXE B Analyse en sous-périodes 70

ANNEXE C Spécification du modèle empirique 73

BIBLIOGRAPHIE 77

LISTE DES FIGURES

Figure Page

2.1 Agrégat simple et Divisia 15
2.2 Coût d'utilisation pour différentes couvertures d'agrégats monétaires . . 15

5.1 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 29
5.2 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2019T4 31
5.3 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 33
5.4 Fonctions de réponse utilisant l'ordonnancement de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) selon différentes variables indicatrices de 1967T1 à 1995T2 et l'utilisation de DM2 36
5.5 Décomposition de la variance de différentes variables suite à un choc monétaire inféré à partir de différentes indicateurs de la politique 38
5.6 Distribution des RMSPE normalisés pour le PIB réel 43
5.7 Distribution des RMSPE normalisés pour le déflateur du PIB 43
5.8 Distribution des RMSPE normalisés pour les variables indicatrices . . . 44
5.9 Distribution des RMSPE normalisés pour le base monétaire 44
5.10 Distribution des RMSPE normalisés pour le PIB réel, le déflateur du PIB et la base monétaire 45
5.11 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec deux retards 47
5.12 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec deux retards 48
5.13 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec différentes variables 50

5.14 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2015T2 avec différentes variables 51
5.15 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec différentes variables 52
5.16 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec des données mensuelles 54
5.17 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2015T2 avec des données mensuelles 55
5.18 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec des données mensuelles 56
5.19 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec l'ordonnancement alternatif #1 58
5.20 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec l'ordonnancement alternatif #1 . 59
5.21 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec l'ordonnancement alternatif #2 60
5.22 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec l'ordonnancement alternatif #2 . 61
5.23 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec un taux d'intérêt 63
5.24 Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec un taux d'intérêt 64

A.1 Fonctions de réponse avec l'ordonnancement de Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 69

B.1 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1987T1 à 2022T4 71
B.2 Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1995T1 à 2022T4 72

LISTE DES TABLEAUX

Tableau Page

2.1 Composition des agrégats monétaires américains 11
2.2 Matrice de corrélation entre M2 avec DM2 et M4 avec DM4 16

3.1 Sources des données 19

4.1 Variables utilisées dans les modèles VAR empiriques 22

5.1 Liste des paradoxes 27

C.1 Critère de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 1995T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices et retard 74
C.2 Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR ayant différentes variables indicatrices pour l'échantillon 1967T1 à 1995T2 74
C.3 Critères de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices et retard 74
C.4 Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR ayant différentes variables indicatrice pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2 75
C.5 Test de racine unitaire ADF pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2 75
C.6 Critère de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices différenciées et retards 75
C.7 Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR différencié ayant différentes variables indicatrice pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2 75
C.8 Tests de racine unitaire ADF, pour différentes variables différenciées pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2 76

RÉSUMÉ

Ce mémoire s'intéresse à évaluer l'importance de la quantité de monnaie dans les modèles économiques, en particulier à la lumière des politiques monétaires non conventionnelles adoptées lors de la pandémie de Covid-19 et de l'inflation qui a suivi. Nous utilisons les données américaines post-Covid pour mieux comprendre l'impact d'un choc de politique monétaire ainsi que la relation entre la monnaie et le taux d'inflation. Pour ce faire, nous utilisons des mesures Divisia, reconnues comme une alternative supérieure aux agrégats monétaires traditionnels, afin de mieux saisir la dynamique monétaire. Dans notre étude, nous estimons des modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) et évaluons leur robustesse pour examiner la relation entre les chocs de politique monétaire provenant de mesures Divisia, ainsi que leur capacité à refléter l'orientation de la politique monétaire par rapport aux agrégats monétaires traditionnels et aux taux d'intérêt. Nos résultats mettent en évidence l'importance de considérer attentivement la quantité de monnaie dans l'évaluation des politiques monétaires, remettant en question, dans une certaine mesure, le rôle des taux d'intérêt dans la gestion de l'inflation. En utilisant les données trimestrielles américaines de 1967 à 2022, nous montrons que les mesures Divisia offrent une meilleure compréhension des mécanismes monétaires et de leurs impacts sur l'économie, en évitant les biais associés aux variables traditionnelles. De plus, en utilisant une mesure plus précise de la monnaie, nous remettons en question l'efficacité des taux d'intérêt en tant qu'indicateur de l'orientation de la politique monétaire et soulignons ses limites comme instrument. Nos résultats suggèrent l'importance de considérer la monnaie dans la gestion de l'inflation et la conduite de la politique économique.

INTRODUCTION

La relation entre la quantité de monnaie et le taux d'inflation a longtemps été au cœur de la théorie économique. De la théorie quantitative de la monnaie jusqu'aux néoclassiques, il est largement admis que la quantité de monnaie en circulation est étroitement liée au niveau général des prix. Ainsi, une augmentation du taux de croissance de la masse monétaire entraîne, toutes choses étant égales par ailleurs, une hausse du taux d'inflation.

Cette relation repose sur l'équilibre entre l'offre et la demande de monnaie. Elle implique que la différence entre les taux de croissance de la quantité nominale de monnaie offerte et de la quantité réelle de monnaie demandée soit équivalente à la variation en pourcentage du niveau général des prix. Cette proposition demeure valide en présence de rigidités nominales, de non-neutralité à court terme de la monnaie et quelles que soient les mesures opérationnelles adoptées par une banque centrale dans la mise en œuvre de sa politique monétaire. Toutefois, l'inflation globale mesurée, soit le changement observé en pourcentage dans le niveau des prix entre deux périodes résulte d'une combinaison d'événements transitoires et tendanciels. Les hausses de prix temporaires, comme celles causées par un choc pétrolier ou la rupture des chaînes d'approvisionnement, peuvent générer une inflation transitoire. Cependant, à long terme, ces événements transitoires s'estompent pour laisser place à une inflation tendancielle. [1]

Dans le contexte économique actuel, marqué par une pandémie suivie d'une inflation significative, les politiques monétaires ont utilisé des outils non conventionnels, tels que l'assouplissement quantitatif, qui ont influencé directement l'offre de monnaie. Malgré cela, conformément à la pratique usuelle depuis plus d'une vingtaine d'années, les modèles macroéconomiques typiques ont relégué la monnaie au second plan, en se concentrant principalement sur l'instrument conventionnellement employé par les banques centrales, soit les taux d'intérêt à court terme dans la modélisation des politiques monétaires. Cette mise à l'écart de la quantité de monnaie suggère qu'elle pourrait être considérée comme secondaire dans la gestion de l'inflation en s'ajustant résiduellement.

1. Notons qu'une hausse discrète, une fois pour toutes, de la quantité de monnaie, sans aucun changement dans le taux de croissance tendancielle, entraînerait également une hausse transitoire du taux d'inflation mesurée.

Sur la base de travaux empiriques, Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) ont trouvé et soutenu conséquemment que le taux d'intérêt effectif sous le contrôle plus direct par la Réseve fédérale, soit le taux des fonds fédéraux ou FFR, reflétait le mieux l'orientation de la politique monétaire et de sa mise en œuvre, notamment vis-à-vis le contrôle de l'inflation. Ils ont également souligné que l'utilisation d'un agrégat monétaire simple comme variable alternative aux taux d'intérêt effectifs peut générer des paradoxes dans les variables du marché monétaire. Renforçant ainsi l'idée que la quantité de monnaie peut être une variable subsidiaire dans les modèles économiques. Habituellement, l'indice représentant la quantité de monnaie utilisé dans les modèles économiques est construit en additionnant les divers actifs monétaires, ceci n'est pas aligné avec la théorie du consommateur.

Ainsi, pour approfondir cette question, nous utilisons les mesures Divisia, introduites par Barnett en 1980, comme mesure alternative aux agrégats monétaires simples. Ces mesures pondèrent les actifs monétaires selon leur liquidité respective, offrant ainsi un avantage théorique dans l'évaluation de la quantité de monnaie dans l'économie par rapport aux agrégats monétaires traditionnels, notamment en étant conforme au fondement microéconomique de la théorie des consommateurs. De plus, nous montrons qu'elles offrent un avantage empirique par rapport aux mesures traditionnelles. À travers des modèles vecteurs autorégressifs et des tests de robustesse, nous examinons la relation entre les chocs de politique monétaire et les mesures Divisia, ainsi que leur supériorité pour révéler un contenu informationnel et refléter l'orientation de la politique monétaire comparativement à des agrégats monétaires traditionnels et le taux des Fonds fédéraux en tant que variables indicatrices. En particulier, leur avantage empirique semble robuste sur l'ensemble de la période utilisée dans notre étude, qui couvre les données trimestrielles américaines de 1967 à 2022, nonobstant différents épisodes caractérisés par des évolutions financières, des conjonctures économiques variées et d'éventuels changements structurels dans l'économie. Nos résultats fournissent une perspective approfondie sur le rôle de la quantité de monnaie dans l'inflation et sur l'importance des mesures Divisia dans cette analyse. Ils permettent de mieux comprendre les conclusions passées dans la littérature et d'appréhender leurs limites, notamment à la lumière des épisodes d'inflation plus marquée.

Le mémoire est structuré de la façon suivante. Dans le Chapitre I, nous posons les fondements théoriques, puis, au Chapitre II, nous définissons conceptuellement l'indice Divisia et présentons les données utilisées au Chapitre III. Enfin, nous discutons du cadre empirique au Chapitre IV et produisons et discutons de nos résultats au Chapitre V, mettant en lumière la relation entre les indices Divisia, l'évolution des prix et les politiques monétaires, suivie de la conclusion.

CHAPITRE I

REVUE DE LITTÉRATURE

1.1 Politique monétaire, monnaie et taux d'intérêt

La monnaie joue un rôle essentiel dans l'économie en facilitant les échanges entre les agents économiques. En agissant comme un moyen d'échange, elle doit être largement acceptée dans les transactions, quelle que soit sa forme. Avec l'avènement d'innovations financières et l'évolution des échanges, la diversité des formes monétaires s'est considérablement élargie, dépassant largement les simples billets de banque en circulation pour inclure divers regroupements d'actifs monétaires. Ainsi, la base monétaire, ou monnaie de haute puissance, englobe la somme des billets en circulation et des réserves totales détenues par les institutions de dépôt, mais cela ne représente qu'une fraction de la monnaie en circulation dans l'économie. La monnaie doit donc être regroupée en agrégats monétaires, définis aux États-Unis selon le degré de liquidité des actifs inclus, allant de M0, correspondant à la base monétaire, à M4, englobant même les papiers commerciaux et les bons du Trésor.

Les travaux empiriques et théoriques de Friedman (1956) ont mis en lumière le rôle crucial de la monnaie dans le fonctionnement de l'économie, notamment en établissant sa corrélation avec l'inflation et en soulignant que les variations négatives (positives) dans certains agrégats monétaires précèdent des variations négatives (positives) de la production réelle. Malgré ces contributions significatives, les premiers modèles de cycles économiques, comme ceux utilisés dans Kydland et Prescott (1982) en équilibre général dynamique ont initialement négligé l'importance de la monnaie. Ils se sont plutôt concentrés sur les perturbations d'origine réelle, en excluant les frictions et les rigidités. L'intégration éventuelle de la monnaie dans ces modèles, à travers la fonction d'utilité des ménages, Cooley et Hansen (1989), ou des contraintes de paiement préalable en espèces, Lucas et Stokey (1987), s'est avérée insuffisante pour expliquer de manière satisfaisante la réponse empirique des variables économiques aux chocs liés à la politique monétaire.

Le modèle nouveau keynésien, construit sur la méthodologie des modèles RBC de première génération, a ensuite intégré de nouveaux éléments pour mieux représenter certains faits stylisés de l'économie, Goodfriend et King (1997). Il prend en compte des concepts de concurrence imparfaite et de rigidités nominales pour mieux saisir les effets transitoires de non neutralité de la politique monétaire menée par les banques centrales. Un modèle type dans cette mouvance a également chercher à refléter que les banques centrales accordent généralement une importance relative à deux objectifs : le contrôle de l'inflation à moyen et long terme autour d'une cible définie et, à court terme, la stabilisation du PIB autour de son niveau potentiel tendanciel, pour lesquels elles peuvent utiliser différents instruments tels que le taux directeur ou la base monétaire. En pratique, les banques centrales ont généralement préféré le premier instrument, motivé par leur désenchantement à l'égard de l'instabilité des agrégats monétaires traditionnels sur certaines périodes.

La construction d'un modèle exige donc la formulation d'une fonction de réaction décrivant la dynamique de la politique monétaire et de l'instrument privilégié par la banque centrale , comme le taux directeur, en combinant une composante systématique et une autre stochastique. Inspiré par les travaux comme Taylor (1993) et en s'appuyant sur les travaux de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), ainsi que sur les recherches de Woodford (2003), la fonction de réaction de Taylor est devenue dominante dans les modèles DSGE pour représenter l'évolution des taux d'intérêt. D'ailleurs, la quantité de monnaie est généralement absente de manière explicite dans les modèles types nouveaux keynésiens du cycle. La monnaie étant plutôt considérée comme une variable subsidiaire [1].

Traditionnellement, la politique monétaire repose sur l'idée que le taux d'intérêt du marché des fonds prêtables dans l'économie est aligné sur le taux directeur nominal de la banque centrale. Cependant, en pratique, les banques centrales n'exercent qu'un certain contrôle sur le taux d'intérêt à court terme. La règle de Taylor (1993) est couramment utilisée pour représenter la politique monétaire, en termes de détermination de

1. Plutôt que de modéliser explicitement les fonctions de demande et d'offre de la monnaie, il est présumé que l'impact de la politique monétaire sur le taux d'intérêt détermine la quantité de monnaie à l'équilibre de la courbe de demande et que, conformément à Woodford (2003), il n'est pas nécessaire d'inclure explicitement la variable représentant la quantité de monnaie dans le modèle.

la valeur ciblée du taux des Fonds fédéraux (FFR), i_t. Cette variable joue un rôle clé en raison de son importance dans la conduite et les communications relatives à la politique monétaire. L'impact d'un choc de politique monétaire sur le FFR s'ajoute à une partie systématique en rétroaction à l'état de l'économie et affecte l'économie dans son ensemble, notamment en présence de rigidités nominales. Ainsi, l'identification empirique des chocs monétaires et de leur propagation sur diverses variables macroéconomiques revêt une grande importance. Cette fonction de réaction repose sur six éléments pour déterminer le taux d'intérêt à court terme. Le premier élément est le taux d'intérêt réel naturel, r^*, lié à l'activité économique qui prévaudrait avec flexibilité des prix et des salaires, malgré l'existence de rigidités à court terme. Le deuxième élément est une mesure du taux d'inflation observé ou anticipé, π_t. Le troisième élément représente l'écart entre le taux d'inflation observé, π_t, et sa cible d'inflation de la banque centrale, π^*. Le quatrième élément est l'écart entre le PIB réel observé, y_t, et sa tendance à long terme, $\overline{y}_t$, qui mesure les pressions inflationnistes ou déflationnistes résultant d'un écart par rapport au plein potentiel économique. Le cinquième élément est un paramètre de lissage, θ, souhaité par une banque centrale pour éviter des ajustements brusques du FFR qui pourraient entraîner une instabilité indue dans les marchés financiers et dans l'activité économique. Enfin, le dernier élément est associé à un terme stochastique, ϵ_t, représentant un choc monétaire non systématique dans la fonction de réaction de la banque centrale. Ce terme reflète la partie discrétionnaire de la politique monétaire décidée en raison de la nécessité jugée par la banque centrale d'ajuster le FFR pour resserrer ou détendre la politique monétaire davantage que ce qu'impliquerait la partie systématique rétroactive de sa politique. Par exemple, cette action peut résulter de développements inattendus, de l'incertitude sur les attentes inflationnistes, sur les écarts d'inflation ou de production, ou de l'intention pour la banque centrale de renforcer son message et sa crédibilité. La règle de Taylor (1993) est alors définie comme :

$$i_t = r^* + \pi_t + \alpha\ (\pi_t - \pi^*) + \beta\ (y_t - \overline{y}_t) + \theta\ i_{t-1} + \epsilon_t.$$

Dans sa version généralisée, le paramètre de lissage du taux d'intérêt est $\theta = 0,85$, et le taux d'intérêt réel naturel varie dans le temps. Ce dernier est mesuré selon les estimations de Laubach et Williams (2003).

Par ailleurs, empiriquement, les modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) jouent un rôle important dans l'analyse empirique des chocs de politique monétaire. En imposant un certain nombre requis de restrictions d'identification, cette approche utilise des variables macroéconomiques telles que le PIB réel, le déflateur du PIB, le prix des matières premières, le taux directeur, les réserves totales, les réserves non empruntées et l'agrégat monétaire M2, pour saisir les interactions complexes entre les différents éléments de l'économie et comprendre comment les chocs de politique monétaire se propagent dans l'économie. Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) ont représenté le choc de politique monétaire via une hausse ou une baisse des taux d'intérêt effectifs. Cette approche a largement été employée dans la littérature en raison de sa capacité à isoler et capturer les effets de la politique monétaire sur les conditions économiques. Avec la même approche, d'autres variables indicatrices, telles qu'un agrégat monétaire traditionnel ou les réserves non empruntées, ont également été considérées pour définir un choc de politique monétaire. Toutefois, leur utilisation entraînait assez souvent des résultats contradictoires, notamment qu'une augmentation de la masse monétaire réduirait les réserves totales. Cependant, malgré l'utilisation prédominante du taux d'intérêt FFR pour extraire le choc monétaire, Clarida *et al.*(2000) rapportent des divergences dans les résultats empiriques, notamment en fonction des différents sous-échantillons utilisés dans l'analyse. Par exemple, lors de changements substantiels dans la conduite de la politique monétaire, comme l'adoption d'une politique résolument anti-inflationniste par la Réserve fédérale américaine sous Volcker, les résultats peuvent varier. Un autre défi majeur réside dans le phénomène du "paradoxe des prix", où une hausse temporaire des prix est observée après un choc de politique monétaire restrictive, ce qui va à l'encontre de l'intuition économique selon laquelle une telle politique devrait entraîner une baisse des prix. Pour surmonter ces défis, de nouvelles méthodologies d'estimation et d'identification sont nécessaires. Des travaux comme ceux de Ramey (2016) ont exploré ces questions en rapportant des approches alternatives pour mieux saisir les mécanismes sous-jacents et les effets de la politique monétaire sur l'économie dans son ensemble.

Par ailleurs, un autre enjeu peut affecter la caractérisation et la conduite de la politique monétaire. En effet, il appert qu'il existe une valeur plancher sous laquelle le taux d'intérêt effectif ne peut se retrouver. Ainsi, la borne inférieure des taux d'intérêt peut

être considérée comme un niveau en dessous duquel les autorités monétaires ne sont pas disposées à pousser les taux d'intérêt à court terme [2]. Ainsi, entre décembre 2008 et novembre 2015, ainsi qu'entre mars 2020 et mars 2022, le taux des fonds fédéraux était collé à cette borne inférieure. C'est à ces occasions que la Réserve fédérale a eu recours à des modes d'opération non conventionnels, dont les assouplissements quantitatifs (« quantitative easing ») et les déclarations d'indications prospectives (« forward guidance »). C'est dans ce contexte que des chercheurs, dont Wu et Xia (2016), ont proposé une mesure implicite du taux d'intérêt (ou « shadow effective Fed funds rate ») pour capter les effets des politiques monétaires non-conventionnelles et à mieux représenter les conditions financières et monétaires dans les modèles économiques lorsque la contrainte de borne inférieure s'est avérée mordante. Cette variable peut être utilisée comme substitut à FFR dans les SVAR.

1.2 La mesure Divisia

La littérature a généralement recours à des mesures conventionnelles des agrégats monétaires, définies comme la somme arithmétique simple de leurs composantes pour mesurer le volume de monnaie en circulation en tant que médium d'échange. Le Tableau 2.1 présente la composition de divers concepts larges de monnaie.La construction d'un agrégat monétaire traditionnel suppose implicitement que toutes ses composantes sont parfaitement substituables, ce qui sous-entend que les services dérivés de la détention et de l'utilisation de chaque composante sont parfaitement équivalents en tant que médium d'échange. Par exemple, bien que les billets de banque et les dépôts à vue, rapportent respectivement zéro pour-cent et un taux positif, donc plus élevé, ils sont considérés comme fournissant le même niveau de service dans un agrégat simple. Puisque l'utilisation et le service de différents actifs monétaires varient considérablement, les agrégats monétaires traditionnels plus larges, tels que M3 et M4, ont tendance à surpondérer les services bancaires. En revanche, les agrégats plus restreints excluent souvent les obligations financières des marchés financiers, sur lesquels les entreprises se financent pour des ma-

2. On a souvent entendu cette limite inférieure comme étant zéro, dans la mesure où, par arbitrage entre le rendement sur les obligations et celui des billets be banque, dont le rendement est nul, une obligation sans risque ne pouvait être inférieur. Toutefois, dans certains pays, on a parfois observé des valeurs quelque peu négatives des taux d'intérêt nominaux de courts termes, en raison notamment des coûts d'entreposage des billets.

turités inférieures à un an. Ainsi, tandis qu'un billet de vingt dollars et un bon du Trésor de vingt dollars sont considérés comme des substituts parfaits dans un agrégat monétaire traditionnel large comme M4, les bons du Trésor sont certainement moins liquides. De plus, les différentes composantes des actifs monétaires peuvent avoir un impact différent sur la production, l'inflation ou d'autres variables macroéconomiques.Comme l'a montré Barnett (1980), l'utilisation d'un agrégat monétaire simple est incompatible et contradictoire avec la théorie microéconomique de la demande de monnaie des consommateurs. Ainsi, il est peu probable qu'un agrégat monétaire simple mesure correctement les véritables flux de services monétaires demandés par les ménages. Pour remédier à cette lacune, Barnett et d'autres chercheurs ont proposé la construction et l'utilisation privilégiée d'indices Divisia pour représenter l'évolution agrégée de la quantité de monnaie. L'idée sous-jacente est d'évaluer le flux de services monétaires reçus par les ménages et les entreprises à chaque période en se basant sur leurs détentions d'actifs monétaires. Les mesures Divisia reposent sur des fondements microéconomiques cohérents avec le principe de maximisation du bien-être des ménages, ce qui en fait une approche théoriquement supérieure pour mesurer l'offre de monnaie par rapport aux agrégats simples. Elles prennent en compte les différents niveaux de liquidité des actifs monétaires et pondèrent chaque composante de l'agrégat monétaire en fonction de leur degré de liquidité ou de leur qualité monétaire, reflétée par l'inverse de leur coût d'utilisation. Par exemple, le poids de chaque composante varie inversement avec les taux d'intérêt associés respectifs. Ainsi, la monnaie non bancaire et les dépôts à vue auraient un poids plus élevé que les dépôts à terme. Cette approche permet de capter plus adéquatement la dynamique de l'offre monétaire et ses impacts sur l'économie. Plusieurs études empiriques ont démontré la pertinence des agrégats monétaires Divisia sous différentes dimensions. Par exemple, Serletis (2014) a montré empiriquement qu'il existe une demande de monnaie réelle stable à long terme pour les États-Unis sur une période de 1967 à 2011 lorsque la monnaie est définie selon les mesures Divisia. Belongia (2019) a également identifié une fonction de demande de monnaie stable pour les États-Unis de 1967 à 2017, même pendant des périodes marquées par des crises et des innovations financières. De même, Barnett (2022) a trouvé que la stabilité de la demande de monnaie à long terme était robuste pour les mesures Divisia, contrairement aux résultats obtenus avec des agrégats monétaires simples. Serletis et Xu (2021) ont

mis en évidence une non-neutralité à court terme pour les agrégats monétaires Divisia, tout en soulignant leur neutralité à long terme. Belongia et Ireland (2016) ont constaté des corrélations dynamiques plus fortes avec les indices Divisia par rapport aux agrégats monétaires simples conventionnels, renforçant ainsi leur vraisemblable pertinence dans l'analyse économique. Enfin, les résultats de Keating *et al.* (2019) et de Chen et Varcacel (2021) ont soutenu empiriquement l'utilisation des mesures Divisia des services monétaires, notamment dans le contexte des politiques monétaires post-crise financière, remettant ainsi en question l'utilisation de mesures traditionnelles pour évaluer les effets de la politique monétaire.

CHAPITRE II

CADRE CONCEPTUEL DE L'INDICE DIVISIA

2.1 Construction des agrégats

Soit $m_{i,t}$ un actif financier i ayant les attributs d'un médium d'échange pouvant être utilisé pour conclure certaines transactions entre agents économiques. En considérant N actifs monétaires, un agrégat monétaire simple est alors défini par :

$$Q_t = \sum_{i=1}^{N} m_{i,t} \ .$$

Le Tableau 2.1 suivant, la composition de chaque d'agrégat monétaire, simple ou Divisia, plus ou moins large, et leurs différents $m_{i,t}$ correspondants.

