

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

AGRÉGATS MONÉTAIRES DIVISIA, TRANSMISSION MONÉTAIRE ET  
AJUSTEMENTS DU MARCHÉ DU TRAVAIL AUX ÉTATS-UNIS

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE DE  
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
ABDARAHMANE TALL

MAI 2026

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL  
Service des bibliothèques

Avertissement

La diffusion de ce mémoire se fait dans le respect des droits de son auteur, qui a signé le formulaire *Autorisation de reproduire et de diffuser un travail de recherche de cycles supérieurs* (SDU-522 – Rév.12-2023). Cette autorisation stipule que «conformément à l'article 11 du Règlement no 8 des études de cycles supérieurs, [l'auteur] concède à l'Université du Québec à Montréal une licence non exclusive d'utilisation et de publication de la totalité ou d'une partie importante de [son] travail de recherche pour des fins pédagogiques et non commerciales. Plus précisément, [l'auteur] autorise l'Université du Québec à Montréal à reproduire, diffuser, prêter, distribuer ou vendre des copies de [son] travail de recherche à des fins non commerciales sur quelque support que ce soit, y compris l'Internet. Cette licence et cette autorisation n'entraînent pas une renonciation de [la] part [de l'auteur] à [ses] droits moraux ni à [ses] droits de propriété intellectuelle. Sauf entente contraire, [l'auteur] conserve la liberté de diffuser et de commercialiser ou non ce travail dont [il] possède un exemplaire.»

# REMERCIEMENTS

Je tiens tout d'abord à exprimer ma reconnaissance la plus profonde à mon directeur de mémoire, Alain Paquet, pour son encadrement exceptionnel, sa disponibilité constante et ses conseils éclairés. Son expertise, sa patience et son accompagnement tout au long de ce travail ont été déterminants dans la réussite de ce mémoire, et je lui suis infiniment reconnaissant pour la confiance qu'il m'a accordée et pour l'inspiration qu'il m'a apportée.

Je tiens également à remercier mes enseignants, Catherine Haeck et Julien Frédéric Martin, du séminaire de recherche, pour leurs remarques pertinentes et leurs suggestions éclairantes, qui ont significativement contribué à l'amélioration de ce travail.

Mes remerciements vont aussi à l'ensemble des professeurs du département d'économie, dont le soutien et l'esprit d'ouverture depuis mes débuts dans ce programme ont été une source continue d'encouragement.

Je souhaite remercier tout particulièrement Martine Boisselle, agente de gestion aux études de maîtrise et doctorat en économie, désormais à la retraite, pour son aide précieuse dans mon orientation et son accompagnement administratif.

Enfin, je remercie chaleureusement ma famille, pour son soutien indéfectible, sa patience et ses encouragements constants, qui ont été essentiels à la réalisation de ce mémoire.

# TABLE DES MATIÈRES

LISTE DES FIGURES . . . . .	vi
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	x
RÉSUMÉ . . . . .	xi
INTRODUCTION . . . . .	1
1 REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	4
1.1 Théorie et limites des agrégats simples . . . . .	4
1.2 Origine et fondements des agrégats Divisia . . . . .	5
1.3 Pertinence empirique des agrégats Divisia . . . . .	6
1.4 Transmission de la politique monétaire : effets sur le marché du travail via Divisia . . . . .	7
2 DONNÉES . . . . .	10
3 CONSTRUCTION DE L'INDICE DIVISIA ET ANALYSES STATIS- TIQUES . . . . .	13
3.1 Agrégats monétaires classiques . . . . .	13
3.2 Coût d'usage des agrégats monétaires : théorie et indice de Divisia . . .	14
3.2.1 Fondements théoriques . . . . .	14
3.2.2 Construction de l'indice Divisia . . . . .	16
3.3 Analyse comparative entre agrégats classiques et indice de Divisia . . .	19
3.3.1 Évolution des agrégats classiques vs Divisia . . . . .	19
3.3.2 Corrélation contemporaine entre agrégats classiques et indices de Divisia . . . . .	20