TABLEAU 2.1 – Composition des agrégats monétaires américains

Actif monétaire	M1	M2M	MZM	M2	M2 ALL	M3	M4-	M4
Billets de banque	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Chèques de voyage	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Dépôts à vue	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
OCD commercial	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
OCD bancaire	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Dépôts à terme commercial		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Dépôts à terme bancaire		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Fonds du marché monétaire de détail		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Petits dépôts à terme commercial				✓	✓	✓	✓	✓
Petits dépôts à terme bancaire				✓	✓	✓	✓	✓
Fonds du marché monétaire institutionnel			✓		✓	✓	✓	✓
Gros dépôts à terme						✓	✓	✓
Opérations de pension à un jour						✓	✓	✓
Billets commerciaux							✓	✓
Bons du Trésor								✓

Comme présenté, seules les quantités nominales des actifs monétaires sont prises en compte dans un agrégat monétaire simple. En revanche, l'indice Divisia est construit en utilisant une approximation en temps discret du nombre-indice idéal. Pour son calcul, trois variables sont requises : la quantité de chaque actif i ayant des attributs de médiums d'échange à la période t, $m_{i,t}$, le rendement anticipé de cet actif i à la période t, $r_{i,t}$, et le rendement anticipé maximal dans l'économie pour une période donnée, R_t. Posséder un actif $m_{i,t}$ ayant un rendement anticipé inférieur à R_t suggère que l'agent économique a fait un arbitrage entre le rendement anticipé et les bénéfices de détenir cet actif monétaire relativement plus liquide. Le coût de renonciation associé à un actif monétaire

i est son coût d'utilisation, noté $\psi_{i,t}$, calculé comme suit :

$$\psi_{i,t} = \frac{R_t - r_{i,t}}{1 + R_t} \ .$$

L'indice Divisia repose sur le fait que les agents économiques maximisent leur utilité en considérant le coût d'utilisation des différents actifs monétaires lorsqu'ils construisent leur portefeuille monétaire. Dans leur quête d'une allocation optimale de leur richesse, les agents prennent en compte la liquidité relative et le rendement attendu de chaque composante. Un actif monétaire ayant un rendement anticipé plus élevé aura un coût d'utilisation plus proche de zéro, et donc un poids relatif plus faible, $s_{i,t}$. Le poids relatif est calculé selon la fonction :

$$s_{i,t} = \frac{\psi_{i,t} \cdot m_{i,t}}{\sum_{i=1}^{N} \psi_{i,t} \cdot m_{i,t}} \ .$$

Ainsi, pour une même quantité d'actif, $m_{i,t}$, l'actif le plus liquide aura un poids plus élevé. Le taux de croissance de l'indice Törnquist-Theil Divisia, qui est une approximation discrète de l'indice idéal, est défini comme :

$$\log(Q_t^T) - \log(Q_{t-1}^T) = \sum_{i=1}^{N} \left(\frac{1}{2}(s_{i,t} + s_{i,t-1}) \right) (\log(m_{i,t}) - \log(m_{i,t-1})) \ .$$

Ce taux de croissance permet ensuite d'imputer l'indice Divisia en posant la valeur de la première période à 100. Subséquemment, le coût d'utilisation agrégé associé à l'indice Divisia est défini par :

$$\psi_t^T = \frac{\sum_{i=1}^{N} \psi_{i,t} \cdot m_{i,t}}{Q_t^T} \ .$$

En considérant les rendements anticipés des actifs monétaires, l'indice Divisia se trouve étroitement lié aux taux d'intérêt, car ces derniers influent sur le rendement ou le taux d'intérêt de chaque actif monétaire, et il est inversement proportionnel au niveau de liquidité de chaque actif monétaire. Ainsi, selon le rendement maximal anticipé, noté R_t, la quantité de monnaie effective peut varier, ceteris paribus. Cette relation met en lumière deux éléments essentiels.

Premièrement, la quantité de monnaie s'ajuste de façon endogène en fonction du taux d'intérêt effectif. En général, on considère que le taux d'intérêt effectif influence les taux

d'intérêt à court terme, utilisé dans la fonction du coût d'utilisation. Cependant, cet effet est atténué lorsque le taux d'intérêt effectif atteint sa limite inférieure. À ce stade, la ième composante de la quantité de monnaie m_t, celle étant la moins liquide, devient particulièrement significative dans le calcul de l'indice. En effet, lorsque la limite inférieure est atteinte, le taux d'intérêt effectif influence à la baisse le rendement maximal anticipé, augmentant ainsi la substituabilité des actifs monétaires. Deuxièmement, l'indice Divisia représente le service monétaire que les agents retirent de leurs possessions d'actifs monétaires et est en accord avec la théorie du consommateur.

2.2 Analyse comparative de l'évolution des mesures alternatives

Dans cette section, nous procédons à une comparaison des trajectoires observées de différents indices Divisia et de leurs équivalents en agrégats monétaires simples. La Figure 2.1 illustre les trajectoires en échelle logarithmique de M2 et de Divisia M2 (DM2), ainsi que celles de M4 et de Divisia M4 (DM4) de 1967Q1 à 2022Q4. L'examen visuel des données révèle que toutes ces séries présentent des tendances positives à long terme. Cependant, leurs pentes, reflétant leurs taux de croissance, ont divergé de manière significative à certaines périodes.

Par exemple, l'inflation élevée du début des années 1980 a incité la Réserve fédérale, sous la présidence de Volker, à mettre en œuvre une politique monétaire stricte pour la contrer. De manière intéressante, l'analyse de la Figure 2.1 varie selon que l'on se concentre sur l'indice associé à l'agrégat simple ou sur l'indice Divisia. En effet, les taux de croissance de M2 et de M4 étaient positifs autour et après la récession de 1981, suggérant, malgré les affirmations contraires, une politique monétaire expansionniste. Toutefois, les indices Divisia pour DM2 et DM4 ont présenté des taux de croissance négatifs ou stables avant la récession.

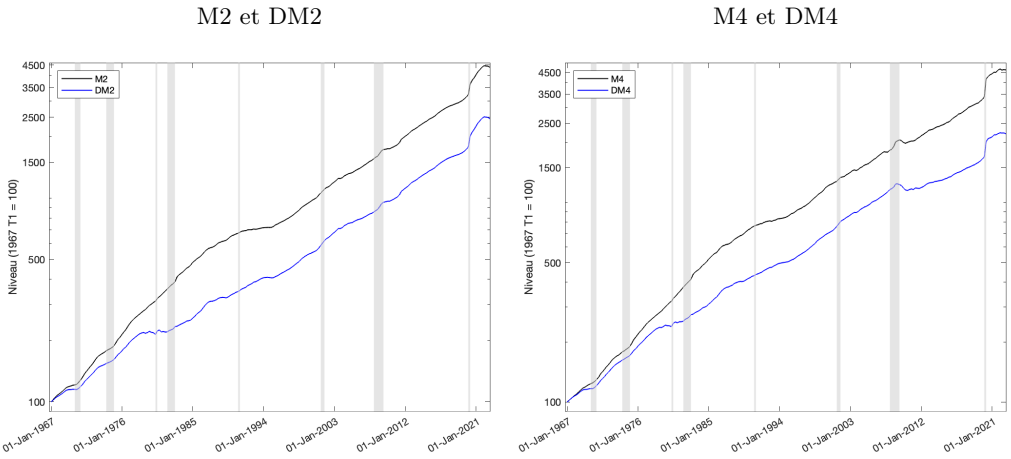
Au début des années 1990, les indices Divisia et les indices simples ont commencé à suivre des trajectoires davantage similaires alors que la Réserve fédérale orientait sa politique vers le contrôle de l'inflation, accompagnée d'une baisse des taux d'intérêt. Cela a entraîné une réduction de l'écart de rendement entre tous les composants de la masse monétaire, favorisant une meilleure synchronisation entre les deux types de

mesures. Notamment, pour M4 par rapport à DM4, lorsque les taux directeurs ont été stabilisés à des niveaux plus bas, le taux de croissance de l'agrégat simple a ralenti, contrairement à DM4. C'est une autre illustration de la divergence d'information entre l'indice Divisia et l'agrégat simple.

Pendant la crise financière de 2008, la Réserve fédérale des États-Unis a mis en œuvre une politique d'assouplissement quantitatif (QE) dans le but d'élargir la base monétaire et de stimuler l'activité économique. Selon la théorie économique sous-jacente au multiplicateur monétaire, une augmentation de la base monétaire devrait normalement se traduire par une augmentation de la masse monétaire, toutes choses étant égales par ailleurs. Cependant, tant les indices Divisia que les agrégats monétaires simples ont enregistré une diminution modérée, voire un taux de croissance nul, au cours de cette période. Ceci va à l'encontre des attentes basées sur l'intuition économique, suggérant ainsi que la politique monétaire n'a pas eu l'effet expansionniste escompté, si l'analyse se base sur le comportement des agrégats monétaires.

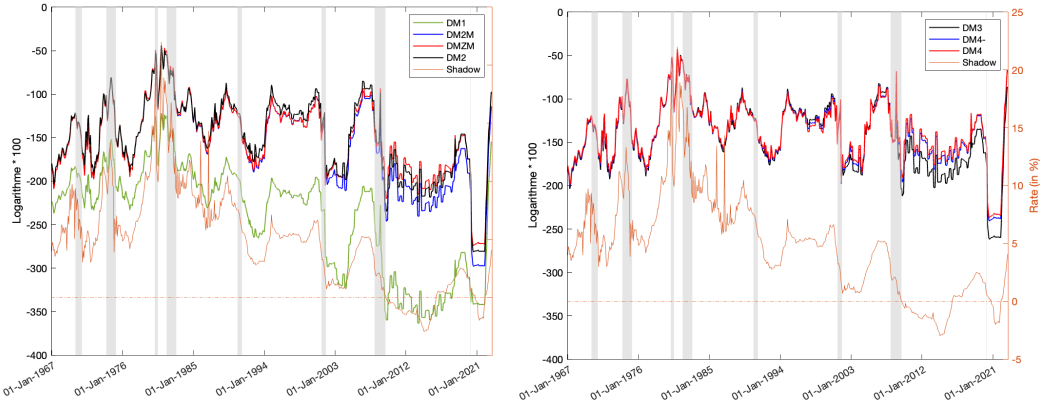
Enfin, durant et à la suite de la pandémie de COVID-19 et du Grand Confinement, les indices Divisia et les agrégats monétaires simples ont connu une croissance notable à mesure que la Réserve fédérale injectait des billions de dollars dans l'économie par le biais de son programme QE de 2020, visant à atténuer les répercussions de la crise sanitaire. Cette fois-ci, l'expansion de la base monétaire et du bilan de la Fed, résultant de l'achat massif de bons du Trésor, ont exercé un impact significatif sur la masse monétaire. Ainsi, malgré une politique relativement similaire à celle de 2008, le comportement de la masse monétaire s'est révélé totalement différent. Cette observation souligne l'importance de prendre en considération les conditions économiques et les événements exogènes, tels qu'une pandémie, lors de l'élaboration de la politique monétaire.

FIGURE 2.1 – Agrégat simple et Divisia



La Figure 2.2 représente les coûts d'utilisation associés aux agrégats Divisia, ainsi que le taux d'intérêt shadow de Wu et Xia (2016). Comme mentionné précédemment, il existe une relation étroite entre les coûts d'utilisation et les taux d'intérêt. Ceci est particulièrement visible dans le cas du coût d'utilisation de l'indice Divisia M1 (DM1). La prise en compte de ces coûts dans un modèle visant à étudier empiriquement la dynamique des variables macroéconomiques devrait donc être pertinente.

FIGURE 2.2 – Coût d'utilisation pour différentes couvertures d'agrégats monétaires



En résumé, l'analyse des périodes spécifiques met en évidence les différences d'information révélée par les agrégats monétaires simples et les indices Divisia. Celles-ci peuvent avoir des implications significatives pour l'interprétation des politiques monétaires et de leurs effets sur l'économie.

2.3 Corrélation entre les agrégats

Une approche supplémentaire pour évaluer le contenu informationnel des indices Divisia par rapport aux agrégats monétaires simples consiste à examiner la corrélation entre ces deux types de mesures pour leurs niveaux et pour leurs taux de croissance. [1] Le Tableau 2.2 présente ces corrélations pour diverses sous-périodes.

TABLEAU 2.2 – Matrice de corrélation entre M2 avec DM2 et M4 avec DM4

		1967-2022	1967-1995	1977-2005	1987-2015	1995-2019	1995-2021	1995-2022
M2 & DM2	Niveau (log)	0,9908	0,9911	0,9755	0,9987	0,9998	0,9998	0,9998
	Différence	0,8104	0,5672	0,4011	0,8564	0,9398	0,9853	0,9865
M4 & DM4	Niveau (log)	0,9960	0,9957	0,9854	0,9951	0,9884	0,9911	0,9922
	Différence	0,7669	0,4917	0,2481	0,6353	0,6450	0,8491	0,8524

Premièrement, sur la période allant de 1967 à 1995, une corrélation faible est observée entre les taux de croissance des deux types d'agrégats. Pendant cette période, un agrégat monétaire simple suggérait une politique monétaire expansionniste tandis que l'indice Divisia correspondant semble indiquer une politique plus restrictive. Cette divergence dans les perspectives de politique monétaire se traduit directement par des différences dans les taux de croissance des agrégats monétaires.

Deuxièmement, de 1987 à 2015, une corrélation plus forte entre les taux de croissance des agrégats monétaires simples et ceux des indices Divisia est observée, en accord avec nos observations antérieures, notamment à la suite de la baisse des taux d'intérêt. Cette période témoigne d'une convergence accrue entre les deux types d'agrégats et d'une stabilité accrue dans les taux de croissance de la masse monétaire et du taux de croissance des prix.

Troisièmement, durant la période de la Covid-19, une corrélation prononcée entre les agrégats monétaires simples et les indices Divisia est remarquée. Comme mentionné dans la section 2.1, lorsque les taux d'intérêt tendent vers zéro, le degré de substituabilité des actifs monétaires augmente, ce qui se traduit par une corrélation plus forte entre eux. De

1. La corrélation fictive, ou « spurious correlation », peut survenir lorsque deux séries temporelles non stationnaires présentent une relation apparente en raison de tendances sous-jacentes similaires, sans réelle relation économique ou statistique. En utilisant les logarithmes des niveaux, la corrélation peut refléter ces tendances plutôt que des relations économiques réelles. Pour éviter cela, nous avons également calculé les corrélations après avoir différencié les logarithmes des séries, les rendant stationnaires. Cette stationnarisation élimine les tendances de long terme et les relations apparentes non causales, permettant une interprétation plus fidèle des corrélations.

plus, l'assouplissement quantitatif mis en place en réponse à la Grande crise financière de 2008 et de la Covid-19 ont renforcé le lien entre les deux types d'agrégats monétaires, en augmentant directement la quantité nominale des actifs monétaires, contribuant ainsi à une corrélation plus marquée.

En fonction de la sous-période considérée, les deux mesures d'agrégats monétaires reflètent parfois des informations communes et parfois différentes. L'analyse des périodes spécifiques met en évidence des différences dans l'information révélée par les agrégats monétaires simples et par les indices Divisia. Ces divergences peuvent avoir des implications importantes dans l'étude de la politique monétaire. La prise en compte de l'évolution d'une mesure de la quantité de monnaie, préférablement adéquate, peut donc s'avérer pertinente pour mieux comprendre les dynamiques et les effets de la politique monétaire. Tant d'un point de vue conceptuel que d'un point de vue empirique, nous croyons qu'il est donc justifié d'approfondir notamment la relation entre la quantité de monnaie, telle que mesurée par des mesures Divisia, et sa relation avec l'inflation. De plus, l'épisode inflationniste récent dans le contexte de la politique monétaire poursuivie par la Réserve fédérale dans la foulée de la crise de la COVID fournit une « expérience naturelle » qui s'avère pertinente pour étudier l'objet de notre recherche.

CHAPITRE III

REGARD SUR LES DONNÉES

La base de données utilisée a été construite en combinant diverses variables monétaires et macroéconomiques présentées dans Tableau 3.1. La base de données comprend des variables macroéconomiques standard collectées sur du site F.R.E.D. de la Réserve fédérale de St. Louis, soit : le PIB réel, le déflateur du PIB, le taux d'intérêt effectif des fonds fédéraux, les réserves totales, les réserves non empruntées, l'agrégat M2, l'agrégat M3, les bons du Trésors et les papiers commerciaux. Par ailleurs, les indices Divisia M2, Divisia M4 et leur coût d'utilisation respectif ont été obtenus sur le site web du Centre de stabilité financière (CFS). Les données sur les prix des matières premières provenaient de deux sources. Les données de 1967 à 2001 ont été extraites du Commodity Research Bureau (CRB), tandis que les années suivantes proviennent de la Banque du Canada.

L'échantillon étendu couvre des périodes où le taux d'intérêt effectif, le taux des fonds fédéraux, se trouvait à proximité de la limite inférieure de zéro. Afin de mieux appréhender la posture et la dynamique de la politique monétaire dans les périodes caractérisées par la borne inférieure des taux d'intérêt et le recours à des outils non conventionnels d'opération de la politique monétaire, le taux d'intérêt shadow, développé par Wu et Xia (2016), a été utilisé. Les données relatives au taux d'intérêt shadow ont été obtenues via le site web de la Réserve fédérale d'Atlanta.

Enfin, l'agrégat monétaire M4 à somme simple a été construit en utilisant la définition du CFS, comme la somme de M3, des papiers commerciaux et des bons du Trésor. Ces deux derniers composants étaient particulièrement importants lorsque la Réserve fédérale s'est tournée vers des opérations d'assouplissement quantitatif. Cela souligne l'importance particulière de considérer l'agrégat le plus large dans les analyses empiriques avec des données pour les années récentes.

Tableau 3.1 – Sources des données

Variables	Code des variables	Sources
PIB réel	GDPC1	Réserve fédérale de St. Louis (FRED)
Déflateur du PIB	GDPDEF	
Réserves totales	TOTRESNS	
Réserves non empruntées	NONBORRES	
Taux des fonds fédéraux	FEDFUNDS	
Agrégat M2	M2SL	
Agrégat M3	USAMABMM301IXOBSAQ	
Bons du Trésor	BOGZ1FL313161110Q	
Papiers commerciaux	BOGZ1FL893169105Q	
Indice Divisia M2	DIVISIA M2	Centre de stabilité financière (CFS)
Indice Divisia M4	DIVISIA M4	
Coût d'utilisation Divisia M2	USER-COST M2	
Coût d'utilisation Divisia M4	USER-COST M4	
Prix des matières premières	ALL COMMODITIES	Commodity Research Bureau (CRB)
Prix des matières premières	M.BCPI	Banque du Canada (BoC)
Taux d'intérêt shadow	WU-XIA SHADOW RATE	Réserve fédérale d'Atlanta

CHAPITRE IV

CADRE EMPIRIQUE / MÉTHODE D'APPLICATION

4.1 Modèle vectoriel autorégressif

Les modèles structurels vectoriels autorégressifs (SVAR) sont couramment utilisés en macroéconomie pour analyser les répercussions de divers chocs sur l'économie. Ces modèles reposent sur un système d'équations linéaires simultanées où les variables endogènes évoluent au fil du temps en réponse à des chocs structurels.

Considérons $\mathbf{Z_t}$, un vecteur $m \times 1$ de variables endogènes qui évoluent selon le modèle structurel suivant, pour $t = 1, 2, \ldots, T$, avec $\boldsymbol{\eta}_t$ représentant le vecteur des chocs structurels (orthogonaux) qui affectent les variables endogènes :

$$\mathbf{A}_0\mathbf{Z}_t = \mathbf{B_1}\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{B_2}\mathbf{Z}_{t-2} + \ldots + \mathbf{B_p}\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{Z}_{t-1} + \boldsymbol{\eta}_t \ .$$

Dans cette équation, $\mathbf{A}_0$ saisit l'endogénéité contemporaine entre les variables de $\mathbf{Z_t}$, tandis que le polynôme matriciel d'ordre p, $\mathbf{B}(\mathbf{L})$ représente les dynamiques intrinsèques entre les variables endogènes du système. La forme réduite du système d'équations précédent correspond à un modèle VAR, c'est-à-dire :

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{D}^{-1}\boldsymbol{\eta}_t = \boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})\mathbf{Z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \ ,$$

où $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{A}_0^{-1}\boldsymbol{\eta}_t$ sont les résidus de forme réduite. Pour récupérer les innovations structurelles à partir des résidus de forme réduite, il est nécessaire d'estimer la matrice $\mathbf{A}_0$. La spécification VAR dans l'équation précédente admet une représentation équivalente VMA(∞), soit :

$$\mathbf{Z}_t = [\mathbf{I} - \boldsymbol{\Phi}(L)L]^{-1}\mathbf{A}_0^{-1}\boldsymbol{\eta}_t = \boldsymbol{\Psi}(\mathbf{L})\boldsymbol{\eta}_t \ .$$

Puisque $\boldsymbol{\eta}_t = \mathbf{A}_0\boldsymbol{\varepsilon}_t$, nous avons $\boldsymbol{\Sigma}_\eta = \mathbf{A}_0\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon\mathbf{A}_0'$. Ensuite, les éléments appropriés du polynôme matriciel $\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})$ peuvent être utilisés pour tracer les réponses dynamiques des variables suite à des chocs structurels $\boldsymbol{\eta}_t$, une fois qu'un nombre nécessaire de restrictions

raisonnables d'identification sont imposées, pour calculer le vecteur $\boldsymbol{\eta}_t$. Les valeurs de ces sentiers de réponses dynamiques sont obtenues à partir des éléments pertinents des matrices estimées du polynôme $\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{L})$.

Avant d'aborder l'analyse des fonctions de réponse, il est crucial de spécifier correctement notre VAR. Pour estimer la forme réduite du VAR, nous avons utilisé la méthode des moindres carrés ordinaires en appliquant un système d'équations S.U.R.E., où chaque variable possède le même nombre de retards. La sélection du nombre de retards est réalisée en minimisant les critères de sélection AIC et BIC, soit :

$$\begin{aligned} &\text{Akaike (AIC)} : ln\ \tilde{\sigma}^2 + 2\ \tfrac{p+q}{T} \quad , \\ &\text{Schwartz baysien criterion (BIC)} : ln\ \tilde{\sigma}^2 + 2(p+q)\ \tfrac{lnT}{T} \quad . \end{aligned}$$

Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) ont estimé des VAR comprenant 4 retards, tandis que Keating *et al.* (2019) ont opté pour 5 retards. Pour notre part, nous avons préféré estimer nos VAR avec 5 retards, ce choix étant motivé par les résultats de notre étude présentés dans l'Annexe C. De plus, afin de garantir la stationnarité du modèle, les variables, à l'exception des taux d'intérêt, sont différenciées lorsqu'on y ajoute les années post-2006. Nous examinons la sensibilité du modèle au nombre de retards dans la sous-section 5.4.1.

4.2 Identification de court terme

La littérature sur les SVAR, qui étudie les répercussions des chocs de politique monétaire, a souvent favorisé l'usage de restrictions d'identification sur la matrice des coefficients à court terme. Une approche fréquemment adoptée pour identifier les chocs structurels dans ce cadre repose sur l'identification récursive par blocs, tels que présentés dans l'article fondateur de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999). Dans cette étude, les auteurs ont utilisé un SVAR à trois blocs de variables pour examiner les impacts d'un choc de politique monétaire sur la production, l'inflation et d'autres variables économiques. Cette méthode, similaire à la décomposition de Cholesky, implique de diviser les variables du modèle en blocs en se basant sur la théorie économique ou les connaissances préalables des relations entre ces variables. Ensuite, les variables de chaque bloc sont ordonnées selon l'ordre dans lequel ils réagissent à un choc contemporain. Les restrictions

d'identification récursive par blocs se traduisent par la spécification structurelle suivante de la matrice associée aux relations contemporaines entre les variables du modèle :

$$\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} \mathbf{A}_{1,1} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{A}_{2,1} & \mathbf{A}_{2,2} & \mathbf{0} \\ \mathbf{A}_{3,1} & \mathbf{A}_{3,2} & \mathbf{A}_{3,3} \end{bmatrix}$$

En fonction du jeu de données de la forme, $\mathbf{Z}_t = [\ \mathbf{X}'_{1,t}\ \ \mathbf{S}_t\ \ \mathbf{X}'_{2,t}\ ]'$, les variables utilisées et leur emplacement dans les blocs sont montrés dans le Tableau 4.1.