3.3.3	Statistiques descriptives des agrégats classiques et indices de Divisia	21
3.4	Analyse comparative entre indicateurs du marché du travail et agrégats classiques	23
3.4.1	Évolution des variables du marché du travail	23
3.4.2	Relations entre indices monétaires Divisia et variables du marché du travail	24
3.4.3	Corrélation entre variables du marché du travail et agrégats monétaires	25
4	CADRE MÉTHODOLOGIQUE	27
4.1	Introduction à l'approche VAR	27
4.2	Modèle VAR à coefficients fixes et identification Cholesky	28
4.2.1	Formulation du SVAR	28
4.2.2	Hiérarchie structurelle des blocs de variables	29
4.3	Modèle TVP-SVAR à coefficients variables dans le temps	32
4.3.1	Estimation par Ridge multivariée régularisée (2SRR)	32
4.3.2	Choix des hyperparamètres de lissage $\lambda_k$	33
5	RÉSULTATS ET DISCUSSIONS	35
5.1	Tests économétriques préliminaires	35
5.1.1	Tests de stationnarité	35
5.1.2	Sélection du nombre optimal de retards $p$	37
5.2	Résultats issus du modèle VAR à coefficients fixes	38
5.2.1	Résultats VAR fixe obtenus avec la première mesure du salaire réel	39
5.2.2	Résultats du VAR à paramètres fixes avec mesure alternative du salaire réel	41
5.2.3	Tests de robustesse	43
5.2.3.1	Modification du nombre de retard avec $P = 3$ et $P = 8$	43
5.2.3.2	Ordonnancement alternatif 1	45
5.2.3.3	Ordonnancement alternatif 2	47

5.2.3.4	Modification de l'ordonnancement du bloc marché du travail . . . . .	48
5.3	Analyse de la décomposition de la variance de l'erreur de prévision des variables du marché du travail (1967T1 – 2024T3) . . . . .	50
5.3.1	Analyse comparative entre Divisia M4 et M4 classique . . . . .	50
5.3.2	Analyse comparative des effets de M2 classique et de Divisia M2 sur le marché du travail . . . . .	51
5.3.3	Analyse comparative de la décomposition de la variance entre Divisia M2 et Divisia M4 . . . . .	52
5.4	Capacité prédictive des deux modèles . . . . .	55
5.4.1	Formulations . . . . .	55
5.4.2	Distributions de RMSPE relatifs des prévisions des variables du marché du travail . . . . .	56
5.4.2.1	RMSE avec VAR à paramètres fixes . . . . .	56
5.4.2.2	RMSE avec VAR à paramètres variables dans le temps (TVP-VAR) . . . . .	58
5.5	Résultats issus du modèle TVP-SVAR . . . . .	59
5.5.1	Résultats TVP- VAR obtenus avec la première mesure du salaire réel . . . . .	60
5.5.2	Résultats du TVP-VAR avec mesure alternative du salaire réel . . . . .	61
5.5.3	Test de robustesse du modèle TVP-VAR . . . . .	62
5.5.3.1	Variation du nombre de retards avec $P = 3$ et $P = 8$ . . . . .	62
5.5.3.2	Ordonnancement alternatif 1 . . . . .	63
5.5.3.3	Ordonnancement alternatif 2 . . . . .	65
5.5.3.4	Variation des paramètres de régularisation $\lambda_k$ . . . . .	66
5.6	Comparaison des deux modèles : VAR à coefficients fixes et VAR à coefficients variables . . . . .	69
5.7	Visualisation 3D des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées . . . . .	71
	CONCLUSION . . . . .	73

ANNEXE A : Critères d'information . . . . .	75
ANNEXE B : Décomposition de la variance . . . . .	76
ANNEXE C : Fonctions de réponses impulsionnelles en 3D . . . . .	78
BIBLIOGRAPHIE . . . . .	90

# LISTE DES FIGURES

Figure 3.1	Fluctuations du coût d’usage autour de la tendance (HP filter) des différents agrégats monétaires aux États-Unis . . . . .	18
Figure 3.2	Évolution normalisée des agrégats monétaires classiques et des indices de Divisia aux États-Unis (1967T1-2024T3) . . . . .	20
Figure 3.3	Fluctuations du marché du travail autour de la tendance (1967T1- 2024T3) . . . . .	24
Figure 3.4	Dynamique comparée des indices Divisia et des indicateurs du marché du travail américain (1967T1-2024T3) . . . . .	25
Figure 5.1	Fonctions de réponse impulsionnelle cumulées suite à des chocs de politique monétaire (1967T1–2024T3, VAR à coefficients fixes) . . .	41
Figure 5.2	Fonctions de réponse impulsionnelle cumulées aux différents chocs sur les variables indicatrices de la politique monétaire avec une variable alternative du salaire réel (1967T1–2024T3, VAR à coefficients fixes) . .	42
Figure 5.3	Fonctions de réponses impulsionnelles du VAR à coefficients fixes suite à un choc restrictif sur les variables de politique monétaire (1967T1 – 2024T3) . . . . .	44
Figure 5.4	Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : premier ordonnancement alternatif du modèle VAR à coef- ficients fixes (1967T1 – 2024T3) . . . . .	46
Figure 5.5	Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : deuxième ordonnancement alternatif du modèle VAR à co- efficients fixes (1967T1 – 2024T3) . . . . .	48