TABLEAU 4.1 – Variables utilisées dans les modèles VAR empiriques

Bloc	Variables
$X_{1,t}$ Variables agrégées de quantité et de prix	• PIB réel (Y_t) • Déflateur implicite PIB (P_t) • Indice de prix des commodités ($PCOM_t$)
S_t Variable indicatrice de politique monétaire choisie parmi	• Federal Funds rate (FF_t) • taux Shadow [Wu and Xia (2016)] (SR_t) • Agrégat simple M2 ($M2_t$) • Agrégat Divisia M2 ($DM2_t$) • Agrégat simple M4 ($M4_t$) • Agrégat Divisia M4 ($DM4_t$)
$X_{2,t}$ Autres variables monétaires	• Réserves non empruntées (NBR_t) • Réserves totales (TTR_t) • Base monétaire (MB_t) • Agrégat simple M2 ($M2_t$) • Coût d'utilisation (UCD_t) de M2 ou M4

Note : À l'exception des taux d'intérêt, toutes les variables sont exprimées en logarithme.

Dans la littérature empirique, le taux des fonds fédéraux a souvent été privilégié comme variable de signalisation pour identifier un choc monétaire et ainsi représenter la politique monétaire. Ce choix reflète la préférence générale de la Réserve fédérale pour cette variable dans la communication de ses intentions et formuler ses décisions en matière de politique monétaire. L'ordre d'identification utilisé par CEE (1999) était $\mathbf{Z}_t = [Y_t, P_t, PCOM_t, S_t, NBR_t, TTR_t, M2_t]$. Dans l'étude de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), le premier bloc de variables comprenait le logarithme du PIB réel, l'indice du déflateur du PIB, ainsi que le changement lissé d'un indice des prix des matières premières. Pour le deuxième bloc, plusieurs indicateurs de politique monétaire ont été testés, incluant le taux des fonds fédéraux, le logarithme des réserves non em-

pruntées plus le crédit étendu ajusté pour les changements dans les exigences de réserve (NBRADJ), le ratio du NBRADJ aux réserves totales ajustées pour les changements dans les exigences de réserve (TTRADJ), et le logarithme d'un agrégat monétaire simple (M0, M1 et M2). Le troisième bloc utilisait le logarithme des réserves non empruntées plus le crédit étendu ajusté pour les changements dans les exigences de réserve, le logarithme des réserves totales ajustées pour les changements dans les exigences de réserve, ainsi que le logarithme d'un agrégat monétaire simple. Sur la période allant de 1965M1 à 1995M6, le taux des fonds fédéraux s'est avéré être le meilleur indicateur, produisant une réponse négative significative du PIB à une politique monétaire restrictive, suivie d'une baisse ultérieure des prix, avec moins de paradoxes empiriques. Bien que les agrégats monétaires simples aient également généré des réponses marquées du PIB réel et du déflateur du PIB, les paradoxes empiriques étaient plus fréquents avec NBRADJ et TTRADJ.

Dans Keating *et al.* (2019), les réserves non empruntées et les réserves totales ont été remplacées par la base monétaire, car les NBR sont devenus négatifs pendant la Grande Récession. De plus, leur ordre d'identification était $\mathbf{Z}_t = [Y_t, P_t, PCOM_t, S_t, MB_t, M2_t$ ou $UCD_t]$. Sur la période de 1967T1 à 2015T4, ils ont constaté que l'indice Divisia était une meilleure variable indicatrice de la politique monétaire que le taux des fonds fédéraux ou un taux d'intérêt shadow. Cela s'est particulièrement manifesté pendant et après l'adoption d'outils de politique monétaire non conventionnels, tels que l'assouplissement quantitatif, alors que le taux directeur restait proche du seuil plancher de zéro pendant et après la Grande Récession de 2008. De plus, après un choc de politique monétaire, les réponses dynamiques obtenues ne présentaient pas de paradoxes empiriques concernant les prix et la production comme ceux des taux d'intérêt.

Dans les sections suivantes, nous adoptons l'ordonnancement de Keating *et al.* (2019) pour identifier les chocs structurels de politique monétaire en utilisant des données trimestrielles allant de 1967 à 2022. Cet échantillon nous permet d'exploiter les données de l'épisode récent de "l'expérience naturelle", caractérisée par une politique monétaire particulièrement expansionniste adoptée par la Réserve Fédérale en réponse à la pandémie, suivie d'une importante poussée d'inflation, avant un recentrage subséquent de la politique monétaire pour ramener l'inflation à la cible de 2%. Le Tableau 4.1 réper-

torie l'ensemble des variables utilisées pour définir les trois blocs dans notre modèle SVAR, chaque variable du deuxième bloc est utilisée individuellement. À l'exception des variables d'intérêt, toutes les séries temporelles sont exprimées en logarithme et sont différenciées logarithmiquement une fois lorsque l'échantillon contient des données post-2006, tandis qu'elles sont utilisées en niveaux pour les échantillons se terminant avant 2006.

Après avoir estimé le VAR avec cinq retards, nous avons converti cette représentation de forme réduite estimée en une forme structurelle en appliquant les contraintes précédemment définies. Ceci nous a ensuite permis de simuler les fonctions de réponse au choc monétaire. Pour les VAR différenciés, les fonctions de réponse cumulées ont été obtenues en additionnant les valeurs correspondantes à chaque horizon. Les graphiques des fonctions de réponse sont accompagnés d'un intervalle de confiance à 90% basé sur la méthode de Bootstrap Monte Carlo, une approche largement utilisée pour estimer la distribution d'échantillonnage empirique des estimations. Dans cette méthode, nous avons supposé que les résidus de notre VAR sont indépendants et identiquement distribués (i.i.d).

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{B}_1\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{B}_2\mathbf{Z}_{t-2} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \ ,$$

où nous estimons $\mathbf{B}_1$ et $\mathbf{B}_2$, de dimension $n \times n$, noté $\hat{\mathbf{B}}_1$ et $\hat{\mathbf{B}}_2$ et on a un vecteur $\boldsymbol{\varepsilon}_t$, de dimension $n \times 1$, notée $\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t$.

$$\hat{\boldsymbol{\varepsilon}}_t = \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{1,t} \\ \hat{\varepsilon}_{2,t} \\ ... \\ \hat{\varepsilon}_{n,t} \end{bmatrix} \ .$$

En utilisant cette supposition, nous avons généré 10 000 séries de résidus estimés en les réordonnant aléatoirement avec remplacement. Ensuite, nous avons reconstruit de nouvelles séries temporelles pour nos variables en utilisant les paramètres estimés du VAR et les nouvelles séries de résidus simulés. Pour chaque série de résidus simulés $\hat{\varepsilon}_j$, où $j = 1, 2, ..., 10,000$, de dimension $n \times 1$, nous avons simulé de nouvelles séries temporelles $\hat{Z}_{1,j} = Z_1$ et $\hat{Z}_{2,j} = Z_2 \ , \forall j$, en utilisant les équations suivantes :

$$\hat{Z}_{3,j} = \hat{B}_1 \hat{Z}_{2,j} + \hat{B}_2 \hat{Z}_{1,j} + \hat{\varepsilon}_{3,j} \ ,$$
$$\hat{Z}_{4,j} = \hat{B}_1 \hat{Z}_{3,j} + \hat{B}_2 \hat{Z}_{2,j} + \hat{\varepsilon}_{4,j} \ ,$$
$$...$$
$$\hat{Z}_{n,j} = \hat{B}_1 \hat{Z}_{n-1,j} + \hat{B}_2 \hat{Z}_{n-2,j} + \hat{\varepsilon}_{3,j} \ .$$

Nous procédons à cette approche itérative jusqu'à la période T afin de récupérer nos 10 000 simulations de séries temporelles sur T périodes. Enfin, pour obtenir l'intervalle de confiance, nous avons exclu les 5% des valeurs les plus élevées et les 5% des valeurs les plus basses à chaque période. L'intervalle de confiance ainsi déterminé contient les valeurs représentant 90% des échantillons simulés. Cette approche nous permet de mieux comprendre la variabilité des estimations des fonctions de réponse et de quantifier l'incertitude associée à nos résultats.

Nous avons également estimé une décomposition de la variance pour le choc de politique monétaire. Cette décomposition consiste à additionner la variance du choc structurel lié à la politique monétaire sur une variable à l'horizon souhaité, puis à diviser cette valeur par la variance totale due à tous les chocs sur le même horizon. En suivant les étapes précédentes, nous pouvons obtenir la représentation structurelle moyenne mobile suivante :

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}(\mathbf{L})\boldsymbol{\eta}_t \ .$$

Pour obtenir la décomposition de variance pour l'horizon t+h, nous retrouvons la prévision de $\mathbf{Z}_{t+h}$ conditionnelle à l'ensemble de l'information disponible en t au choc i est :

$$\mathbb{E}_t \, \mathbf{Z}_{t+h} = \mathbf{A}_h \boldsymbol{\eta}_{i,t} + \mathbf{A}_{h+1} \boldsymbol{\eta}_{i,t-1} + \mathbf{A}_{h+2} \boldsymbol{\eta}_{i,t-2} + ... \ .$$

L'erreur de prévision est ensuite calculée comme suit :

$$\mathbf{Z}_{t+h} - \mathbb{E}_t \, \mathbf{Z}_{t+h} = \mathbf{A}_0 \boldsymbol{\eta}_{i,t+h} + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\eta}_{i,t+h-1} + ... + \mathbf{A}_{h-1} \boldsymbol{\eta}_{i,t+1} \ .$$

À partir des chocs structurels normalisés et orthogonaux, la variance de l'erreur de prévision est calculée en sommant les coefficients au carré. Pour estimer la part de

la variance attribuable au choc i. La variance de l'erreur de prévision due à tous les chocs est obtenue en sommant cette même équation pour les différents chocs, $\sigma_Z^2(h)$. En particulier, la proportion de la variance de la première variable attribuable au choc structurel i est donnée par l'expression suivante :

$$\sigma_{1,i}^2(h) = \frac{(A_{0,1i})^2 + (A_{1,1i})^2 + (A_{2,1i})^2 + ... + (A_{h-1,1i})^2}{\sigma_1^2(h)}$$

CHAPITRE V

RÉSULTATS EMPIRIQUES / APPLICATION

Ce chapitre propose une analyse approfondie de la réaction des variables économiques suite à un choc restrictif de politique monétaire. Un tel choc se manifeste par une augmentation des taux d'intérêt ou une réduction de la masse monétaire. Notre objectif consiste à examiner la fonction de réponse en utilisant diverses variables indicatrices du choc, afin de mieux représenter les mécanismes de transmission de la politique monétaire et d'évaluer les variations potentielles quant à leur impact sur l'économie.

En adoptant une approche comparative, nous cherchons à identifier d'éventuelles différences dans la transmission des chocs monétaires sur différentes variables économiques et sur des périodes spécifiques. Dans les figures à venir, chaque colonne représente un modèle VAR distinct, avec des variables indicatrices spécifiques. L'ordre vertical des variables correspond à celui de l'ordonnancement de l'identification structurelle présenté dans le chapitre méthodologique.

Dans les prochaines sections, différents paradoxes empiriques seront abordés. Le Tableau 5.1 présente et définit ces paradoxes. Conformément à l'intuition économique, les variables devraient normalement baisser en réponse à une politique monétaire restrictive.

Tableau 5.1 – Liste des paradoxes

Variable affectée	Description
Production (PIB réel)	Hausse de la production réelle à la suite d'une politique monétaire restrictive
Prix (déflateur du PIB)	Hausse des prix à la suite d'une politique monétaire restrictive
Base monétaire	Hausse de la base monétaire à la suite d'une politique monétaire restrictive

5.1 Évidence empirique

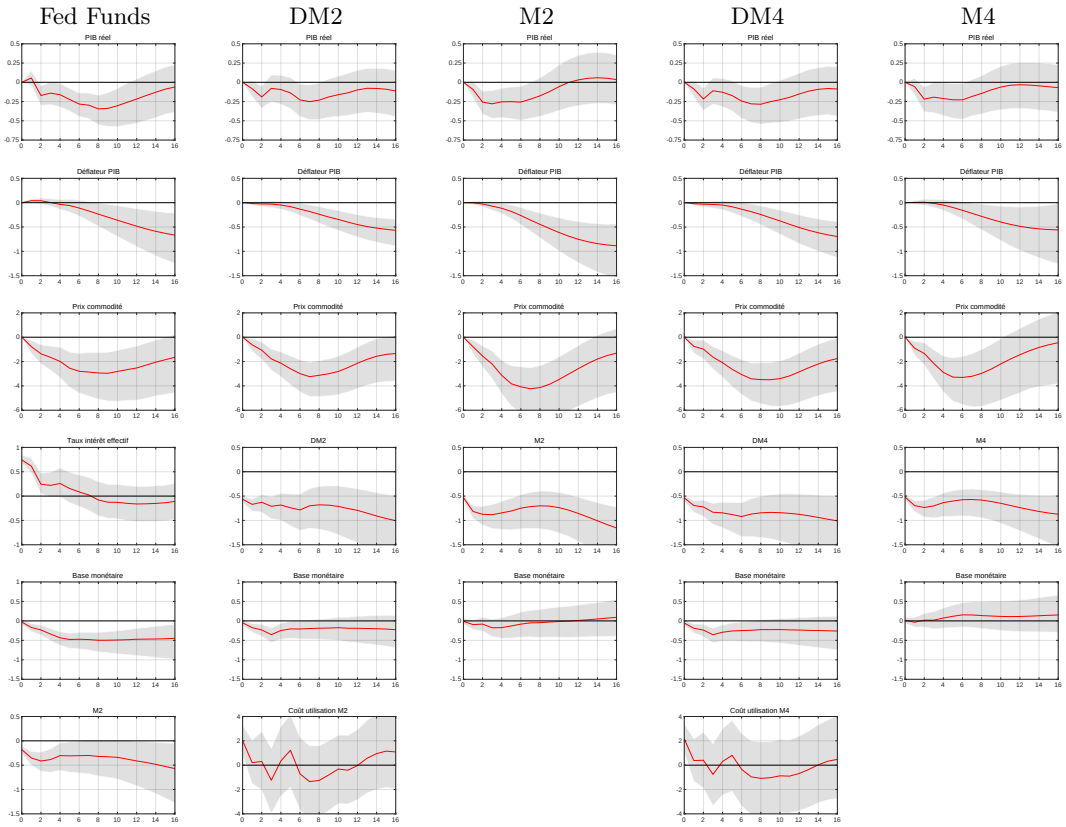
En raison de la disponibilité des données Divisia, notre analyse a débuté avec un échantillon couvrant la période de 1967T1 à 1995T2, soit une période presque identique à celle étudiée par Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), qui couvrait de 1965T1 à 1995T2. Leur étude a mis en lumière l'avantage présumé des chocs des taux des fonds fédéraux pour caractériser la position et la propagation de la politique monétaire. [1].

Dans la Figure 5.1, nous avons adopté la spécification et l'ordonnancement de Keating *et al.* (2019) et réexaminer les résultats en tenant compte de différents chocs monétaires extraits de diverses variables indicatrices pour la politique monétaire. Nous constatons une certaine similitude dans les fonctions de réponse, quelle que soit l'indicateur utilisé pour en extraire le choc monétaire. Cependant, trois éléments importants méritent d'être soulignés.

Premièrement, l'utilisation du taux d'intérêt des fonds fédéraux conduit à un paradoxe de production à court terme, caractérisé par une hausse temporaire d'un trimestre de la production réelle à la suite de la hausse du taux d'intérêt. Ensuite, comparativement au modèle empirique utilisant le taux des fonds fédéraux pour extraire le choc monétaire, les indices Divisia et l'agrégat monétaire simple M2 se distinguent par des réponses plus significatives et sans paradoxe en ce qui concerne les prix, avec des intervalles de confiance plus étroits. Enfin, un paradoxe concernant la base monétaire est observé pour les agrégats monétaires simples. Normalement, un choc restrictif de politique monétaire devrait s'accompagner d'une diminution de la base monétaire pour être conforme à l'intuition économique. Cependant, avec un agrégat simple comme variable indicatrice, on observe plutôt une légère augmentation de la base monétaire. Ces constats rejoignent les conclusions de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), suggérant que l'utilisation d'un agrégat monétaire simple peut conduire à des incohérences dans le troisième bloc de variables. Toutefois, les indices Divisia ne sont pas affectés par ce problème.

1. L'analyse de la fonction de réponse selon l'ordonnancement de CEE (1999) est disponible à l'Annexe A. Nous avons opté pour l'ordonnancement de Keating *et al.* (2019) pour permettre une analyse continue sans les réserves non-empruntées.

FIGURE 5.1 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne).

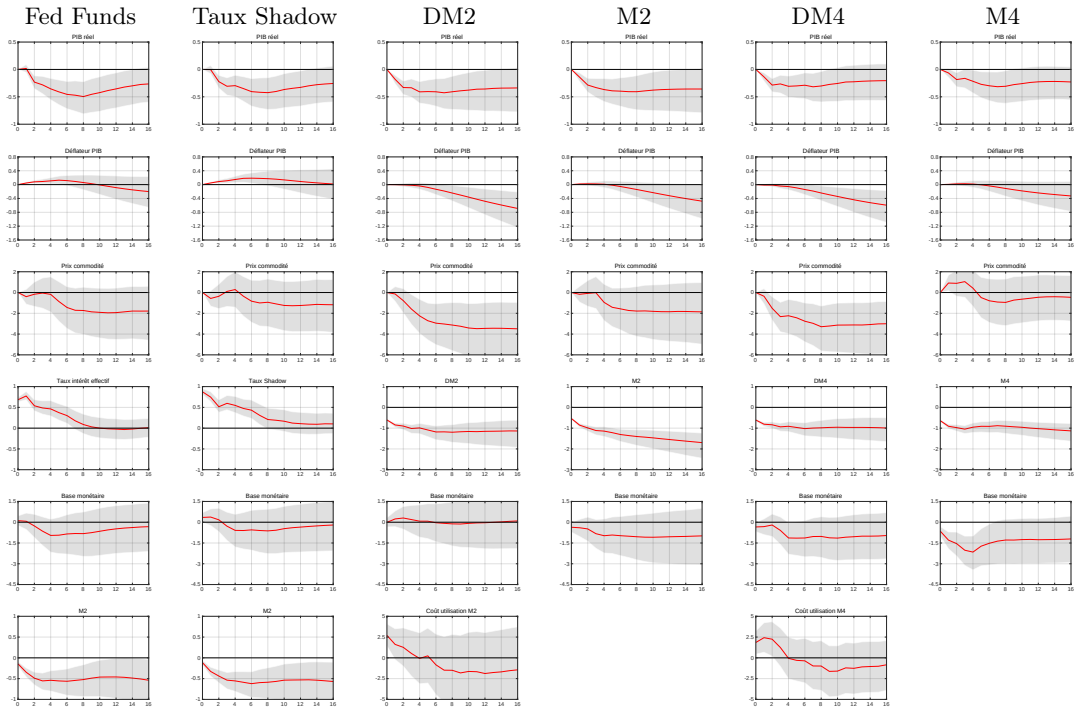
Nous élargissons désormais notre analyse à une période plus étendue débutant en 1967T1 et se terminant en 2019T4, juste avant la récession provoquée par le COVID-19. Lorsque l'on considère des périodes comprenant une borne inférieure zéro, l'ajout du taux d'intérêt shadow devient important si l'on veut analyser les chocs de politique monétaire à travers un taux d'intérêt non borné.

Comme le montre la Figure 5.2, quelle que soit l'indicateur de politique monétaire utilisé, une réponse négative du PIB réel est observée après un choc restrictif de politique monétaire. Cependant, un paradoxe des prix devient évident lorsqu'un choc restrictif de politique monétaire est lié au taux shadow ou au taux des fonds fédéraux, entraînant une augmentation des prix malgré l'inclusion des prix des commodités pour résoudre ce phénomène, comme suggéré par Christiano, Eichenbaum et Evans (1999).

En ce qui concerne les variables indicatrices telles que les agrégats monétaires M2 ou M4, aucun paradoxe des prix n'est observé, et un impact négatif sur les prix apparaît après environ quatre trimestres, en accord avec l'intuition et la théorie économiques. Pour les indices Divisia, la réponse des prix est plus rapide et significative. Un autre aspect notable est la tendance de la base monétaire à augmenter après un choc monétaire restrictif pour de nombreux indicateurs de politique monétaire alternatifs, peut-être liée au passage des instruments conventionnels aux instruments non conventionnels de la Fed, en particulier après 2008. De plus, comme attendu, les chocs restrictifs de politique monétaire avec les chocs basés sur DM2 et DM4 sont respectivement associés à une augmentation de 1 et 2 trimestres de leur propre coût d'utilisation.

Les résultats de notre SVAR jusqu'en 2019 révèlent que si la Fed augmente DM4 de manière inopinée, une inflation plus élevée serait probable. Cette conclusion contraste avec les prévisions basées sur les taux des fonds fédéraux ou un taux d'intérêt shadow. Sur cette base, l'analyse de la Figure 5.2 permettrait à un expert des fonctions de réponse d'anticiper les implications d'une augmentation de la masse monétaire au premier trimestre de 2020, notamment à travers les mesures Divisia. Ces résultats offrent ainsi une base solide pour des décisions politiques anticipées visant à atténuer les pressions inflationnistes.

FIGURE 5.2 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2019T4



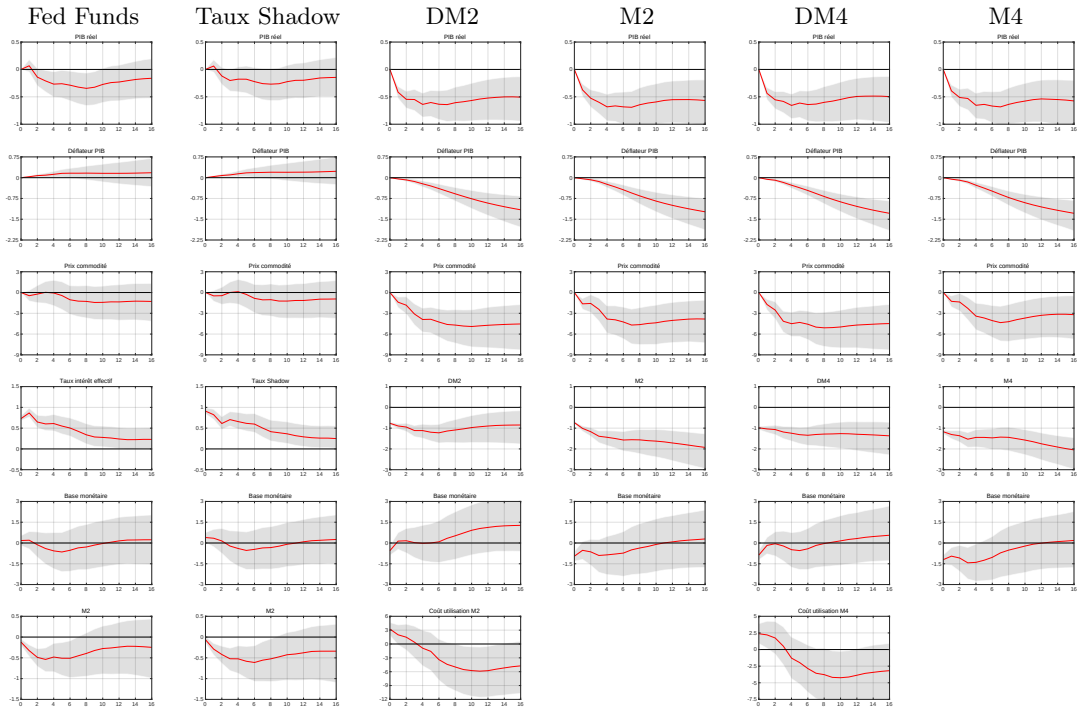
Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne).

À ce stade, lorsque nous étendons l'estimation du modèle VAR à l'intégralité de l'échantillon jusqu'au quatrième trimestre de 2022, plusieurs observations intéressantes se dégagent à l'examen de la Figure 5.3. Tout d'abord, la réponse de la production réelle à un choc de politique monétaire est similaire pour la plupart des variables indicatrices, à l'exception des taux d'intérêt qui présentent un paradoxe de production à l'horizon 1. Deuxièmement, les taux d'intérêt continuent de générer un paradoxe de prix à la suite d'un choc de politique monétaire restrictive. En revanche, la trajectoire de réponse des prix à un choc provenant d'un agrégat monétaire est désormais plus prononcée, significative et sans manifestation de paradoxe de prix. Troisièmement, nous constatons à travers les graphiques que les chocs de politique monétaire issus des taux d'intérêt sont plus persistants qu'auparavant. En effet, depuis 2008, le taux d'intérêt effectif est resté à son niveau plancher pendant 9 ans, prolongeant ainsi la durée d'un choc. Enfin, toutes les variables indicatrices du choc de politique monétaire présentent un paradoxe lié à la base monétaire, qu'il soit plus prononcé ou non, depuis l'utilisation de l'assouplissement quantitatif. Un paradoxe monétaire fondamental se produit lorsque la base monétaire

augmente (diminue) à la suite d'une politique monétaire restrictive (expansionniste), ce qui va à l'encontre de l'intuition économique.