Figure 5.6	Sensibilité des réponses impulsionnelles à la modification de l'ordonnancement des variables du marché du travail dans le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1–2024T3) . . . . .	49
Figure 5.7	Analyse comparative des réponses impulsionnelles selon les indicateurs de politique monétaire dans le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3) . . . . .	54
Figure 5.8	Distribution des RMSPE relatifs des variables du marché du travail pour le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3) . . . . .	57
Figure 5.9	Distribution des RMSPE relatifs des variables du marché du travail pour le TVP-VAR (1967T1 – 2024T3) . . . . .	59
Figure 5.10	Réponses impulsionnelles des variables suite à un choc monétaire dans le modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3) . . . . .	60
Figure 5.11	Réponses impulsionnelles à un choc restrictif des variables indicatrices de politique monétaire dans le modèle TVP-VAR pour $P = 3$ et $P = 8$ (1967T1 – 2024T3) . . . . .	62
Figure 5.12	Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : premier ordonnancement alternatif du modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3) . . . . .	64
Figure 5.13	Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : deuxième ordonnancement alternatif du modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3) . . . . .	66
Figure 5.14	Réponses impulsionnelles des variables à un choc monétaire dans le modèle TVP-VAR pour différentes valeurs du facteur de régularisation (1967T1 – 2024T3) . . . . .	68
Figure 5.15	Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires : comparaison entre le modèle VAR à coefficients fixes et le modèle VAR à coefficients variables (1967T1 – 2024T3) . . . . .	70
Figure C.1a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du PIB réel à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	78

Figure C.1b	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du PIB réel à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	79
Figure C.2a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du déflateur du PIB à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	80
Figure C.2b	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du déflateur du PIB à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	81
Figure C.3a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées de l'emploi à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	82
Figure C.3b	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées de l'emploi à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	83
Figure C.4a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des heures travaillées à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	84
Figure C.4b	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des heures travaillées à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	85
Figure C.5a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du coût unitaire réel de main-d'œuvre à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	86
Figure C.5b	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du coût unitaire réel de main-d'œuvre à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	87
Figure C.6a	Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du salaire réel (Rémunération horaire réelle) à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt (1967T1-2024T3) . . . . .	88

Figure C.6b Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du salaire réel (Rémunération horaire réelle) à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3) . . . . .	89
--	----

# LISTE DES TABLEAUX

Tableau 2.1	Sources des données . . . . .	12
Tableau 3.1	Composition des agrégats monétaires américains . . . . .	14
Tableau 3.2	Corrélations en niveau et en différence entre agrégats classiques et indices de Divisia . . . . .	20
Tableau 3.3	Statistiques descriptives comparées entre agrégats classiques et indices Divisia (variations logarithmiques trimestrielles) . . . . .	22
Tableau 3.4	Corrélation en différence première entre variables monétaires et marché du travail (par période) . . . . .	25
Tableau 4.1	Correspondance entre les blocs et les variables . . . . .	31
Tableau 5.1	Résultats complets des tests de stationnarité ADF (séquentiel) et Phillips-Perron . . . . .	37
Tableau 5.2	Contributions comparées des agrégats monétaires aux variables du marché du travail (en %) (1967T1–2024T3) . . . . .	53
Tableau A.1	Critères d’information AIC et BIC pour différents retards et agrégats monétaires (1967T1 – 2024T3) . . . . .	75
Tableau A.2	Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagneon de différent VAR ayant différentes variables indicatrices pour l’échan- tillon (1967T1 – 2024T3) . . . . .	75
Tableau B.1	Décomposition de la variance de l’erreur de prévision — Divisia M2 et M2 classique 1967T1–2024T3 . . . . .	76
Tableau B.2	Décomposition de la variance de l’erreur de prévision — Divisia M4 et M4 classique 1967T1–2024T3 . . . . .	77

# RÉSUMÉ

Ce mémoire évalue la pertinence des agrégats monétaires Divisia dans la conduite de la politique monétaire américaine et leurs effets sur le marché du travail, à partir de données trimestrielles couvrant la période 1967T1–2024T3. L’analyse mobilise des modèles vectoriels autorégressifs structurels (SVAR) à coefficients fixes, identifiés par décomposition de Cholesky, ainsi qu’un modèle TVP-VAR, afin de comparer les agrégats monétaires classiques (M2, M4) aux indices Divisia (Divisia M2, Divisia M4), fondés sur le cadre théorique de Barnett (1980).