Nous avançons l'hypothèse selon laquelle le paradoxe de la base monétaire pourrait être attribué à l'importance croissante du compte général du Trésor du gouvernement américain, situé du côté passif du bilan de la Réserve fédérale. En effet, ce compte était généralement peu important, ne servant qu'à l'intermédiation entre la vente de bons du Trésor, la collecte des impôts et d'autres recettes gouvernementales, et les comptes des institutions destinataires des fonds. L'accumulation d'argent sur ce compte, avant son déploiement, crée ainsi un délai avant qu'il ne se retrouve dans les réserves des banques commerciales. Ceci pourrait être la cause du paradoxe de la base monétaire, puisqu'il n'est pas compté dans la définition de la base monétaire. De plus, par construction, la base monétaire suppose que tous les actifs monétaires, tels que les billets en circulation et les réserves des banques commerciales, sont parfaitement substituables. Cependant, les réserves excédentaires, et depuis 2020 les réserves totales des banques commerciales, génèrent des intérêts. Ainsi, en calculant une base monétaire selon l'approche Divisia, le poids des réserves serait moins significatif du fait de ces intérêts, ce qui pourrait influencer la dynamique monétaire et résoudre le paradoxe associé à cette variable. Ces deux aspects constituent des extensions d'intérêt possibles à l'analyse.

FIGURE 5.3 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne).

Les conclusions tirées de cette section apportent plusieurs éléments importants. Tout d'abord, nos résultats mettent en évidence l'incapacité des taux d'intérêt, qu'il s'agisse du taux d'intérêt effectif ou du taux d'intérêt shadow, à générer des trajectoires de réponse des prix cohérentes avec l'intuition économique après 2006. Ensuite, les agrégats monétaires simples ne présentent plus autant de paradoxes que ceux présents dans l'échantillon original de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999). L'indice Divisia, en particulier DM4, génère des fonctions de réponse robustes et moins sujettes aux paradoxes économiques. En effet, c'est le choc de politique monétaire basé sur DM4 qui s'avère le plus conforme à l'intuition économique, en particulier en ce qui concerne les prix. De plus, l'indice Divisia offre une meilleure représentation empirique du comportement de la quantité de monnaie et des effets d'un choc de politique monétaire y étant associé, par rapport aux agrégats monétaires simples. La préférence pour DM4 par rapport à DM2 est également vérifiée en comparant les fonctions de réponse obtenue à partir d'un VAR incluant les deux variables, comme présentée dans la section suivante.

5.2 Choc de politique monétaire découlant d'une mesure adéquate de la monnaie

Dans cette section, nous comparons les implications de trois indicateurs alternatifs de la politique monétaire (FFR, DM4 et M4) et nous examinons la sensibilité des modèles empiriques face à la substitution de l'indice Divisia M2 à l'agrégat monétaire M2 dans le troisième bloc de variables. Nous avons choisi d'adopter l'ordonnancement proposé par Christiano, Eichenbaum et Evans (1999), ainsi que l'échantillon 1967T1 - 1995T2, qui est le plus similaire au leur pour rendre l'analyse aussi comparable que possible avec eux. [2]

Lorsque nous regardons les courbes de réponses à la Figure 5.4, les courbes bleues représentent les trajectoires de réponse originales obtenues en utilisant l'agrégat monétaire M2. Les courbes rouges, quant à elles, représentent les trajectoires de réponses obtenues avec un nouveau VAR contenant l'indice Divisia M2 (DM2) à la place de M2, accompagnées de leurs intervalles de confiance. La Figure 5.4 révèle que le modèle empirique incluant le taux d'intérêt effectif est celui qui subit le plus grand impact suite au changement de mesure de la quantité de monnaie, passant de M2 à l'indice Divisia DM2, comme le montrent les fonctions de réponse. L'utilisation de DM2 amplifie l'amplitude des trajectoires de réponse pour la plupart des variables d'intérêt, à l'exception des variables de prix. En effet, l'apparition d'un paradoxe de prix après une augmentation du taux d'intérêt effectif indique que la trajectoire de réponse du déflateur du PIB n'est plus conforme aux attentes économiques. Ces résultats concordent avec les fonctions de réponses contenant les observations récentes et suggèrent que le taux d'intérêt effectif est déficient pour générer des trajectoires de réponse cohérentes lorsqu'une mesure appropriée de la monnaie est intégrée au modèle. On remarque également l'ajustement endogène de la quantité de monnaie avec la variable DM2, ce qui est conforme à la théorie économique. De plus, l'effet sur le PIB est plus prononcé avec DM2 qu'avec M2.

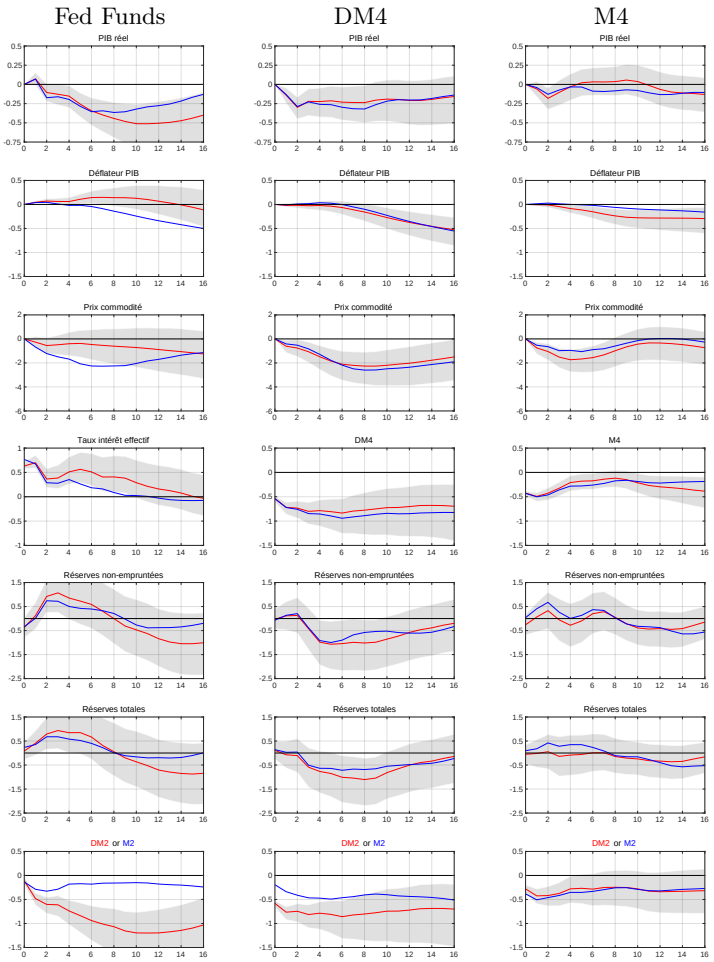
L'utilisation du taux d'intérêt comme instrument de politique monétaire peut avoir des répercussions importantes. En effet, cette variable indicatrice pourra se révéler peu

2. Nous avons choisi de ne pas inclure les variables des réserves non empruntées plus les crédits étendus, ainsi que les réserves totales toutes deux ajustées pour le changement de réserve requise. Nous avons fait le choix de nous concentrer sur les variables généralement utilisées pour reproduire leurs travaux.

efficace pour maîtriser la hausse des prix à moins que l'évolution de la quantité de monnaie s'adonne à avoir été appropriée. Par conséquent, une politique monétaire utilisant cet instrument pourrait être contrainte d'augmenter considérablement le taux d'intérêt, alors qu'une légère réduction de la masse monétaire aurait permis d'obtenir le même résultat de manière plus rapide. Toutefois, l'impact négatif sur le PIB réel serait plus important en utilisant le taux d'intérêt. Le choix de l'instrument de politique monétaire est donc susceptible à occasionner des répercussions significatives sur l'économie réelle.

En ce qui concerne les deux autres variables indicatrices M4 et DM4, les variations des trajectoires de réponse sont minimes, ce qui suggère que l'ajout d'une mesure adéquate de la quantité de monnaie a un impact limité sur les fonctions de réponse lorsqu'un agrégat monétaire est utilisé comme variable indicatrice du choc. Cependant, l'utilisation d'une mesure de monnaie appropriée, dans le troisième bloc de variable, contribue à réduire les intervalles de confiance pour les deux agrégats monétaires, comme le montre la comparaison avec la Figure A.1.

FIGURE 5.4 – Fonctions de réponse utilisant l'ordonnancement de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999) selon différentes variables indicatrices de 1967T1 à 1995T2 et l'utilisation de DM2



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne).

Nous procédons maintenant à l'analyse de la décomposition de la variance des variables suite à un choc de politique monétaire en utilisant différentes variables indicatrices. Cette analyse portera sur la production réelle, le déflateur du PIB, ainsi que sur l'agrégat monétaire M2 ou l'indice Divisia M2. Nous effectuons cette analyse sur une période de 40 trimestres, soit 10 années. Il convient de noter que les résultats pour les premiers horizons sont robustes, tandis que ceux pour les derniers horizons doivent être interprétés avec prudence. Cependant, même si les résultats pour les derniers horizons peuvent être moins fiables, ils peuvent néanmoins nous donner une idée générale de la tendance. Ainsi, ces analyses nous fournissent des indications intéressantes sur la contribution des chocs de politique monétaire à la variance des variables économiques.

La Figure 5.5 présente les courbes de décomposition de variance pour différentes variables indicatrices et variables d'intérêt, en utilisant deux modèles VAR distincts pour chaque variable indicatrice. Le premier modèle utilise l'agrégat monétaire M2, représenté par des lignes pleines conformément à l'étude de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999). Le second modèle utilise l'indice Divisia M2 à la place de M2, représenté par des lignes pointillées. Les modèles ont été estimés sur la période 1967T1 à 1995T2, en appliquant les restrictions d'identification de Keating *et al.* (2019). Pour une analyse détaillée, nous examinerons chaque sous-figure séparément.

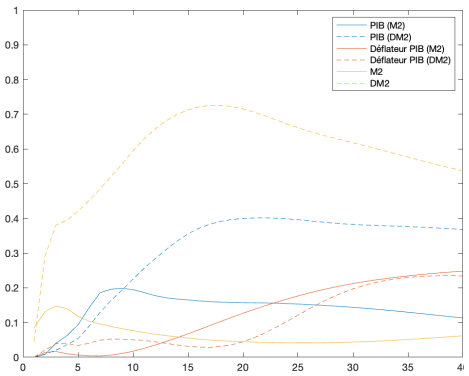
Dans la sous-figure du taux d'intérêt effectif, on observe que le modèle utilisant DM2 explique une variance plus importante du PIB réel à partir du 10^e trimestre dépassant les 20% de variance expliquée. Cependant, l'influence du taux d'intérêt sur les prix est pratiquement nulle lorsque DM2 est utilisé, se situant autour de 5% jusqu'au 20^e trimestre. Néanmoins, à plus long terme, on constate une proportion de la variance des prix expliquée similaire du choc sur le taux d'intérêt dans les deux modèles. De plus, le taux d'intérêt joue un rôle prépondérant dans l'explication de la variance de l'agrégat monétaire DM2, ce qui soutient l'idée d'un ajustement endogène de la quantité de monnaie en fonction du taux d'intérêt. Ces résultats suggèrent que l'effet d'une hausse du taux d'intérêt passe par DM2 avant d'influencer le déflateur du PIB.

En passant à la sous-figure de DM4, l'importance du choc monétaire pour expliquer la variance du PIB réel est relativement similaire dans les deux modèles atteignant 15% à plus long terme. Cependant, en ce qui concerne les prix, l'utilisation de DM2 dans le modèle attribue une part supplémentaire de variance à DM4 à moyen terme, 40% avec DM2 et 25% avec M2 au 20^e trimestre, tout en maintenant une proportion similaire à long terme autour de 50% de variance expliquée. Pour les agrégats monétaires de plus petite taille, DM4 joue un rôle significatif dans l'explication de la variance de DM2 à court terme, tandis que son effet est moindre pour M2.

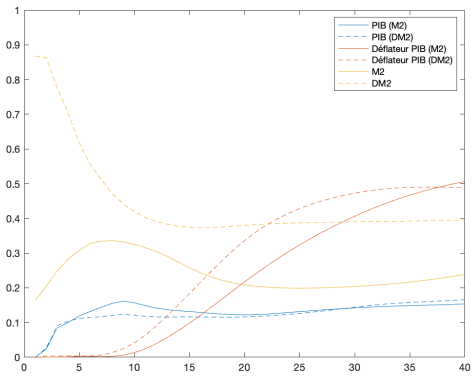
Enfin, dans la sous-figure de M4, la part de variance du PIB réel attribuée à M4 est négligeable, étant en dessous de 5% de la variance expliquée. Cependant, la décomposition de variance montre une augmentation pour le déflateur des prix lorsque DM2 est inclus. En outre, la décomposition de variance de M2 (DM2) est similaire à celle observée lorsque DM4 était utilisé avec DM2 (M2).

FIGURE 5.5 – Décomposition de la variance de différentes variables suite à un choc monétaire inféré à partir de différentes indicateurs de la politique

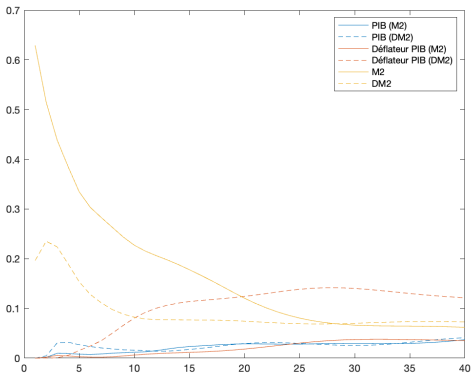
Taux d'intérêt effectif



DM4



M4



Le modèle empirique utilisant le taux d'intérêt requiert 17 trimestres avec M2 et 23 trimestres avec DM2 pour atteindre une explication de 10% de la variance des prix, atteignant environ 20% à long terme dans les deux cas. Cependant, le modèle avec DM4 requiert moins de temps pour expliquer 10% de la variance des prix (12 trimestres avec DM2, 15 trimestres avec M2), atteignant près de 50% de variance expliquée à long terme. Pour M4, la variance expliquée des prix est inférieure à 10% avec M2, mais dépasse légèrement ce seuil avec DM2. L'utilisation de DM2 plutôt que de M2 dans le modèle empirique utilisant le taux des fonds fédéraux augmente son pouvoir explicatif sur la variance du PIB réel de près de 40%. Par ailleurs, le changement de la mesure de la quantité de monnaie n'a que peu d'impact sur la variance expliquée du PIB par les autres variables indicatrices. De plus, le taux d'intérêt effectif explique davantage la variance de DM2 que de M2. Concernant le modèle incluant DM4 (M4), la variable indicatrice explique plus la variance de DM2 (M2) que de M2 (DM2). Cependant, à plus

long terme, le modèle contenant la variable M4 explique une variance similaire, quelle que soit la mesure, tandis que le taux d'intérêt effectif et DM4 expliquent davantage DM2 à long terme. Les résultats soulignent l'importance d'utiliser l'indice Divisia comme mesure de la quantité de monnaie dans l'analyse des chocs de politique monétaire. Étant particulièrement important lorsque la variable indicatrice du choc n'est pas un agrégat monétaire. Intégrer l'indice Divisia dans le modèle peut considérablement influencer les réponses des variables économiques, comme rapporté dans la Figure 5.4.

Par ailleurs, on observe que l'utilisation de l'agrégat monétaire comme instrument de politique monétaire semble être plus efficace pour contrôler l'inflation. En effet, une hausse du taux d'intérêt entraîne une forte baisse du PIB réel sans réduire de manière significative les prix. Ainsi, le taux d'intérêt pourrait ne pas être l'instrument optimal pour le contrôle de l'inflation.

5.3 Capacité prévisionnelle

Puisque nous avons comparer des sentiers de réponse dynamique (IRF) des modèles structurels incluant soit le taux des fonds fédéraux, soit un taux d'intérêt shadow, soit un agrégat monétaire conventionnel ou son homologue Divisia, il est intéressant de discuter dans quelle mesure la capacité prévisionnelle des différents modèles peut être pertinente pour juger de la vraisemblance et de la pertinence des IRFs envisagées.

Dans la modélisation économétrique, les fonctions de réponse retracent les effets dynamiques sur les variables clés suite à un choc structurel sur une variable donnée. En tant que telles, elles servent d'outils précieux pour comprendre la réponse du système aux chocs. Leur construction repose sur l'hypothèse que le modèle est capable de capturer les dynamiques du processus de génération de données sous-jacent (DGP). D'une part, la robustesse des IRFs estimées dépend des fondements économiques du modèle, ancrés dans une sélection réfléchie de ses variables, sa spécification et les restrictions d'identification qui devraient être alignées sur le véritable DGP sous-jacent. En même temps, la précision et l'exactitude des IRFs doivent se traduire par de bonnes performances de prévision. Ainsi, la fiabilité empirique d'un modèle devrait reposer sur une précision prédictive qui complète une compréhension solide des mécanismes économiques qu'il

cherche à capturer. Cela peut renforcer la fiabilité globale des implications du modèle, car les IRFs sont considérées comme fournissant une représentation utile de la réalité économique sous-jacente. Ainsi, lors de la comparaison de deux modèles avec des variables réputées représenter le même contexte politique et les mêmes caractéristiques, en utilisant des restrictions d'identification et d'ordonnancement similaires, une réduction de la dispersion des erreurs de prévision hors échantillon peut être interprétée comme reflétant un alignement plus étroit du modèle empirique sur le véritable DGP sous-jacent. C'est la motivation pour évaluer et comparer la précision prévisionnelle de nos différentes spécifications avec des indicateurs alternatifs de politique monétaire.

Nous procédons à une analyse pseudo-hors échantillon de 1 à 8 trimestres à l'avance, couvrant la période du premier trimestre de 2011 au quatrième trimestre de 2022 pour les variables stationnarisées, utilisant une estimation de fenêtre expansionniste à partir du premier trimestre de 1967. L'estimation récursive des modèles à chaque étape est utilisée pour construire la valeur prévue des variables. L'erreur quadratique moyenne de prédiction (RMSPE), qui est une mesure standard dans la littérature, a été utilisée pour évaluer le degré de précision des prévisions. En conséquence, pour les valeurs prévues hors échantillon (OOS) au temps t de la variable v h-trimestres à l'avance, nous avons $\hat{y}^{v,m}_{t+h|t}$, les quantités pertinentes sont calculées comme

$$RMSPE_{v,h,m} = \sqrt{\frac{1}{\#OOS} \sum_{t,\epsilon,OOS} (y^{v}_{t+h} - \hat{y}^{v,m}_{t+h|t})^2}$$

Chaque combinaison de variable, de prévision h périodes à l'avance et de spécification du modèle produit une valeur RMSPE unique. Ensuite, les valeurs de RMSPE pour un $\hat{y}^{v,m}_{t+h|t}$ donné sont exprimées en termes relatifs en calculant le rapport du RMSPE d'un modèle de prévision particulier m à celui d'un modèle de référence. Pour toutes les variables, nous utiliserons le RMSPE des prévisions d'un modèle AR(2) comme modèle de référence [3], car ce modèle univarié simple est souvent reconnu pour produire de bonnes prévisions pour diverses variables macroéconomiques comme montré dans Bagshaw (1987). La normalisation des scores RMSPE pour chaque modèle par rapport

3. D'autres modèles de référence auraient pu être considérés, tel celui de la marche aléatoire. Il faut noter que le RMSPE d'un modèle de référence est uniquement utilisé comme point de comparaison pour comparer les modèles VAR utilisant différentes variables indicatrices.

à ceux d'un modèle de référence pour chaque variable et chaque horizon de prévision facilite les comparaisons relatives entre les spécifications avec des indicateurs de politique monétaire alternatifs. Une valeur inférieure à 1 indique que le modèle dépasse le modèle de référence pour cette variable spécifique et l'horizon de prévision h périodes à l'avance.

Enfin, l'analyse pseudo-hors échantillon est effectuée à l'aide de graphiques en violon pour représenter la densité de la distribution normalisée des RMSPEs. Ceux-ci sont générés après l'application d'un estimateur de densité de noyau aux valeurs normalisées des RMSPEs. Ces graphiques facilitent la visualisation du degré de précision de chaque modèle en montrant si les RMSPEs sont regroupés dans la même région ou s'ils présentent une large dispersion. La largeur d'un violon le long de l'axe vertical traduit la densité des valeurs RMSPE, fournissant une représentation visuelle de la variabilité et des tendances centrales inhérentes à la performance prédictive de chaque modèle. Un violon plus large le long de l'axe horizontal suggère une performance de prévision cohérente, tandis qu'un modèle dont les violons ont des pics plus étroits et plus élevés implique que sa performance de prévision est moins stable. La ligne horizontale à l'intérieur de chaque violon représente la valeur médiane normalisée de RMSPE. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, un violon plus court et plus large qui se situe généralement plus bas dans le graphique surpasse ses concurrents.

Huit spécifications ont été prises en compte pour les modèles empiriques. Dans chacune d'elles, le premier bloc inclut le PIB réel (Y), le déflateur implicite du PIB (P), et le prix des matières premières. Le deuxième bloc a comme variable indicatrice de la politique monétaire S_t définie soit par DM4, M4, le taux des fonds fédéraux (FF) ou le taux shadow (SR). Pour les modèles avec des taux d'intérêt, le troisième bloc compte la base monétaire (BM) soit seule, FF et SR, avec M2, FF_{M2} et SR_{M2}, ou avec DM2, FF_{DM2} et SR_{DM2}. Pour les modèles avec M4, seule la base monétaire est dans le troisième bloc, mais avec DM4, son coût d'utilisation est ajouté à BM. Pour la plupart des spécifications, le RMSPE relatif médian pour les variables d'intérêt, à la Figure 5.8, est supérieur à un, donc la qualité des prévisions à partir d'un simple modèle univarié AR(2) surpasse celle d'un VAR avec des coefficients fixes. Exceptionnellement, c'est le contraire pour les prévisions de DM4 et M4 lorsque ceux-ci sont les indicateurs, ainsi que pour la base monétaire lors de l'utilisation de DM4 comme variable de signalisation pour la politique monétaire, à la Figure 5.9.

Pour prévoir les variables indicatrices, les modèles VAR avec le taux d'intérêt shadow s'en sortent mieux en médiane qu'un AR(2), mais les RMSPE sont beaucoup plus dispersés que pour DM4 ou M4.

Pour le PIB réel, comme le montre la Figure 5.6, les diagrammes en violon suggèrent que le contenu informationnel est mieux dévoilé par les modèles intégrant les taux d'intérêt plutôt que par ceux utilisant M4 ou DM4. En ce qui concerne le niveau des prix, représenté dans la Figure 5.7, la précision des prévisions des modèles contenant le taux des fonds fédéraux ou le taux shadow sans agrégat monétaire est inférieur. Toutefois, les spécifications DM4, M4, FF_{M2}, FF_{DM2}, SR_{M2} et SR_{DM2} affichent une performance prévisionnelle plus satisfaisante. En ce qui concerne la base monétaire, les RMSPE médians obtenus avec DM4 sont inférieurs à ceux de la spécification M4, et encore plus par rapport aux modèles incluant des taux d'intérêt. Bien que les RMSPE pour le modèle DM4 présentent une dispersion quelque peu plus importante, les valeurs maximales restent inférieures à celles de ses concurrents.

Lors de l'évaluation de la performance prévisionnelle globale pour le sous-ensemble conjoint des prix, de la production et de la base monétaire,à la Figure 5.10, les graphiques en violon pour les VAR à paramètres invariants dans le temps avec DM4 et M4 montrent une médiane comparable des RMSPE que les autres modèles. De plus, les modèles avec FF et SR (qui font abstraction de tout agrégat monétaire) ont des valeurs RMSPE plus dispersées et plus élevées.

Rappelons que l'utilisation de modèles avec une meilleure précision de prévision, comme reflété par une meilleure distribution de leurs RMSPE, n'implique pas nécessairement à elle seule que les IRFs sont plus robustes pour analyser la dynamique de la politique monétaire. En même temps, comme les fonctions de réponse obtenues à partir de prévisions hors échantillon sont comparables à celles des chocs structurels simulés, si les restrictions d'identification imposées correspondent à un modèle structurel qui reflète le vrai processus de génération de données, alors un modèle qui s'avère empiriquement meilleur dans sa capacité de prévision, peut être considéré comme produisant des fonctions de réponse plus sensibles et robustes.

Dans ce sens, les résultats de l'analyse des prévisions pseudo-hors échantillon des VAR concordent avec les conclusions tirées des IRFs estimés. Ainsi, en contraste avec un choc de taux shadow (ou de taux des fonds fédéraux), l'évidence obtenue à partir des SVAR à paramètres invariants dans le temps tend à soutenir la supériorité globale de la monnaie, et en particulier de l'indice Divisia, pour capturer l'impact dynamique de la politique monétaire sur les prix et l'inflation.

FIGURE 5.6 – Distribution des RMSPE normalisés pour le PIB réel

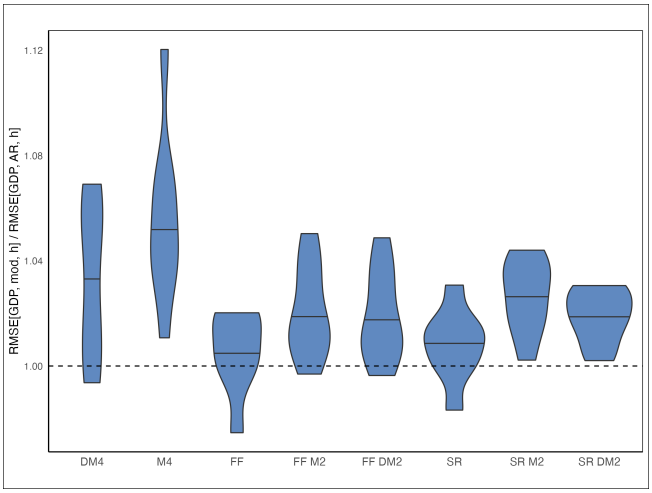


FIGURE 5.7 – Distribution des RMSPE normalisés pour le déflateur du PIB

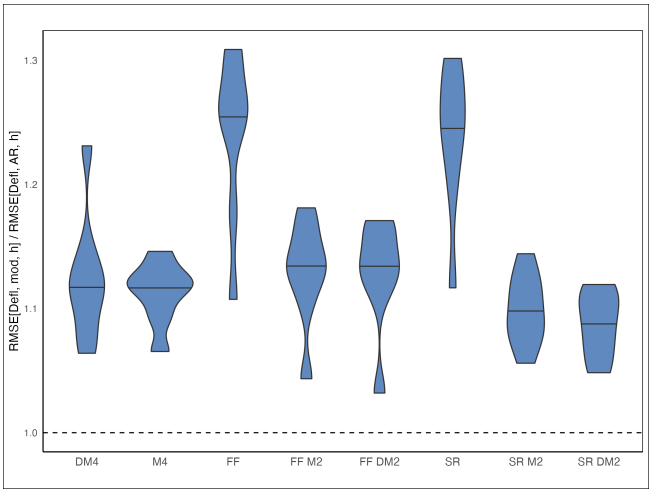


FIGURE 5.8 – Distribution des RMSPE normalisés pour les variables indicatrices

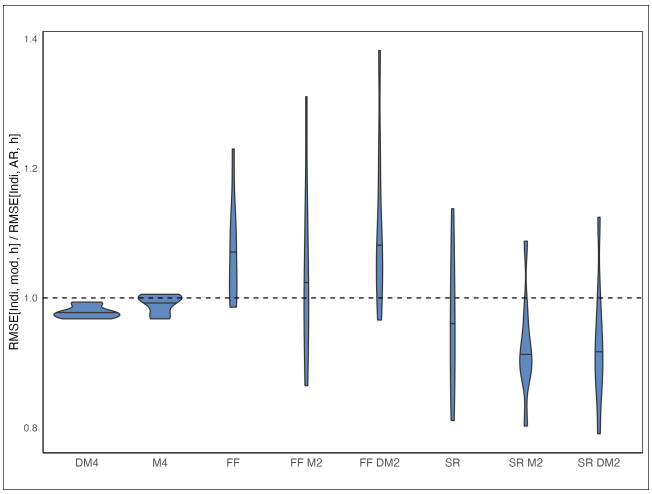


FIGURE 5.9 – Distribution des RMSPE normalisés pour le base monétaire

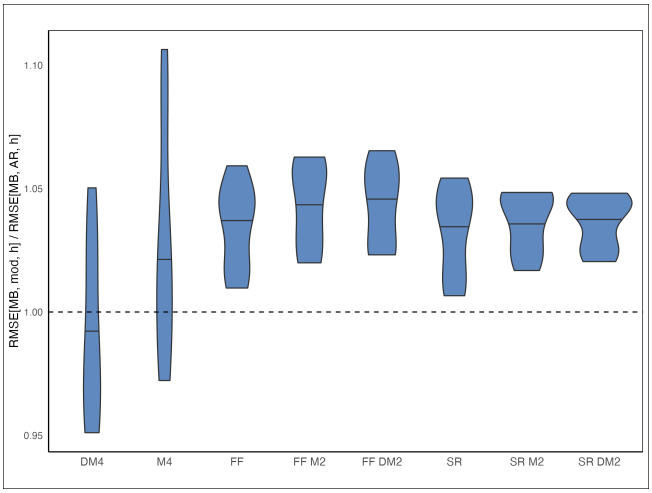
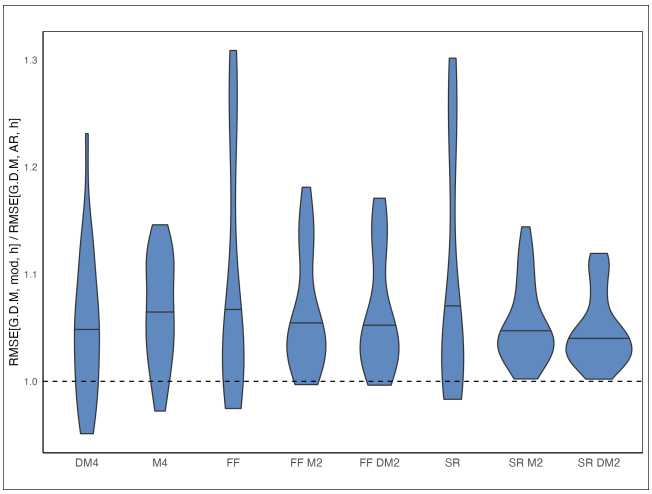


FIGURE 5.10 – Distribution des RMSPE normalisés pour le PIB réel, le déflateur du PIB et la base monétaire



5.4 Robustesse

Les sous-sections suivantes présentent différentes variations des modèles empiriques afin de vérifier la sensibilité de nos résultats. Nous examinons des aspects tels que la modification du nombre de retards, le remplacement des variables d'intérêt par des variables alternatives, le changement de fréquence des séries, certains changements dans l'ordonnancement de la variable indicatrice du choc de politique monétaire, ainsi que l'utilisation de sous-échantillons pour évaluer la robustesse de nos conclusions.

5.4.1 Le nombre de retards

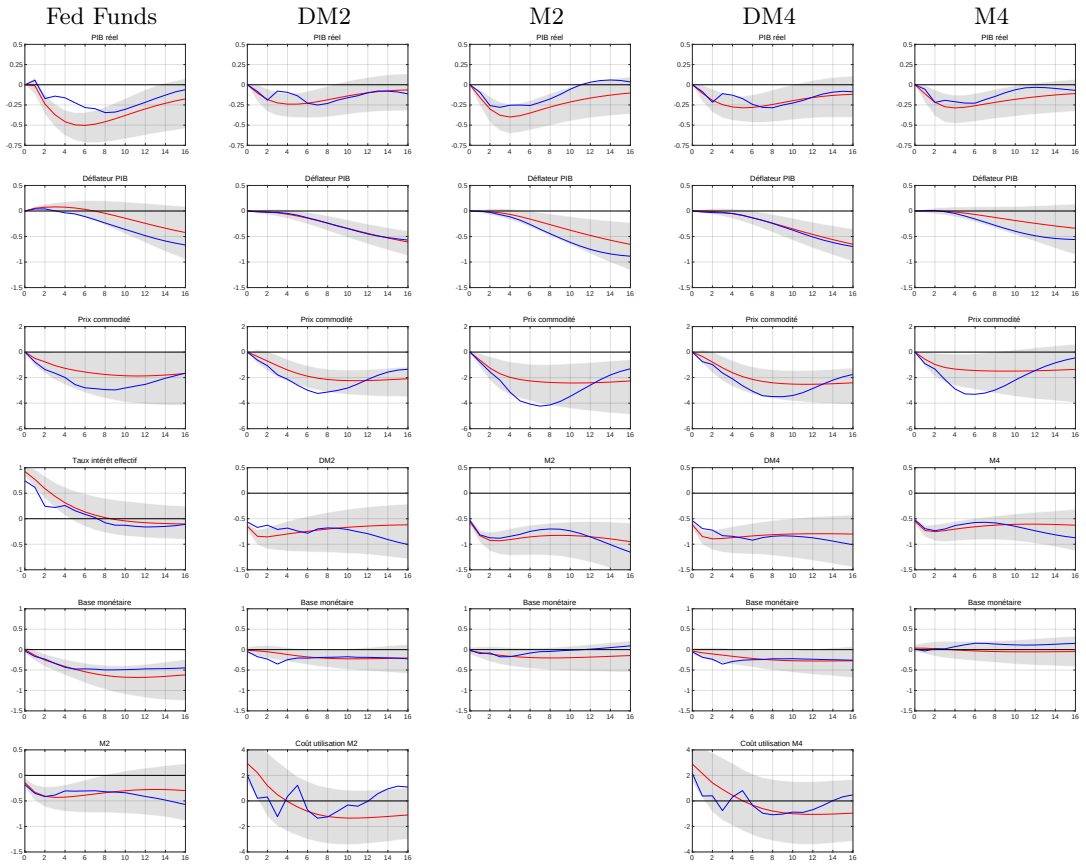
Dans cette sous-section, nous considérons dans quelle mesure les fonctions de réponses sont sensibles ou non à l'ordre retenu dans la spécification du VAR. Lors de la sélection des retards dans l' Annexe C, les tests et critères de sélection ne convergeaient pas nécessairement vers le même nombre. Ainsi, nous réexaminons maintenant les conséquences de notre choix initial et envisageons une alternative consistant à n'utiliser que deux ou trois retards, conformément à la recommandation du critère BIC.

Notre choix initial de cinq retards était motivé par certaines considérations. L'adoption d'un modèle VAR(2) peut entraîner des problèmes. En effet, un nombre insuffisant de

retards peut se manifester par l'existence de dépendance temporelle qui reflète plutôt l'omission de variables qui tendra à causer une nonconvergence et des biais de l'estimateur des paramètres du VAR. Un nombre limité de retards peut ne pas être adéquat pour capturer toutes les informations et relations entre les variables. Par contre, l'addition d'un nombre trop élevé de retards n'affligera pas les coefficients du Var des problèmes mentionnés, mais ces estimateurs seront estimés moins précisément, ce qui est un moindre mal.

Dans la Figure 5.11, le passage de cinq à deux retards entraîne quelques variations significatives. Tout d'abord, les fonctions de réponse semblent être davantage lissées. Ensuite, l'agrégat monétaire simple M2 ne présente plus le paradoxe de la base monétaire. Enfin, la réponse du déflateur du PIB est atténuée après un choc de taux d'intérêt ou d'agrégat monétaire simple. Seules les réponses des variables d'intérêt à un choc d'indice Divisia demeurent similaires à celles du modèle de référence. Ces différences soulignent l'importance cruciale du choix du nombre de retards dans notre modèle et mettent en évidence les ajustements nécessaires pour tenir compte de ces variations.

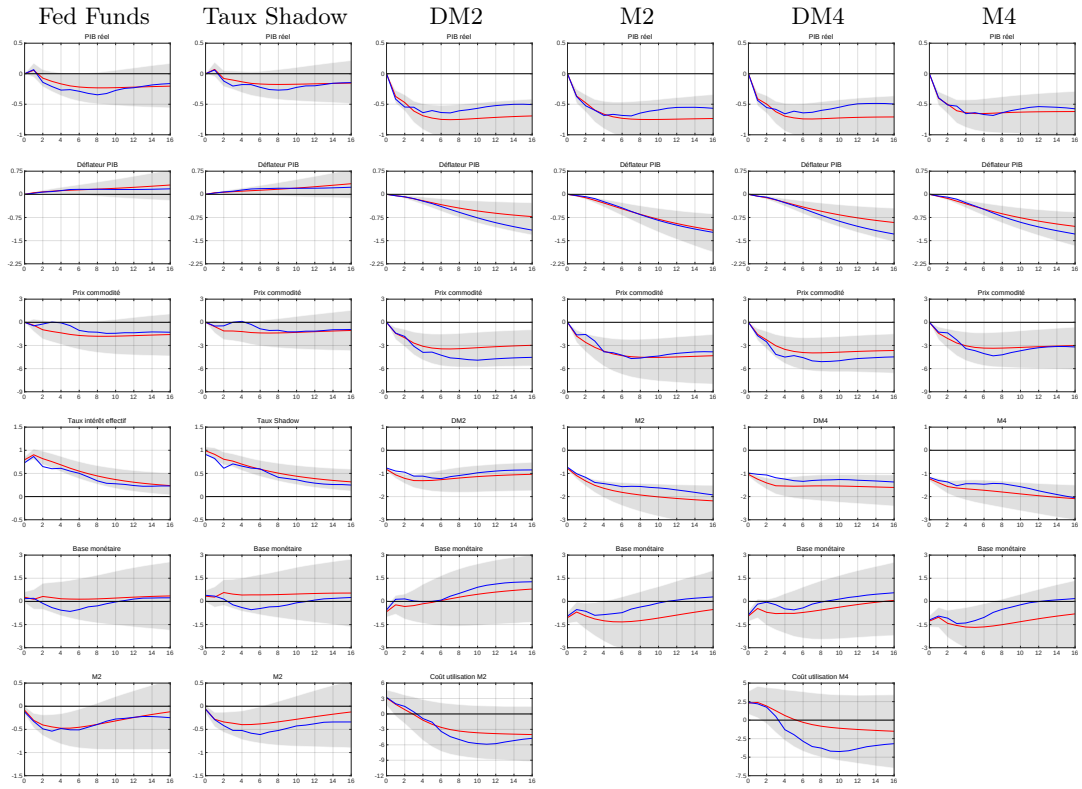
FIGURE 5.11 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec deux retards



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec 2 retards (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec 5 retards, qui est le nombre de retards préférentiel.

Dans la Figure 5.12, aucun changement significatif n'est observé dans la réponse globale des variables d'intérêt suite à la modification du nombre de retards. Les taux d'intérêt continuent de manquer à générer une réponse conforme à l'intuition économique en ce qui concerne les prix. De plus, l'indice Divisia M2 maintient son paradoxe de base monétaire. Ces résultats renforcent les conclusions antérieures quant à l'inefficacité des taux d'intérêt à influencer de manière significative les variables économiques, ainsi que la persistance du paradoxe de base monétaire avec l'indice Divisia. Il est donc essentiel de tenir compte de ces limitations lors de l'analyse des résultats et de reconnaître les défis inhérents à la modélisation des relations monétaires.

FIGURE 5.12 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec deux retards



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec 2 retards (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec 5 retards, qui est le nombre de retards préférentiel.

Pour la plupart des résultats, nous constatons que le nombre de retards n'a pas d'incidence majeure sur nos fonctions de réponse. Ainsi, nos conclusions demeurent robustes indépendamment du nombre de retards choisi. Suggérant que nos résultats ne sont pas sensibles à cette variable spécifique et qu'ils sont donc fiables et stables. En conséquence, nous avons confiance dans la validité de nos analyses et dans les conclusions que nous en tirons.

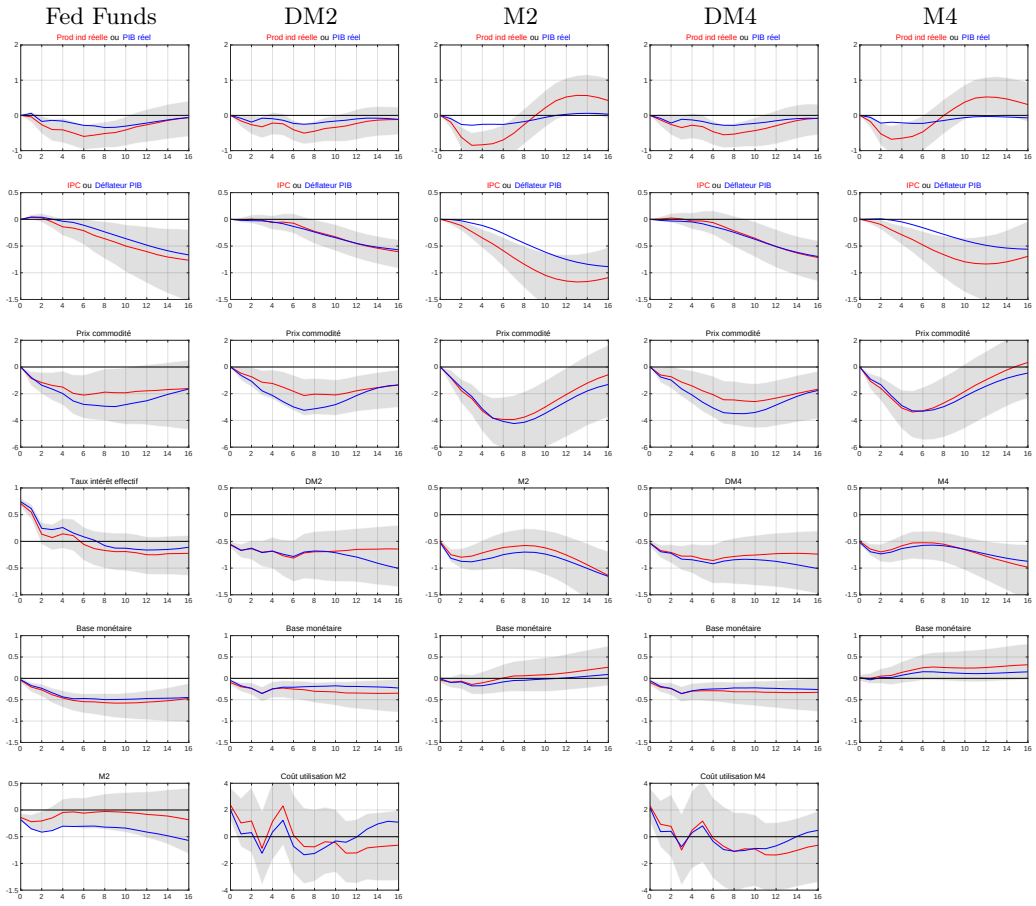
5.4.2 Variables alternatives d'intérêt

Dans cette sous-section, nous substituons le PIB réel par la production industrielle réelle et le déflateur du PIB par l'indice des prix à la consommation (IPC). Ces nouvelles variables ont été extraites de FRED et sont disponibles trimestriellement. Nous les avons incluses conjointement dans le VAR, car les réponses respectives de chaque variable

alternative à un choc de politique monétaire sont similaires. Le remplacement d'une variable tout en maintenant l'autre inchangée n'engendre pas différences significatives dans les fonctions de réponse par rapport aux résultats obtenus dans cette sous-section. Nous avons donc analysé les fonctions de réponse incluant les deux variables alternatives.

À la Figure 5.13, pour l'échantillon 1967T1 - 1995T2, plusieurs changements importants sont observés lorsque différentes variables indicatrices de choc sont utilisées. Tant le taux d'intérêt effectif qu'un indice Divisia montrent des variations relativement faibles induites par les nouvelles variables. En revanche, pour les agrégats monétaires simples (M2 et M4), la situation diffère grandement. Ces agrégats engendrent des paradoxes de production significatifs, ce qui n'était pas le cas dans le modèle de référence. Par ailleurs, la réponse de l'indice des prix à la consommation est plus prononcée que celle du déflateur du PIB, et son intervalle de confiance est également plus large. Enfin, le paradoxe de base monétaire persiste et est même exacerbé. Les ajustements aux variables alternatives induisent donc des changements significatifs pour les agrégats monétaires simples. Néanmoins, les fonctions de réponse issues du taux d'intérêt effectif ou d'un indice Divisia demeurent robustes.

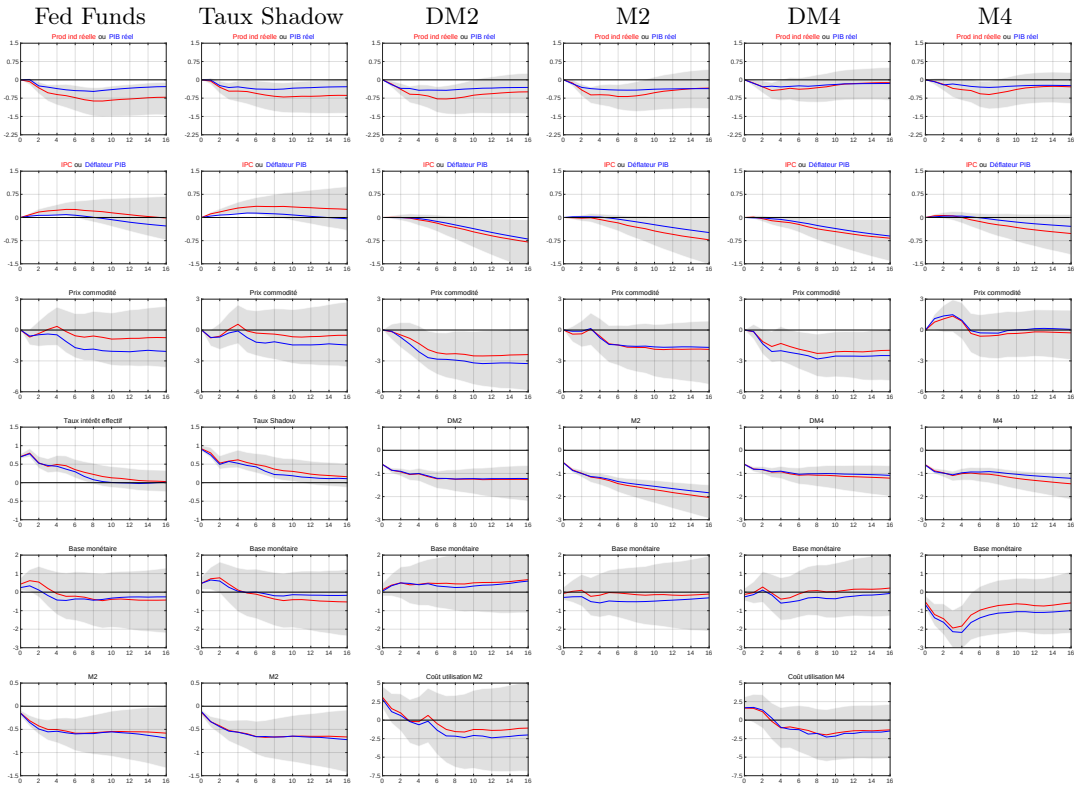
FIGURE 5.13 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec différentes variables



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les nouvelles variables (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables traditionnelles.

Dans la Figure 5.14, pour l'échantillon 1967T1 - 2015T2, aucune variation significative n'est observée comme à la Figure 5.13 suite au changement de variables. En effet, l'utilisation des variables alternatives ne produit pas de réponses substantiellement différentes de celles obtenues avec les variables d'origine. La seule différence notable réside dans la persistance du paradoxe des prix induit par un choc de politique monétaire associé aux taux d'intérêt, qui se manifeste également dans l'indice des prix à la consommation. Par conséquent, nous passerons directement à l'échantillon suivant sans entreprendre de nouvelles analyses.

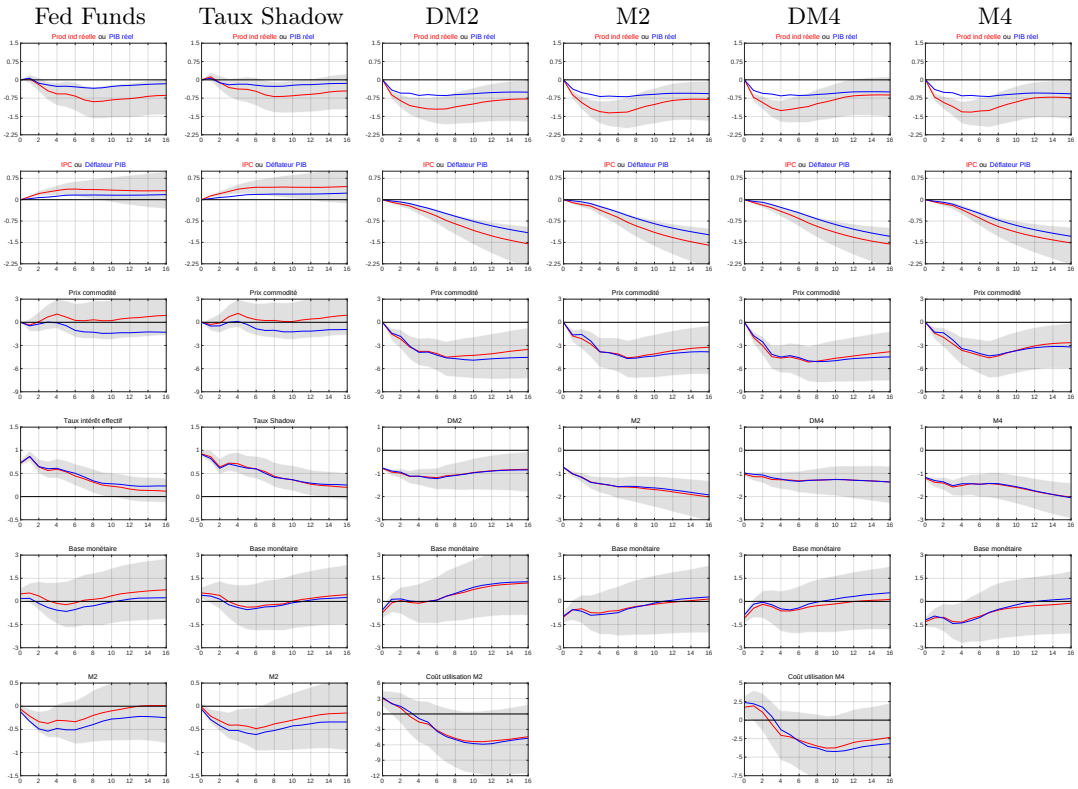
FIGURE 5.14 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2015T2 avec différentes variables



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les nouvelles variables (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables traditionnelles.

Dans la Figure 5.12, pour l'échantillon 1967T1 - 2022T4, le remplacement des variables par des alternatives ne modifie pas de manière significative la réponse globale des variables d'intérêt à la suite d'un choc de politique monétaire. En effet, les réponses aux chocs de taux d'intérêt ou d'indices Divisia génèrent des fonctions de réponse stables sur tous les échantillons, qui sont similaires aux fonctions de réponse du modèle de base. Pour les agrégats monétaires simples, seul l'échantillon initial de 1967T1 à 1995T2 présente des divergences par rapport aux fonctions de réponse de référence.

FIGURE 5.15 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec différentes variables



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les nouvelles variables (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables traditionnelles.

L'utilisation de variables alternatives pour évaluer l'impact d'un choc de politique monétaire sur la représentation globale des variables d'intérêt semble être solide. Les résultats obtenus ne dépendent pas de la définition spécifique des variables, que ce soit le déflateur du PIB ou l'indice des prix à la consommation. Les fonctions de réponse obtenues restent cohérentes et similaires, ce qui renforce la validité et la robustesse de nos conclusions.

5.4.3 Données mensuelles

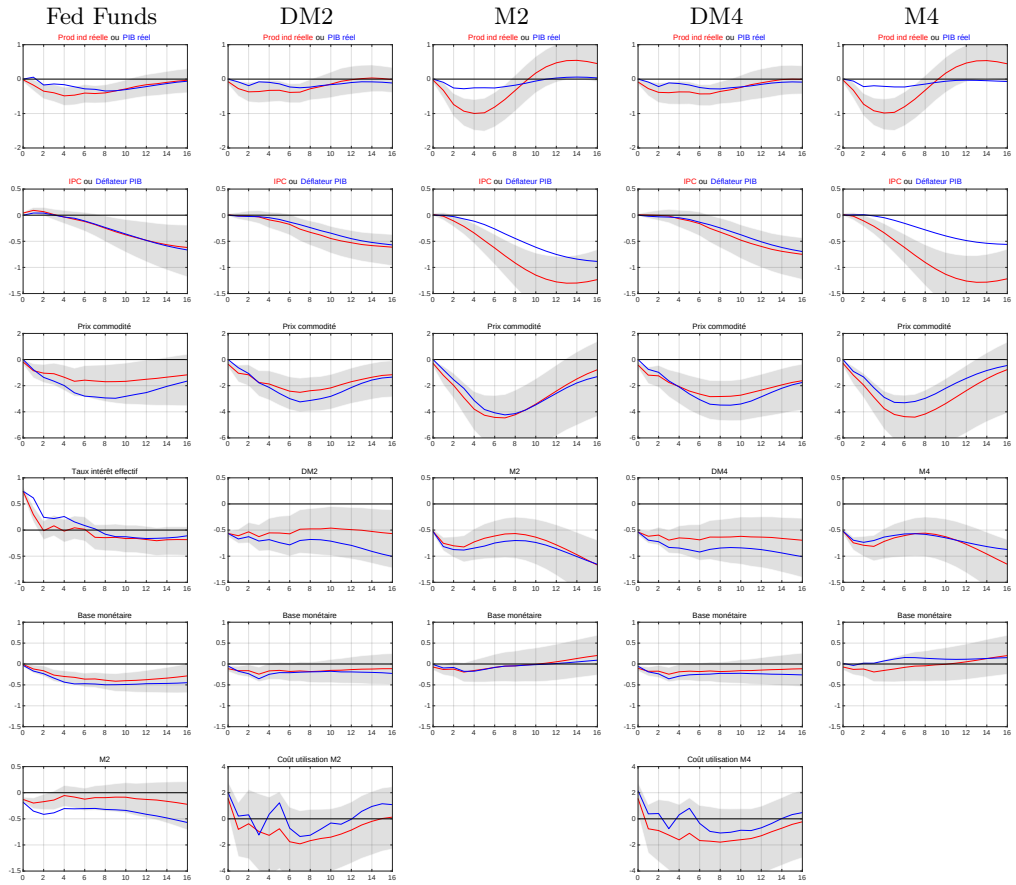
Dans cette sous-section, nous examinons l'impact de l'utilisation de données mensuelles sur nos fonctions de réponse. Étant donné que le PIB réel et le déflateur du PIB ne sont pas disponibles à une fréquence mensuelle, nous recourons aux variables de substitution présentées dans la sous-section précédente, mais en les traitant sur une base mensuelle.

Nous comparons les résultats obtenus à partir de données trimestrielles (notre référence) avec ceux obtenus à partir de données mensuelles.

Les modèles VAR avec données mensuelles sont estimés avec 13 retards, une pratique courante pour les données à fréquence mensuelle. Les fonctions de réponse sont générées sur un horizon de 51 mois. Afin de faciliter la comparaison entre les modèles à différentes fréquences, nous trimestrialisons les fonctions de réponse mensuelles en prenant la moyenne. Nous vérifions ensuite que cette transformation ne supprime pas les événements particuliers en comparant les séries trimestrialisées aux séries mensuelles originales. Nous ne constatons aucune divergence significative entre les deux, ce qui nous permet de comparer les fonctions de réponse trimestrielles issues du modèle VAR mensuel avec nos résultats de référence en toute confiance. Enfin, les fonctions de réponse sont ajustées pour que l'amplitude du choc initial soit la même dans les deux types de VAR.

Dans la Figure 5.16, nous observons que la réponse de la production industrielle est plus prononcée à la suite d'un choc provenant d'un agrégat monétaire simple, tout comme la réponse de l'indice des prix à la consommation. Les agrégats monétaires simples génèrent des réponses plus significatives lorsque les données sont à fréquence mensuelle. En ce qui concerne le taux d'intérêt effectif, nous remarquons que l'effet du choc est moins persistant par rapport aux données trimestrielles. Cependant, les effets sur les variables explicatives restent les mêmes.

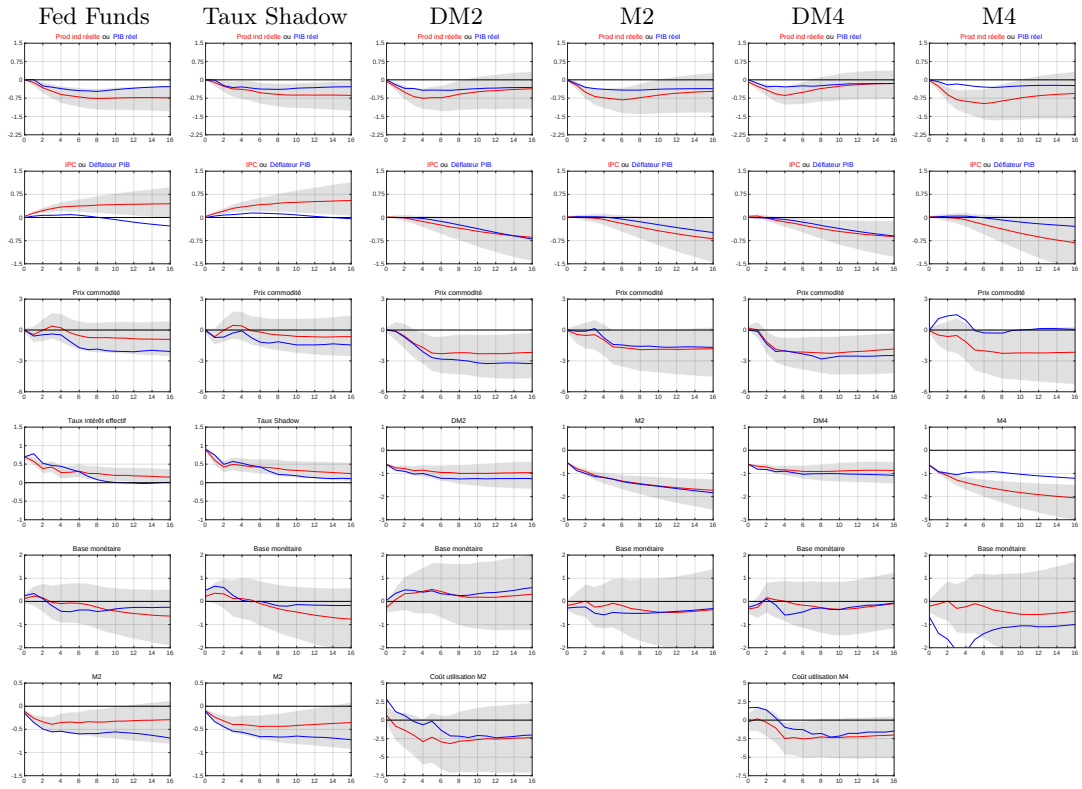
FIGURE 5.16 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec des données mensuelles



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les variables mensuelles (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables trimestrielles.

À la Figure 5.17, les fonctions de réponse obtenues à partir de données mensuelles sont similaires à celles obtenues à partir de données trimestrielles présentées à la Figure 5.14. L'utilisation de données mensuelles n'entraîne pas de changements significatifs dans les réponses observées sur cette période. Les effets des chocs de politique monétaire sur les variables d'intérêt restent globalement les mêmes, que les données soient trimestrielles ou mensuelles. Cette cohérence renforce la robustesse de nos résultats et suggère que notre modèle est stable et fiable, indépendamment de la fréquence des données utilisées.

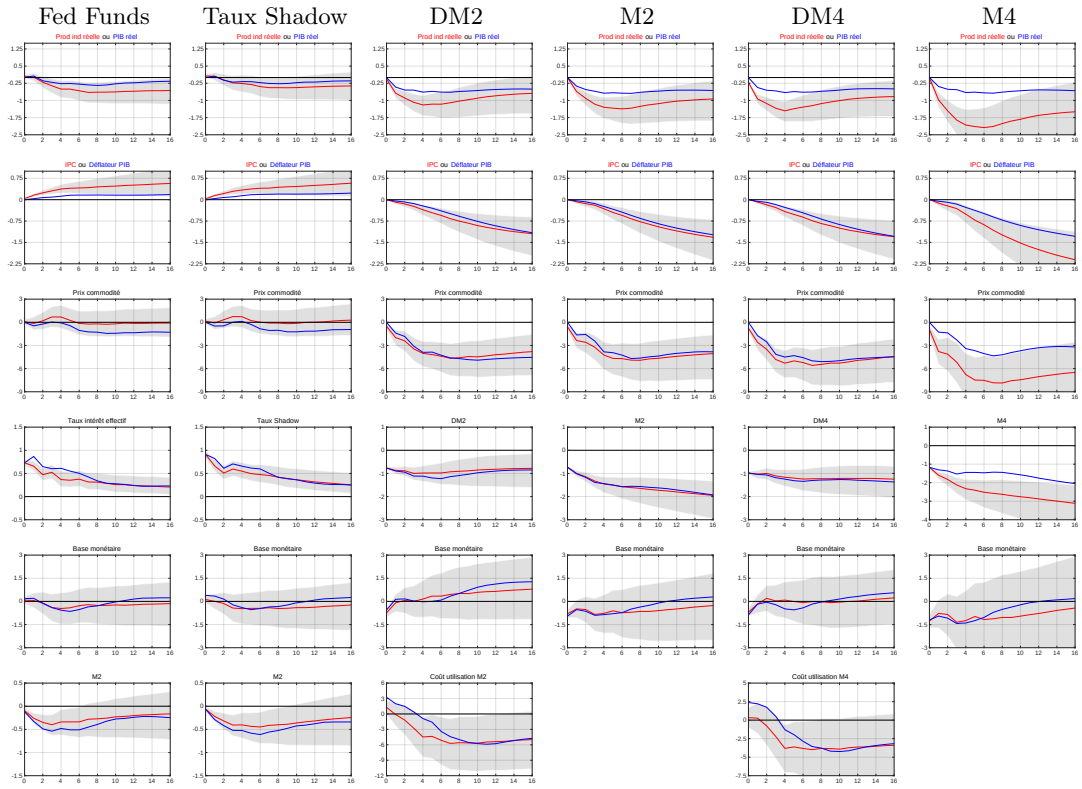
FIGURE 5.17 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2015T2 avec des données mensuelles



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les variables mensuelles (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables trimestrielles.

À la Figure 5.18, l'utilisation de séries mensuelles ne génère que peu de variations dans les réponses globales de nos variables d'intérêt. Les réponses aux chocs de politique monétaire restent similaires à celles obtenues avec les données trimestrielles. Cependant, on observe toujours la présence de paradoxes de base monétaire pour l'indice Divisia M2. De plus, le choc de l'agrégat monétaire simple M4 est plus important et persistant par rapport aux données trimestrielles. Malgré ces variations mineures, l'ensemble des réponses reste cohérent et stable, ce qui renforce la robustesse de nos résultats.

FIGURE 5.18 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec des données mensuelles



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec les variables mensuelles (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec les variables trimestrielles.

Dans cette sous-section, nous avons examiné la sensibilité de nos résultats à un changement de fréquence des données. Nous avons constaté que nos conclusions principales, telles que le paradoxe de prix associé aux taux d'intérêt et la stabilité des indices Divisia, restent robustes face à ce changement. Cette constance renforce la validité de nos résultats et leur généralité, démontrant ainsi la robustesse de notre approche méthodologique.

5.4.4 Changement de l'ordonnancement

Dans cette sous-section, nous examinons si des ordonnancements différents, mais raisonnables, changent les résultats. Il est largement établi, depuis Cooley et Leroy (1985), que différentes séquences dans une décomposition de Cholesky impliquent une structure économique sous-jacente distincte dans un SVAR exactement identifié. Par conséquent,

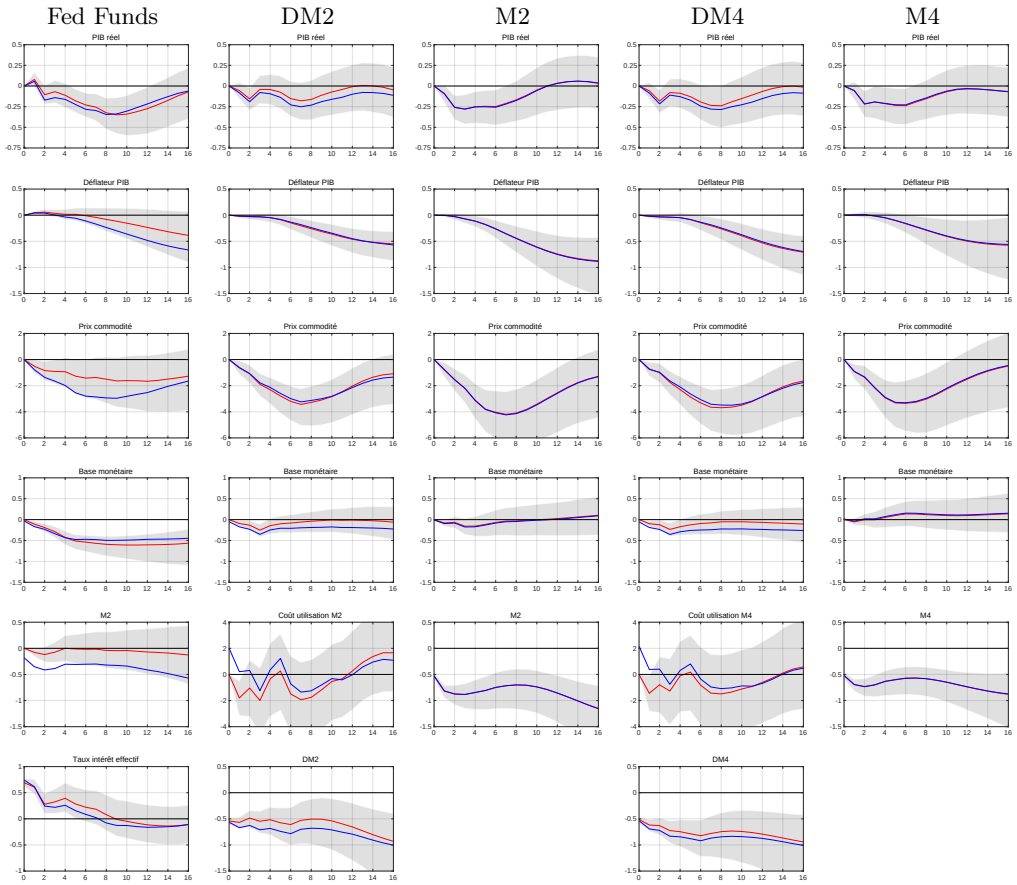
il est essentiel d'examiner brièvement les ordonnancements alternatifs par rapport aux autres afin de justifier leur validité potentielle. En effet, si des variations significatives sont observées avec différents ordonnancements raisonnables, cela pourrait remettre en question la robustesse de nos conclusions.

Ordonnancement alternatif #1

Dans notre premier ordonnancement alternatif, nous supposons que le choc de politique monétaire prend une période avant d'affecter l'ensemble des variables, $\mathbf{Z}_t = [Y_t, P_t, PCOM_t, MB_t, M2_t \text{ ou } UCD_t, S_t]$. Par exemple, nous envisageons qu'une augmentation du taux d'intérêt nécessite une période pour impacter la base monétaire et l'agrégat monétaire simple M2. Cette hypothèse sous-tend que les banques commerciales et les agents économiques ont besoin d'un laps de temps pour ajuster leurs portefeuilles d'actifs.

À la Figure 5.19, nous observons que le changement d'ordonnancement affecte la réponse de l'agrégat monétaire simple M2 suite au choc de politique monétaire. En effet, le choc n'induit plus de réponse dans l'agrégat monétaire. De plus, la réponse du déflateur du PIB est moins marquée. Ce constat est intéressant, car il confirme la relation entre le taux d'intérêt, l'agrégat monétaire simple et le déflateur du PIB, comme évoqué à la Figure 5.4. Toutefois, malgré ces variations observées dans les réponses des agrégats monétaires, ces dernières demeurent peu affecter par ce premier ordonnancement alternatif pour la période 1967T1-1995T2.

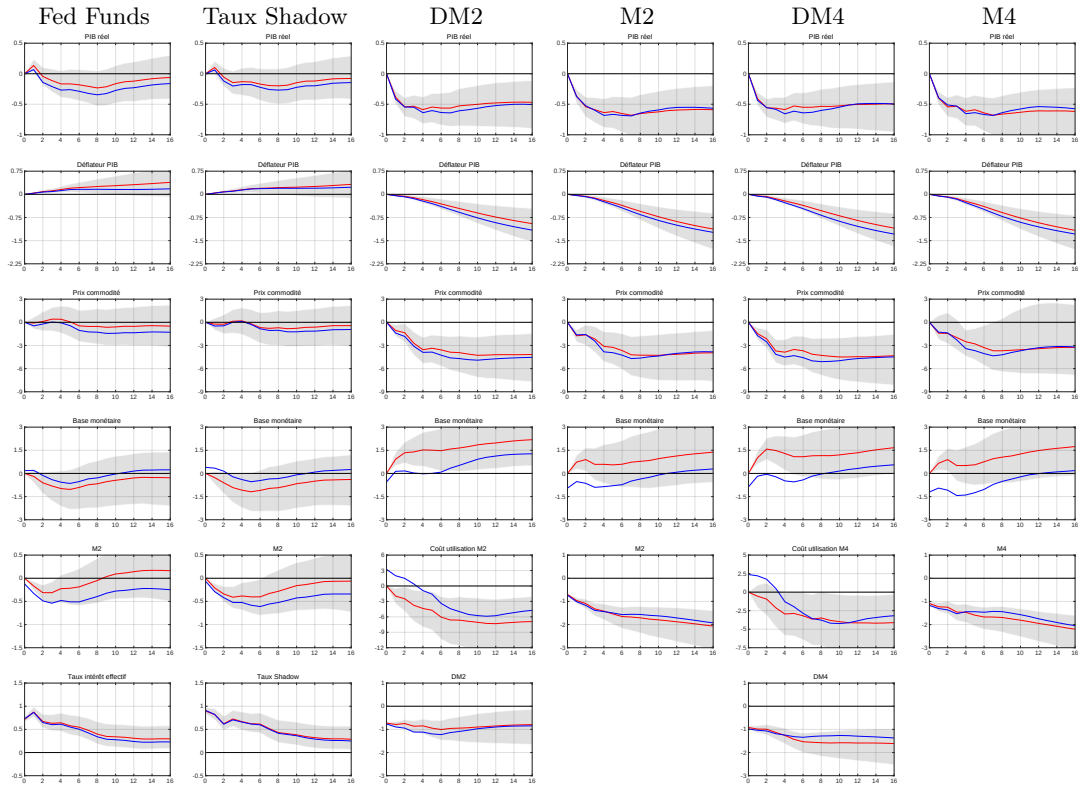
FIGURE 5.19 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec l'ordonnancement alternatif #1



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec l'ordonnancement des sous-graphiques (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec l'ordonnancement original.

Dans la Figure 5.20, pour l'échantillon étendu, l'ordonnancement alternatif #1 influe sur le sentier de réponses de la base monétaire. On observe qu'un choc de politique monétaire restrictif entraîne une augmentation de la base monétaire, ce qui contredit l'intuition économique. Comme mentionné auparavant, cette observation pourrait être attribuée au fonctionnement du compte du Trésor américain ou à la manière dont la base monétaire est calculée, soulignant ainsi l'importance cruciale de l'ordonnancement des variables dans l'analyse des réponses économiques et la méthode pour construire ces variables.

FIGURE 5.20 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec l'ordonnancement alternatif #1



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec l'ordonnancement des sous-graphiques (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec l'ordonnancement original.

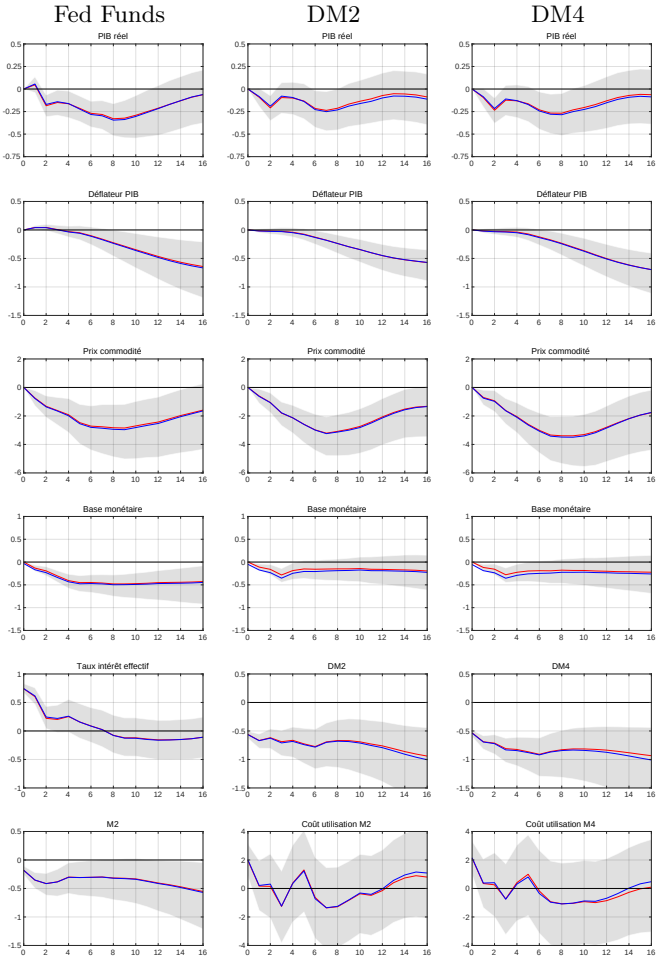
Ordonnancement alternatif #2

Dans les graphiques suivants, nous adoptons un ordonnancement alternatif où le choc de politique monétaire impacte simultanément l'agrégat monétaire de petite taille et les coûts d'utilisation, tandis que la base monétaire nécessite une période supplémentaire avant d'être affectée, soit $\mathbf{Z}_t = [Y_t, P_t, PCOM_t, MB_t, S_t, M2_t \text{ ou } UCD_t]$. Les agrégats monétaires simples sont exclus de cet ordonnancement, leur version alternative étant identique à celle présentée précédemment.

À la Figure 5.21, nous constatons que ce changement d'ordonnancement n'engendre pas de variations significatives dans la réponse globale des variables d'intérêt. Dans la Figure 5.22, nous remarquons que le paradoxe de base monétaire associé aux agrégats monétaires constitue la principale variation attribuable à cet ordonnancement alternatif.

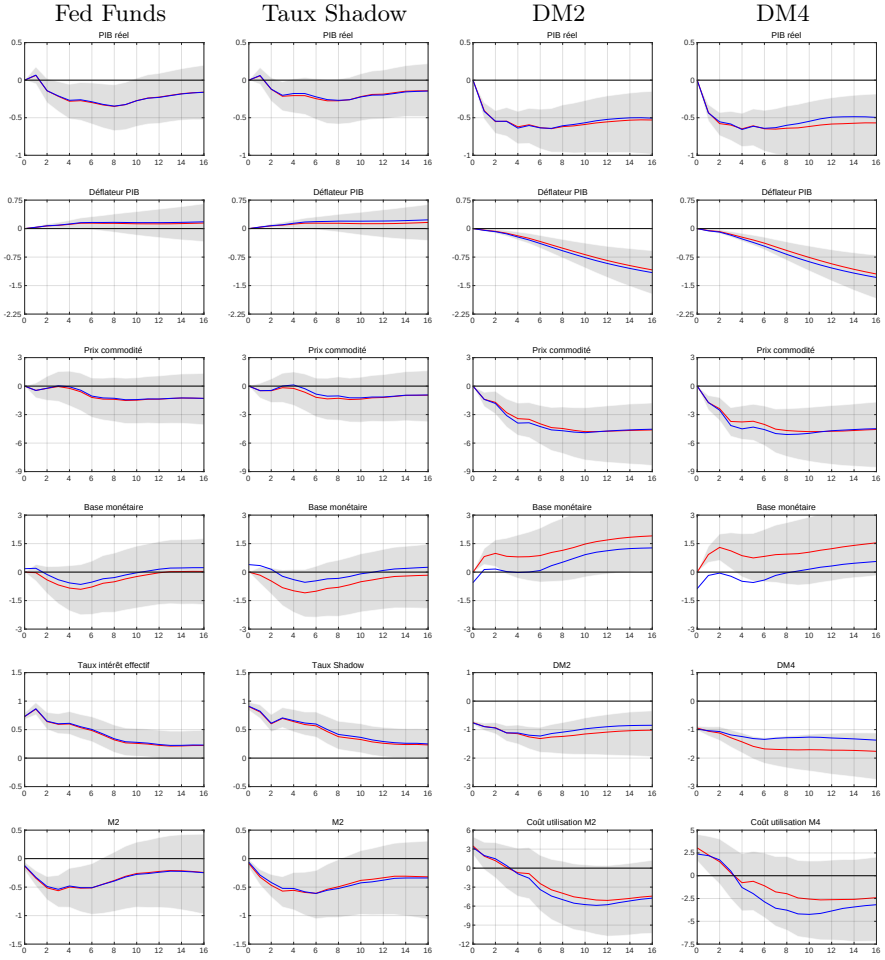
Les réponses des autres variables demeurent similaires à celles du modèle de référence. Ces résultats renforcent l'idée selon laquelle l'ordonnancement des variables peut influencer les relations entre les agrégats monétaires et d'autres variables, mais n'affecte pas de manière significative les réponses globales.

FIGURE 5.21 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec l'ordonnancement alternatif #2



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec l'ordonnancement des sous-graphiques (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec l'ordonnancement original.

FIGURE 5.22 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec l'ordonnancement alternatif #2



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR avec l'ordonnancement des sous-graphiques (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR avec l'ordonnancement original.

Dans cette sous-section, nous avons examiné les implications d'ordonnancement alternatif des variables. Les réponses de la plupart des variables clés, telles que le PIB réel et les prix, demeurent robustes et peu sensibles aux changements d'ordonnancement. Toutefois, les réponses de la base monétaire sont plus sensibles aux paradoxes, l'augmentation de la base monétaire à la suite d'un choc de politique monétaire restrictif, est encore plus prononcée.

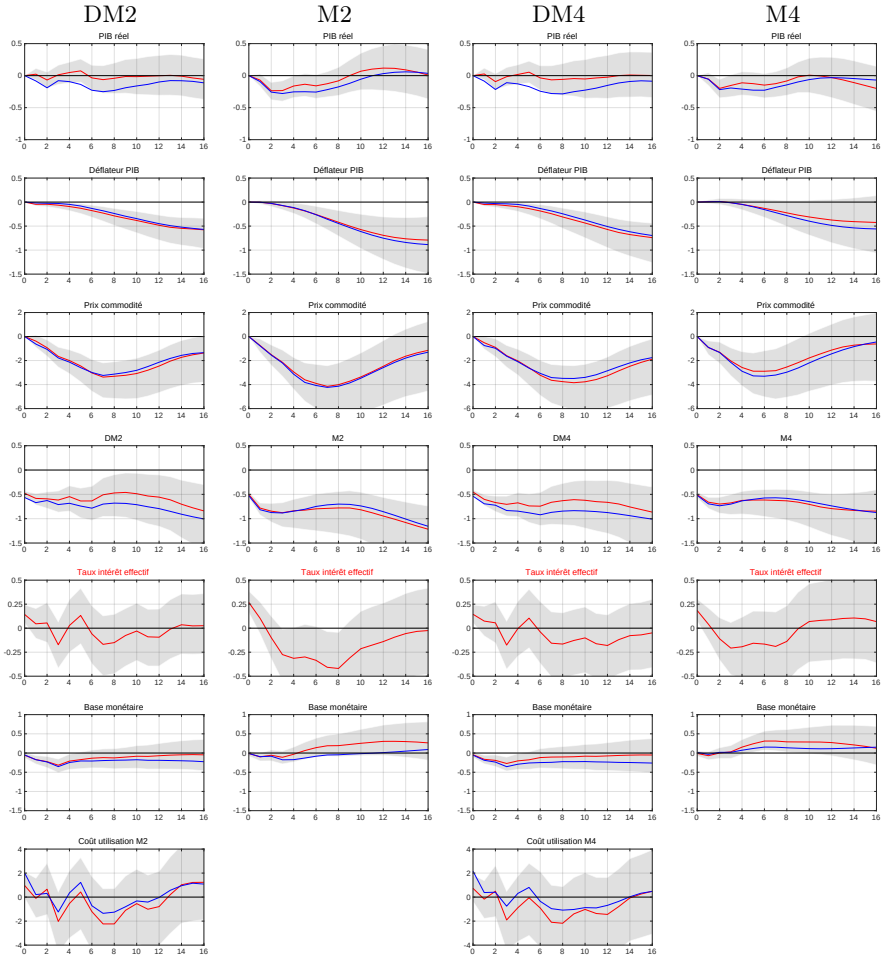
5.4.5 Ajout d'un taux d'intérêt dans le VAR

Dans cette section, nous enrichissons nos modèles VAR en y intégrant un taux d'intérêt pour étudier son influence, notamment lorsqu'il est combiné avec un agrégat monétaire. L'ajout du taux d'intérêt des fonds fédéraux, outil privilégié des banques centrales, permet de mieux saisir les mécanismes de transmission de la politique monétaire, offrant ainsi une vision plus complète de la dynamique économique. En incluant le taux d'intérêt, nous pouvons examiner les interactions et le chemin de transmission sur les variables clés d'intérêt, telles que le PIB réel et le déflateur du PIB, ainsi que l'interaction entre les taux d'intérêt et les agrégats monétaires. Nous plaçons le taux d'intérêt immédiatement après la variable de choc, car il est logique de penser qu'il puisse influencer les réserves ou la base monétaire.

À la Figure 5.23, pour les données de 1967T1 à 1995T2, nous observons les répercussions de l'ajout du taux d'intérêt dans le VAR, en mettant l'accent sur les chocs de politique monétaire issus d'un agrégat monétaire. Nous constatons tout d'abord que l'inclusion du taux d'intérêt réduit l'amplitude de la réponse du PIB réel pour toutes les variables indicatrices du choc. Ceci est cohérent avec les résultats de la Figure 5.4, où le choc provenant du taux d'intérêt, incluant DM2 dans le VAR, montre une réponse plus marquée du PIB réel par rapport au modèle de référence. Sur cette période, le taux d'intérêt semble donc avoir une influence significative sur la production réelle de l'économie. Cependant, l'effet initial étant relativement faible, la variation induite par l'ajout du taux d'intérêt est également modérée. En ce qui concerne la réaction des prix et de la variable indicatrice du choc, les résultats sont similaires à ceux obtenus avec le modèle qui inclut le coût d'utilisation. La réponse du taux d'intérêt effectif à la suite d'un choc de politique monétaire provenant d'une réduction de la masse monétaire est plus complexe. En effet, le choc restrictif, quelle que soit la nature de l'agrégat, entraîne une hausse du taux d'intérêt suivie d'une baisse. Cette réaction est cohérente avec celle d'un choc issu d'un taux d'intérêt, à l'exception de la rapide baisse du taux d'intérêt, qui atteint zéro à l'horizon deux. En comparaison, lorsque le taux d'intérêt est la variable indicatrice, cette baisse atteint zéro à l'horizon huit. Les agrégats monétaires semblent donc avoir des difficultés à générer une réponse du taux d'intérêt conforme à l'intuition

économique. Néanmoins, les réponses des variables d'intérêt telles que la production et les prix demeurent cohérentes.

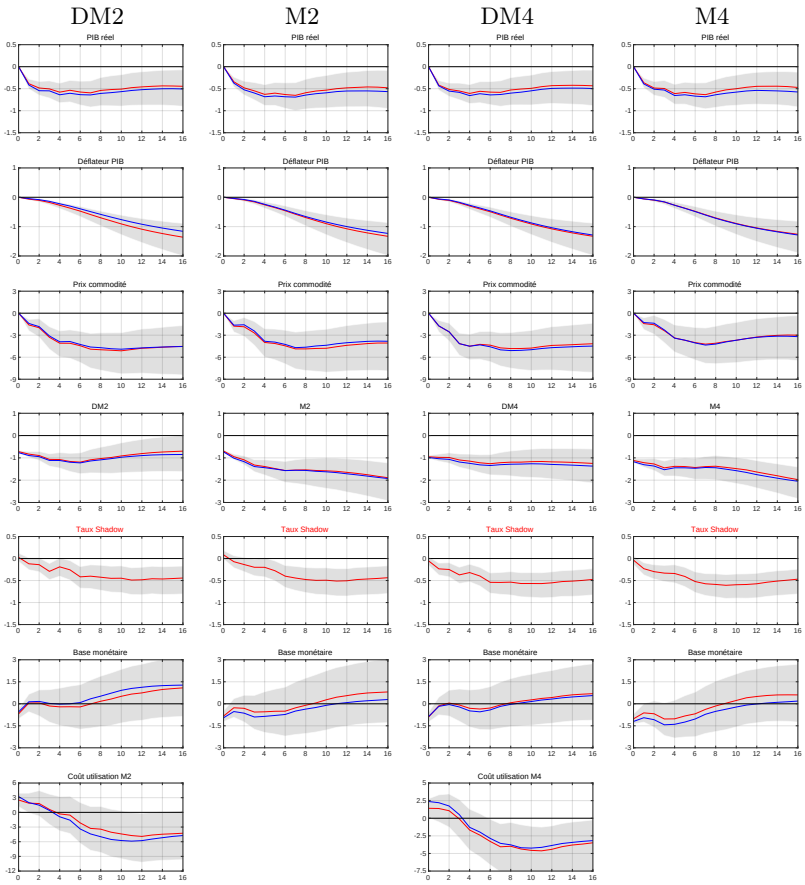
FIGURE 5.23 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2 avec un taux d'intérêt



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR contenant le taux d'intérêt (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR de référence.

Dans la Figure 5.24, pour la période qui se termine en 2022T4, on remarque que la réponse du PIB est désormais alignée avec celle du modèle de référence, suggérant que l'influence des taux d'intérêt sur la production réelle pourrait avoir été affaiblie pour laisser place à la relation entre les agrégats monétaires et la production réelle. En revanche, un choc restrictif de politique monétaire provenant d'un agrégat monétaire entraîne une baisse du taux d'intérêt, ce qui est conforme à nos résultats précédents suggérant un désalignement des taux d'intérêt avec l'intuition économique, notamment en ce qui concerne les prix.

FIGURE 5.24 – Fonctions de réponse cumulative selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 2022T4 avec un taux d'intérêt



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR contenant le taux d'intérêt (en rouge). La courbe bleue correspond au VAR de référence.

Dans les deux graphiques présentés, trois observations majeures se distinguent. Tout d'abord, le taux d'intérêt semble jouer un rôle significatif dans la dynamique du PIB réel à la suite d'un choc de politique monétaire. Cependant, depuis l'avènement de l'assouplissement quantitatif, cette influence semble avoir diminué en intensité.

Le deuxième est que la réaction des prix et des autres variables, à l'exception du PIB réel, reste relativement stable suite à l'ajout du taux d'intérêt. Ceci suggère que, dans un modèle englobant la monnaie et le taux d'intérêt, c'est la quantité de monnaie qui joue un rôle prédominant dans l'explication de la volatilité des prix. En effet, lorsqu'un choc de taux d'intérêt est généré au lieu d'un choc monétaire, les prix ne manifestent pas de réponse significative, comme observé dans la section 5.2.

Enfin, le dernier concerne le paradoxe du taux d'intérêt. Traditionnellement, un resserrement de la politique monétaire devrait entraîner une hausse du taux d'intérêt, ce qui ne se reflète pas pleinement dans nos résultats. Toutefois, la réaction des autres variables, à l'exception de la base monétaire, demeure conforme à l'intuition économique. À la lumière des fonctions de réponse du taux d'intérêt présenté à la Figure 5.3 et à la Figure 5.4, ainsi que des tests de robustesse réalisés, il est possible que le taux d'intérêt ne capte pas intégralement l'effet agrégé réel de la politique monétaire. Par conséquent, l'importance des paradoxes du taux d'intérêt observé dans cette sous-section doit être relativisée.

Il convient également de noter que le canal de transmission des taux d'intérêt, en réponse à un choc monétaire mesuré par la quantité de monnaie, pourrait ne pas être adéquatement représenté par le taux des fonds fédéraux. Il pourrait être nécessaire d'inclure explicitement des taux d'intérêt à plus long terme ou des informations provenant de la courbe de rendement pour une meilleure compréhension. Cette problématique pourrait être étudiée dans des travaux futurs.

CONCLUSION

Dans ce mémoire, notre objectif principal était de montrer la pertinence et l'importance de prendre en compte la quantité de monnaie dans les modèles économiques, ce qui s'avère particulièrement clair en considérant les données de la période post-Covid. Cette période revêt une importance particulière, car elle fait suite à une politique monétaire largement expansionniste. Étant donné le nombre limité d'occasions où les banques centrales ont adopté des politiques monétaires aussi marquantes depuis les années 1970, l'ajout de la plus récente période est particulièrement crucial pour une analyse plus approfondie. De plus, en adoptant l'indice Divisia, reconnu à la fois sur le plan théorique et empirique comme supérieur aux agrégats monétaires traditionnels, nous avons mis en lumière les avantages significatifs apportés par cette mesure plus précise et complète de la quantité de monnaie.

L'introduction de l'indice Divisia a permis de générer des chocs de politique monétaire stables et cohérents avec l'intuition économique tout au long des périodes étudiées. Ce résultat souligne la nécessité d'utiliser une mesure plus précise de la monnaie pour une compréhension approfondie des mécanismes monétaires et de leurs impacts sur l'économie. Par ailleurs, nos analyses ont révélé les distinctions entre l'indice Divisia et les variables traditionnelles telles que le taux d'intérêt effectif et le taux d'intérêt shadow. Alors que ces dernières ont présenté des paradoxes de prix depuis la fin des années 2000, l'utilisation de l'indice Divisia a permis une meilleure compréhension des liens entre la monnaie, les prix et l'activité économique, en évitant les biais et les distorsions associés aux variables indicatrices traditionnelles.

Nos résultats remettent également en question le rôle des taux d'intérêt en tant qu'instrument de politique monétaire et comme indicateur de l'état de cette politique, ainsi que comme guide de l'évolution attendue de l'inflation. Cette remise en question soulève des interrogations sur la place centrale et presque exclusive qu'ils ont généralement occupée dans la littérature scientifique et la presse financière au cours des dernières décennies. En utilisant une mesure appropriée de la quantité de monnaie, nous avons constaté que l'impact des taux d'intérêt sur les prix pouvait avoir été surestimé dans la conduite

de la politique monétaire ou, à tout le moins, comme indicateur de son orientation. En revanche, l'effet d'un choc de politique monétaire au travers du taux d'intérêt sur la production réelle était possiblement sous-estimé, comme le montre la section 5.2. Ces conclusions soulignent l'importance de considérer attentivement la quantité de monnaie dans l'évaluation des politiques monétaires et de reconsidérer le rôle des taux d'intérêt dans la gestion de l'inflation.

En outre, pour évaluer la robustesse de nos résultats, d'autres méthodes d'identification pourraient être envisagées, comme celles qui imposent une réaction différente de la banque centrale à l'état de l'économie et des canaux de transmission spécifiques pour les chocs, encore peu étudiées dans le contexte de l'indice Divisia. Ces résultats contribuent ainsi à une meilleure compréhension des mécanismes monétaires et à des implications plus éclairées pour la conduite de la politique économique.

Diverses pistes d'exploration sont envisageables : l'analyse des trajectoires de réponses à l'aide de modèles à paramètres variables pour saisir les changements structurels de l'économie ; l'adoption d'une base monétaire à la Divisia, susceptible d'atténuer les paradoxes monétaires de base ; l'intégration du compte général du Trésor américain pour une prise en compte exhaustive des informations relatives au bilan des passifs de la banque centrale ; l'exploration d'autres méthodes d'identification des chocs structurels ; ainsi que l'évaluation du comportement d'un modèle intégrant les indices Divisia et les taux sur les obligations à long terme. Certains de ces axes d'extension, dont les paramètres variables dans le temps, sont discutés dans l'étude de Barrette et Paquet (2024). En effet, Barrette et Paquet (2024) montrent que l'utilisation des mesures de Divisia pour représenter la quantité de monnaie et identifier les chocs monétaires produit des réponses cohérentes avec la théorie économique, tandis que les mesures traditionnelles et le taux des fonds fédéraux ne le font pas.

ANNEXE A

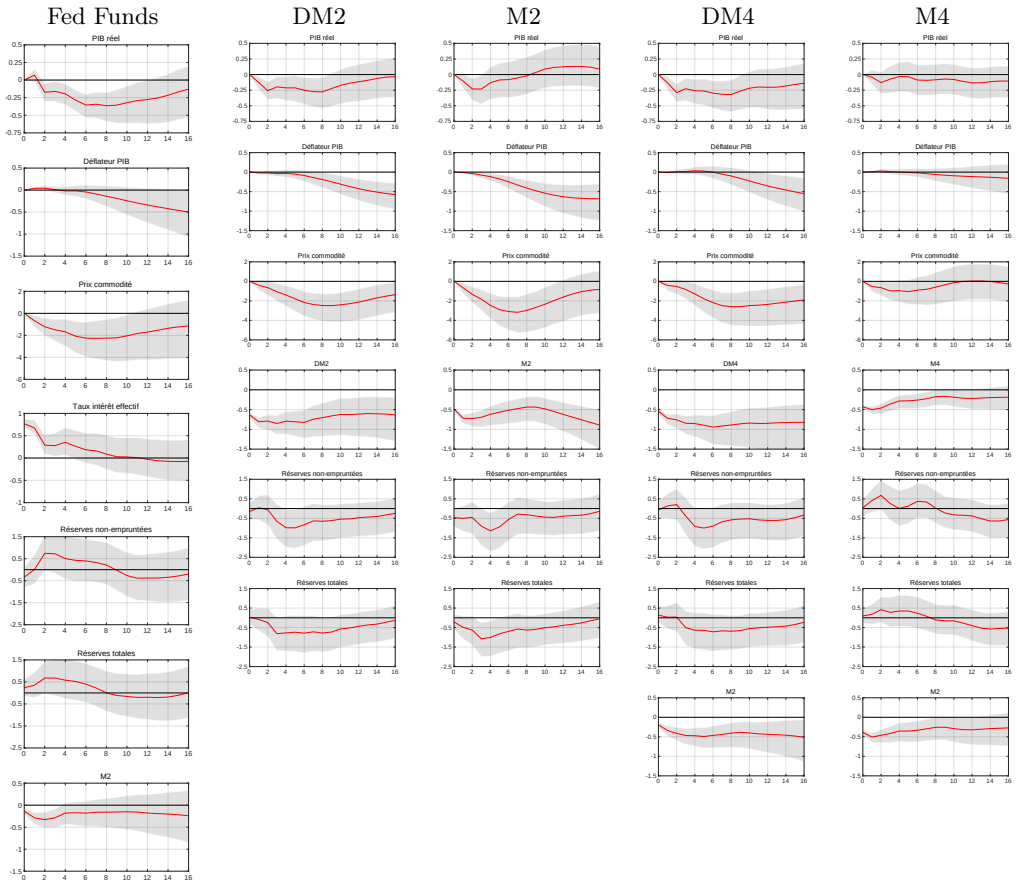
Comparaison du type d'ordonnancement

Dans cette analyse, nous examinons les effets induits par les variables sélectionnées. Tout au long de ce mémoire, nous avons fait référence au travail de Christiano, Eichenbaum et Evans (1999). Cependant, pour la grande majorité des fonctions de réponse, nous avons adopté l'ordonnancement suggéré par Keating *et al.* (2019). Cette décision découle des valeurs négatives des réserves non-empruntées, rendant impossible l'utilisation du logarithme. Nous présentons donc les fonctions de réponse générées par les variables dans cette section.

À la Figure A.1, nous observons une similitude remarquable entre les fonctions de réponse et celles de la Figure 5.1. En effet, la réponse globale des variables à la suite du choc de politique monétaire demeure similaire. Cependant, il est notable que la réponse du déflateur du PIB est plus significative. Les résultats présentés dans les sections précédentes auraient probablement été les mêmes avec cet ordonnancement.

L'utilisation de l'ordonnancement proposé par Keating *et al.* (2019) pour la majorité des fonctions de réponse confirme les résultats obtenus et renforce les conclusions de notre étude. Les légères différences observées sont principalement attribuables aux spécificités des ordonnancements utilisés, mais elles ne remettent pas en question les conclusions générales de notre mémoire.

FIGURE A.1 – Fonctions de réponse avec l'ordonnancement de Christiano, Eichenbaum and Evans (1999) selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1967T1 à 1995T2



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la troisième ligne).

ANNEXE B

Analyse en sous-périodes

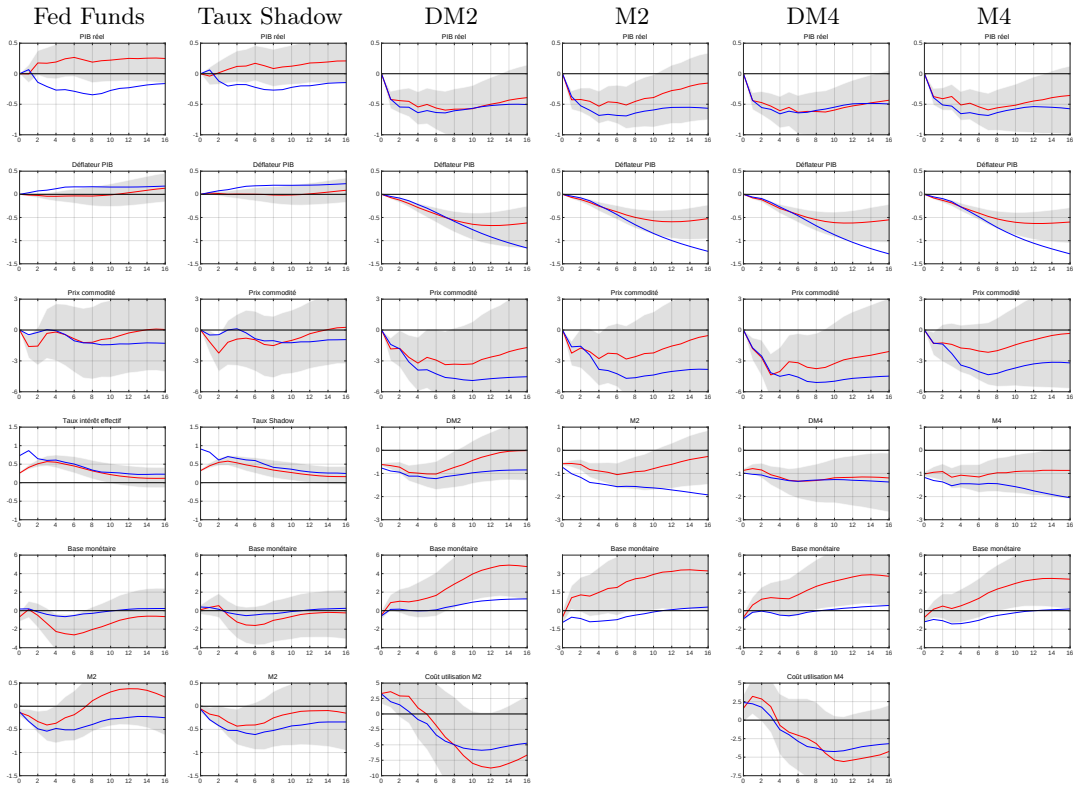
Dans cette section, nous explorons la stabilité des fonctions de réponse sur différents sous-échantillons. Nous présentons ces résultats en annexe, car ces échantillons correspondent à des périodes où l'on retire une forte période de choc de politique monétaire, la période Volker, ce qui peut entraîner des variations importantes dans les fonctions de réponse.

Pour le premier échantillon présenté à la Figure B.1, les fonctions de réponse des agrégats monétaires sont similaires à celles de l'échantillon complet (1967-2022), comme observé dans les sections précédentes. Cependant, les résultats diffèrent pour un choc de politique monétaire provenant d'un taux d'intérêt, où une hausse des taux stimulerait l'économie réelle, avec peu d'impact sur les prix à court et long terme. Des résultats similaires sont également retrouvés à la Figure B.2, débutant en 1995.

Malgré les variations observées dans toutes les variables indicatrices, notamment les paradoxes de prix, de production, de base monétaire et d'agrégat monétaire étroit (M2), les agrégats monétaires, en particulier les indices Divisia, se révèlent les plus robustes dans leurs réponses du PIB réel et du déflateur du PIB. En excluant la période de 1980, les chocs de politique monétaire provenant d'une variation des taux d'intérêt perdent toute cohérence avec l'intuition économique, générant des paradoxes de production et de prix non observés avec les autres variables indicatrices.

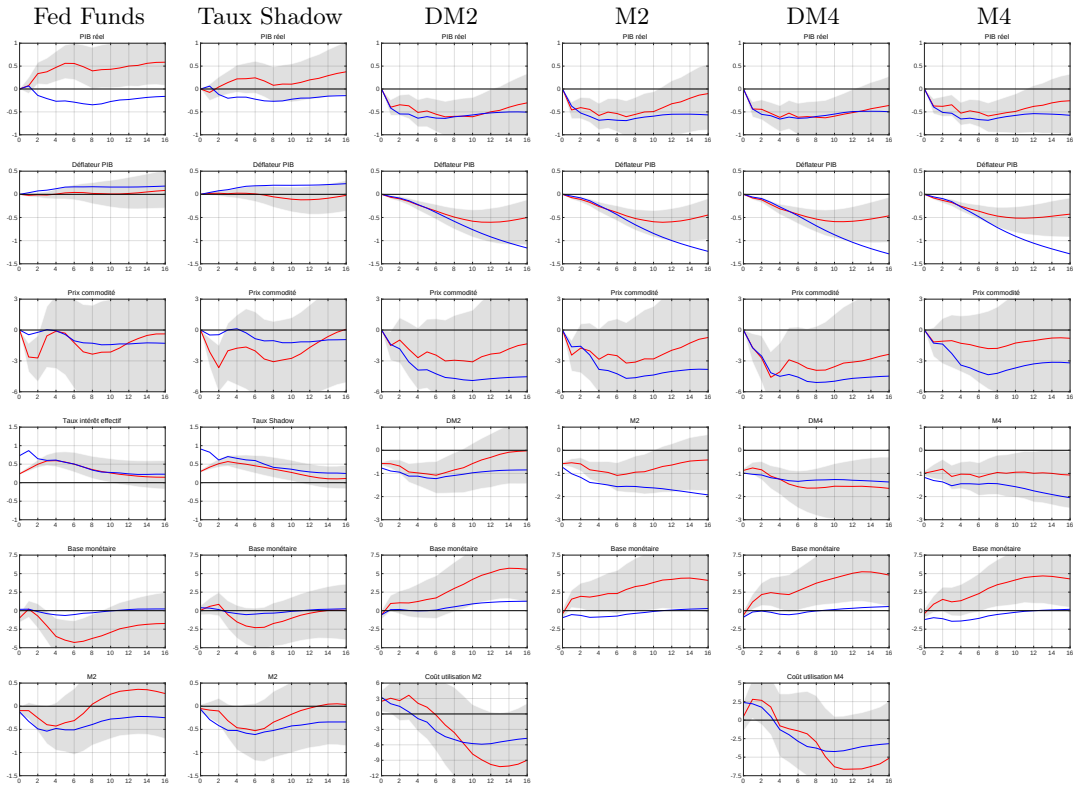
Cependant, ces résultats spécifiques à ces sous-échantillons doivent être interprétés avec précaution en raison de leur durée plus courte et de leurs spécificités, ce qui peut induire des variations importantes et des intervalles de confiance plus larges. Néanmoins, ces résultats ne remettent pas en question les principaux arguments avancés dans les autres sections du mémoire.

FIGURE B.1 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1987T1 à 2022T4



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR 1987T1 à 2022T4 (en rouge). La courbe bleu correspond au VAR 1967T1 à 2022T4.

FIGURE B.2 – Fonctions de réponse selon différentes variables indicatrices sur l'échantillon 1995T1 à 2022T4



Note : Le nom en tête de chaque colonne est celui de la variable indicatrice utilisée pour construire le choc structurel de politique monétaire. (Voir la quatrième ligne). Les intervalles de confiance sont ceux du VAR 1995T1 à 2022T4 (en rouge). La courbe bleu correspond au VAR 1967T1 à 2022T4.

ANNEXE C

Spécification du modèle empirique

Dans cette section, nous abordons deux aspects essentiels de la modélisation VAR : le choix du nombre de retards et l'évaluation de la stationnarité. Ces éléments sont cruciaux pour saisir les dynamiques temporelles des variables et garantir la robustesse du modèle.

Nombre de retards

Pour commencer, le nombre de retards sélectionné dans un modèle VAR est important. Un nombre de retards insuffisant peut limiter la capacité du modèle à capturer toutes les informations pertinentes pour générer des fonctions de réponse significatives. Bien que le critère de sélection BIC recommande généralement 1 à 2 retards (au Tableau C.1, au Tableau C.3 et au Tableau C.6), nous préférons opter pour 5 retards, alignés sur les recommandations du critère AIC et sur les normes de la littérature spécialisée en VAR trimestriel. De plus, choisir un nombre plus élevé de retards, comme 5 dans notre cas, permet de réduire les risques de non-convergence et de biais de l'estimateur, qui pourraient survenir en cas de dynamique manquante. Par conséquent, cette décision va dans le même sens que notre décision d'utiliser 5 retards.

Stationnarité

Parallèlement, l'évaluation de la stationnarité du modèle est également importante. Nous effectuons cette évaluation en examinant les valeurs propres de la matrice compagnon de nos modèles estimés. Conformément aux travaux de Sims, Stock et Watson (1990), nous privilégions l'utilisation des variables en niveau lorsque des relations de cointégration sont présentes. Cependant, nous constatons que certaines variables, telles que les agrégats monétaires et la base monétaire, ont présenté une relation de cointégration jusqu'à la crise financière de 2008 [1], mais cette relation a depuis perdu de sa validité en raison de la forte chute du multiplicateur monétaire. Par conséquent, l'utilisation des variables en niveau au-delà de cette période pourrait introduire de l'instabilité dans le modèle. Ceci peut être observé au Tableau C.2 et au Tableau C.4 que les valeurs propres de la matrice compagnon des modèles estimés sont très près de la racine unitaire et ce particulièrement dans le second tableau. En revanche, dans le Tableau C.7, on remarque que les valeurs sont bien plus éloignées de la racine unitaire. Nous rejetons ainsi l'hypothèse nulle de stationnarité du modèle pour plusieurs retards et variables indicatrices, privilégiant l'utilisation des différences pour garantir la stabilité.

En outre, nous avons utilisé des tests ADF (Augmented Dickey-Fuller) pour identifier les variables nécessitant une différenciation afin d'atteindre la stationnarité. Nous utilisons le test suivant une structure autorégressive avec dérive pour la plupart des variables, à l'exception des taux d'intérêt et des coûts d'utilisation. Nous avons également utilisé le

1. Depuis la crise financière de 2008, une nouvelle relation de cointégration pourrait être présente. Cependant, face à l'incertitude de cette possible nouvelle relation, l'utilisation de variable stationnaire est privilégié dans notre cas

test de Phillips-Perron pour confirmer la présence de racines unitaires, tout en tenant compte des changements structurels. On retrouve les valeur-p des tests ADF pour différentes variables, échantillons et nombre de retards au Tableau C.5 et au Tableau C.8. De plus, les fonctions de réponse basées sur les variables en différences génèrent des intervalles de confiance inférieurs, renforçants l'efficacité de cette approche par rapport au modèle en niveau et elles sont situées dans l'intervalle de confiance des modèles en niveaux.

En résumé, en utilisant 5 retards dans notre modèle VAR et en différenciant les variables à partir de 2008, afin de capturer les dynamiques temporelles tout en garantissant la stationnarité du modèle. Ce processus, basé sur les recommandations des critères d'information et des tests de stationnarité, nous permet d'obtenir un modèle adéquat pour notre analyse économétrique.

Tableau C.1 – Critère de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 1995T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices et retard

	FF		M2		DM2		DM4		M4	
Retard \ Test	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	1683,100	1797,650	1419,928	1501,749	2248,753	2363,303	2231,169	2345,720	1356,561	1438,382
2	1579,873	1791,916	1313,314	1462,832	2166,402	2378,445	2146,206	2358,249	1212,246	1361,763
3	1598,206	1907,093	1324,931	1541,694	2171,365	2480,251	2153,764	2462,650	1206,690	1423,452
4	1595,627	2000,699	1327,535	1611,086	2164,575	2569,647	2149,971	2555,043	1191,116	1474,667
5	1565,205	2065,796	1313,251	1663,126	2108,420	2609,011	2104,396	2604,987	1170,503	1520,378
6	1507,228	2102,661	1271,996	1687,727	2039,728	2635,161	2050,742	2646,176	1145,760	1561,491

Tableau C.2 – Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR ayant différentes variables indicatrices pour l'échantillon 1967T1 à 1995T2

Retard \ Variable	FF	M2	DM2	DM4	M4
1	1,007	1,007	0,996	0,999	1,004
2	1,001	1,000	0,999	0,999	0,993
3	0,993	0,998	0,993	0,995	0,995
4	0,991	0,996	0,998	0,998	0,997
5	0,992	0,987	0,997	0,997	0,989
6	0,990	0,998	0,999	1,000	0,987

Tableau C.3 – Critères de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices et retard

	FF		M2		dM2		DM4		M4	
Retard \ Test	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	3671,331	3808,364	3240,699	3338,579	4714,849	4851,882	4731,229	4868,262	3138,487	3236,368
2	3302,297	3556,381	2864,301	3043,463	4401,701	4655,786	4407,982	4662,067	2753,327	2932,490
3	3271,656	3642,415	2847,929	3108,111	4381,773	4752,532	4400,228	4770,988	2738,026	2998,208
4	3250,856	3737,910	2832,734	3173,671	4366,092	4853,145	4376,181	4863,235	2734,956	3075,894
5	3263,081	3866,046	2835,576	3257,003	4365,066	4968,031	4365,164	4968,129	2708,985	3130,412
6	3226,033	3944,523	2830,565	3332,213	4340,390	5058,880	4343,625	5062,116	2697,925	3199,573

Tableau C.4 – Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR ayant différentes variables indicatrice pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2

Retard \ Variable	FF	M2	DM2	DM4	M4
1	1,010	1,014	1,010	0,999	0,996
2	0,998	0,998	0,998	0,994	0,997
3	0,997	0,999	0,999	0,996	0,998
4	0,999	1,000	1,002	0,998	0,997
5	0,997	0,998	1,002	1,000	1,000
6	0,996	0,999	1,000	1,000	1,000

Tableau C.5 – Test de racine unitaire ADF pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2

Retard \ Variable	PIB	DEFL	PCOM	FF	SR	M2	DM2	M4	DM4	MB	UCDM2	UCDM4
1	0,440	0,010	0,415	0,151	0,173	0,573	0,994	0,300	0,665	0,938	0,169	0,164
2	0,491	0,065	0,457	0,213	0,218	0,633	0,992	0,379	0,713	0,969	0,199	0,196
3	0,509	0,147	0,422	0,153	0,143	0,646	0,986	0,344	0,729	0,981	0,188	0,207
4	0,567	0,167	0,408	0,143	0,133	0,622	0,989	0,354	0,724	0,966	0,188	0,202
5	0,608	0,079	0,404	0,080	0,081	0,611	0,987	0,292	0,713	0,985	0,166	0,195
6	0,575	0,038	0,375	0,134	0,100	0,608	0,991	0,364	0,730	0,988	0,191	0,200

Tableau C.6 – Critère de sélection pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2, pour des VAR ayant différentes variables indicatrices différenciées et retards

	FF		M2		DM2		DM4		M4	
Retard \ Test	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	3351,411	3488,226	2883,427	2981,152	4476,279	4613,094	4490,308	4627,123	2784,276	2882,000
2	3294,111	3547,788	2851,372	3030,247	4419,715	4673,392	4442,641	4696,318	2743,442	2922,317
3	3281,299	3651,460	2834,120	3093,882	4387,773	4757,934	4412,741	4782,901	2737,744	2997,506
4	3275,530	3761,792	2836,762	3177,145	4386,123	4872,385	4391,406	4877,668	2711,280	3051,663
5	3252,039	3854,017	2835,171	3255,908	4372,863	4974,841	4375,309	4977,287	2699,439	3120,176
6	3274,084	3991,390	2844,747	3345,569	4365,163	5082,469	4380,709	5098,015	2714,980	3215,802

Tableau C.7 – Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR différencié ayant différentes variables indicatrice pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2

Retard \ Variable	FF	M2	DM2	DM4	M4
1	0,902	0,901	0,889	0,889	0,893
2	0,946	0,945	0,932	0,934	0,941
3	0,963	0,964	0,948	0,948	0,955
4	0,975	0,972	0,965	0,966	0,975
5	0,975	0,975	0,973	0,972	0,979
6	0,978	0,978	0,958	0,971	0,980

Tableau C.8 – Tests de racine unitaire ADF, pour différentes variables différenciées pour l'échantillon 1967T1 à 2015T2

Retard \ Variable	PIB	DEFL	PCOM	FF	SR	M2	DM2	M4	DM4	MB	UCDM2	UCDM4
1	0,001	0,054	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
2	0,001	0,134	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
3	0,001	0,166	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
4	0,001	0,094	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
5	0,001	0,083	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001
6	0,001	0,080	0,001	0,001	0,001	0,001	0,001	0,002	0,001	0,001	0,001	0,001

BIBLIOGRAPHIE

Bagshaw, M. 1987. Univariate and Multivariate Arima versus Vector Autoregression Forecasting. *Federal Reserve Bank of Cleveland*, Working Paper No. 87-06.

Barnett, W. A. (1980). Economic Monetary Aggregates : An Application of Index Number and Aggregation Theory. *Journal of Econometrics*, 14(1), 11-48. https ://doi.org/10.1016/0304-4076(80)90070-6

Barnett, W. A., Ghosh, T., et Adil, M. H. (2022). Is Money Demand Really Unstable ? Evidence from Divisia Monetary Aggregates. *Economic Analysis and Policy*, 74, 606-622. https ://doi.org/10.1016/j.eap.2022.03.019

Barnett, W. A., et Su, L. (2017). Data Sources for the Credit-Card Augmented Divisia Monetary Aggregates. *Research in International Business and Finance*, 39(Part B), 899-910. https ://doi.org/10.1016/j.ribaf.2016.04.008

Barrette, C., et Paquet, A. (2024) ,Shocking the Economy : Reassessing the Relevance of Money in US Monetary Policy, miméographie, Département des sciences économiques et Chaire en macroéconomie et prévision, ESG-UQAM.

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. https ://doi.org/10.1111/jmcb.12332

Belongia, M. T., et Ireland, P. N. (2019). The Demand for Divisia Money : Theory and Evidence. *Journal of Macroeconomics*, 61. https ://doi.org/10.1016/j.jmacro.2019.103128

Bernanke, B., et Mihov, I. (1998). Measuring Monetary Policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869-902.

Bernanke, B. S., Boivin, J., et Eliasz, P. (2005). Measuring the Effects of Monetary Policy : A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *Quarterly Journal of Economics*, 120(1), 387-422. https ://doi.org/10.1162/qjec.2005.120.1.387

Board of Governors of the Federal Reserve System. (2023). Monetary Policy Report, March 3, 2023. https ://www.federalreserve.gov/monetarypolicy/files/20230303_mprfullreport.pdf

Boivin, J., et Giannoni, M. P. (2006). Has Monetary Policy Become More Effective ? *Review of Economics and Statistics*, 88(3), 445-462.

Box, G. E. P., Jenkins, G. M., et Jenkins, G. M. (1976). Time Series Analysis : Forecasting and Control (Rev. Ed). *San Francisco : Holden-Day.*

Canova, F., et Gambetti, L. (2009). Structural Changes in the US Economy : Is There a Role for Monetary Policy ? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(2), 477-490. https ://doi.org/10.1016/j.jedc.2008.05.010

Chen, Z., et Valcarcel, V. J. (2021). Monetary Transmission in Money Markets : The Not-So-Elusive Missing Piece of the Puzzle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 131. https ://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104214

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

Clarida, R., Gali, J., et Gertler, M. (2000). Monetary Policy Rules and Macroeconomic Stability : Evidence and Some Theory. *Quarterly Journal of Economics*, 115(1), 147-180).

Cockerline, J., Murray, J. D., et Banque du Canada. (1981). A Comparison of Alternative Methods of Monetary Aggregation : Some Preliminary Evidence. *Bank of Canada*. https ://bac-lac.on.worldcat.org/oclc/9068521

Cooley, T. F., et Hansen, G. D. (1989). The Inflation Tax in a Real Business Cycle Model. *American Economic Review*, 79(4), 733-748).

Cooley, T.F. et Leroy, S. F., 1985. Atheoretical macroeconometrics : A critique, *Journal of Monetary Economics*, Elsevier, vol. 16(3), pages 283-308, November.

Cukierman, A. (2017). Money Growth and Inflation : Policy Lessons from a Comparison of the US since 2008 with Hyperinflation Germany in the 1920s. *Economics Letters*, 154, 109-112. https ://doi.org/10.1016/j.econlet.2017.02.036

Dickey, D. A., et Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.

Diebold, F. X. (2017). Forecasting in Economics, Business, Finance and Beyond. *Department of Economics, University of Pennsylvania.*
https ://www.sas.upenn.edu/ fdiebold/Teaching221/Forecasting.pdf

Eichenbaum, M., Christiano, L. J., et National Bureau of Economic Research. (1991). Identification and the Liquidity Effect of a Monetary Policy Shock. *National Bureau of Economic Research*. https ://papers.nber.org/papers/w3920

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

Faust, J. (1998). The Robustness of Identified VAR Conclusions about Money. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49, 207-244. https ://doi.org/10.1016/S0167-2231(99)00009-3

Friedman, M., et Schwartz, A. J. (1971). A Monetary History of the United States, 1867-1960. *Princeton University Press*. https ://doi.org/10.1515/9781400829330

Goodfriend, M., er King, R. G. (1997). The New Neoclassical Synthesis and the Role of Monetary Policy. In NBER Macroeconomics Annual 1997, Volume 12 (pp. 231-296). *National Bureau of Economic Research*

Goodhart, C. A. E., et Crockett, A. D. (1970). The Importance of Money. *Bank of England*.

Haasl, T., Paulson, A., et Schulhofer-Wohl, S. (2018). The Structure of Federal Reserve Liabilities. *Chicago Fed Letter*. https ://doi.org/10.21033/cfl-2018-395

Ihrig, J., et Wolla, S. A. (s. d.). The Fed's New Monetary Policy Tools. Récupéré Le 1 Août 2023 De https ://research.stlouisfed.org/publications/page1-econ/2020/08/03/the-feds-new-monetary-policy-tools

Keister, T., Martin, A., et McAndrews, J. (2008). Divorcing Money from Monetary Policy. *SSRN*. https ://ssrn.com/abstract=1195320

Kilian, L., et Lütkepohl, H. (2017). Structural Vector Autoregressive Analysis. *Cambridge University Press*. https ://public.ebookcentral.proquest.com/choice/public full-record.aspx ?p=5212994

King, R. G., et Plosser, C. I. (1984). Money, Credit, and Prices in a Real Business Cycle. *American Economic Review*, 74(3), 363-380.

Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., et Michigan State University. Department of Economics. (1990). 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 ? *Michigan State University, Dept. of Economics*.

Kydland, F. E., et Prescott, E. C. (1982). Time to Build and Aggregate Fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345–1370. https ://doi.org/10.2307/1913386

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

Lucas, R. E., et Stokey, N. L. (1987). Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy. *Econometrica*, 55(3), 491–513. https ://doi.org/10.2307/1913597

Lynch, D. J. (s. d.). Inflation Has Fed Critics Pointing to Spike in Money Supply. *Washington Post*. https ://www.washingtonpost.com/business/2022/02/06/federal-reserve-inflation-money-supply/

Nakamura, E., et Steinsson, J. (2018). High-Frequency Identification of Monetary Non-Neutrality : The Information Effect. *Quarterly Journal of Economics*, 133(3), 1283-1330. https ://doi.org/10.1093/QJE/QJY004

Pinno, K. et Serletis, A.,(2016). Money, Velocity, and the Stock Market. *Open Economies Review*, 27(4), 671-695. https ://doi.org/10.1007/s11079-016-9400-5

Ramey, V. A. (2016, Février). Macroeconomic Shocks and Their Propagation. *National Bureau of Economic Research*. https ://doi.org/10.3386/w21978

Serletis, A., et Gogas, P. (2014). Divisia Monetary Aggregates, the Great Ratios, and Classical Money Demand Functions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(1), 229–241. https ://doi.org/10.1111/jmcb.12103

Serletis, A., et Xu, L. (2021). Consumption, Leisure, and Money. *Macroeconomic Dynamics*, 25(6), 1412–1441. doi :10.1017/S1365100519000725

Sims, C. (1986). Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis ? *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minnieapolis, 10(1). https ://doi.org/10.21034/qr.1011

Sims, C. A., Stock, J. H., & Watson, M. W. (1990). Inference in Linear Time Series Models with Some Unit Roots. *Econometrica*, 58(1), 113-144.

Smets, F., et Wouters, R. (2007). Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606. https ://doi.org/10.1257/000282807781267138

Smith, A. L., et Valcarcel, V. J. (2020). The Financial Market Effects of Unwinding the Federal Reserve's Balance Sheet. *Federal Research Bank of Kansas City*. https ://www.kansascityfed.org/documents/7588/rwp20-23.pdf

Startz, R. (1979). Implicit Interest on Demand Deposits. *Journal of Monetary Economics*, 5(4), 515-534. https ://doi.org/10.1016/0304-3932(79)90013-8

Stock, J. H., et Watson, M. W. (2018). Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments. *The Economic Journal*, 128(610), 917-948. https ://doi.org/10.1111/ecoj.12593

Tatom, J. A. (2011). Financial Market Regulation : Legislation and Implications. *Springer*.

Tatom, J. A. (2014). U.S. Monetary Policy in Disarray. *Journal of Financial Stability*, 12, 47-58. https ://doi.org/10.1016/j.jfs.2013.05.004

Taylor, J. B. (1993). Discretion Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195-214. https ://doi.org/10.1016/0167-2231-(93)90009-L

Woodford, M. (2003). Interest and Prices Foundations of a Theory of Monetary Policy. *Princeton University Press*. http ://international.scholarvox.com/book/10224254

Wu, J. C., et Xia, F. D. (2016). Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291. https ://doi.org/10.1111/jmcb.12300