Plusieurs tests de robustesse, incluant la variation du nombre de retards et des ordonnancements alternatifs des variables, confirment la stabilité et la fiabilité des résultats. Les indices Divisia, en particulier Divisia M4, captent plus fidèlement les variations de liquidité et génèrent des réponses impulsionnelles plus rapides, plus intenses et plus cohérentes de l’emploi, des heures travaillées et du PIB que les agrégats monétaires classiques. Les salaires réagissent en revanche plus lentement, ce qui est compatible avec l’existence de rigidités nominales.

Les estimations issues des modèles TVP-VAR confirment par ailleurs la robustesse temporelle des indices Divisia, y compris en présence de ruptures structurelles et durant les périodes de politique monétaire non conventionnelle. Ces résultats s’inscrivent dans la lignée de Barrette et Paquet (2025), en cohérence avec Keating et al. (2019), selon lesquels le taux d’intérêt directeur, bien qu’instrument central de la politique monétaire, ne reflète pas pleinement son orientation. Dans un contexte d’innovations financières et d’assouplissement quantitatif, l’usage des indices Divisia apparaît ainsi plus pertinent pour capter l’orientation de la politique monétaire et analyser la liquidité globale.

**Mots-clés :** agrégats monétaires Divisia, politique monétaire, marché du travail, TVP-VAR, décomposition de Cholesky.

# INTRODUCTION

La politique monétaire américaine s'appuie, depuis le début des années 1980, sur le taux des fonds fédéraux comme principal instrument opérationnel. Toutefois, le système financier a connu des mutations structurelles importantes. La prolifération des actifs quasi monétaires, c'est-à-dire des instruments liquides et faiblement risqués proches de la monnaie, a ravivé l'intérêt pour des mesures plus fines des conditions monétaires. Plusieurs épisodes de taux directeurs proches de zéro ont également contribué à renforcer cet intérêt. Dans ce contexte, la littérature issue des travaux fondateurs de Barnett (1980) met en évidence les limites théoriques des agrégats simples. Les contributions ultérieures de Barnett (2012), Belongia et Ireland (2014, 2015) et Anderson et al. (1997) confirment que ces agrégats ne prennent pas en compte l'hétérogénéité des actifs.

Dans la foulée des travaux de Keating et al. (2019) ainsi que de Barrette et Paquet (2025), ce mémoire évalue la pertinence des agrégats Divisia pour la conduite de la politique monétaire américaine. Une attention particulière est portée à leurs effets sur le marché du travail. L'objectif est double. D'une part, vérifier si les agrégats Divisia, notamment Divisia M2 et Divisia M4, fournissent une mesure plus cohérente de l'orientation monétaire que les agrégats simples (M2, M4) ou que les indicateurs fondés sur les taux d'intérêt. Cela inclut le taux des fonds fédéraux et le Shadow Rate, un taux implicite utilisé lorsque les taux directeurs sont contraints par la borne inférieure zéro. D'autre part, analyser l'effet de ces indicateurs sur l'emploi, le chômage, les heures travaillées et les salaires.

Pour mener cette étude, une base de données trimestrielle couvrant la période 1967T1–2024T3 est constituée. Cette période est suffisamment longue pour englober plusieurs régimes monétaires et épisodes de perturbations économiques (ciblage monétaire des années 1970, désinflation volontaire des années 1980, innovations financières des années 1990, crise financière de 2008, politiques non conventionnelles, pandémie de Covid-19 et resserrement monétaire récent). Elle offre ainsi un terrain propice à l'évaluation de la robustesse des agrégats Divisia dans un environnement en constante transformation. La capacité de ces agrégats à intégrer les changements structurels et l'évolution de l'offre d'actifs liquides constitue une dimension particulièrement perti-

nente pour analyser la transmission de la politique monétaire sur longue période.

Sur le plan méthodologique, l'analyse repose dans un premier temps sur des modèles VAR à coefficients fixes, identifiés à l'aide de la décomposition de Cholesky en blocs. Cette approche permet d'extraire des chocs monétaires orthogonaux et d'étudier les réponses impulsionnelles des variables macroéconomiques et du marché du travail aux différents indicateurs monétaires. Les modèles intégrant les agrégats Divisia sont systématiquement comparés à ceux utilisant les agrégats simples et les taux d'intérêt, permettant ainsi d'évaluer les différences en termes d'ampleur, de persistance et de cohérence des mécanismes de transmission.

Dans un second temps, un modèle TVP-VAR à paramètres variants dans le temps, estimé selon l'approche robuste de Goulet-Coulombe (2023), est mobilisé afin de capturer l'évolution temporelle de la transmission de la politique monétaire sur la période 1967-2024. Ce cadre permet de prendre en compte d'éventuelles ruptures structurelles, les épisodes de politique monétaire non conventionnelle ainsi que les changements de régime susceptibles d'avoir modifié la relation entre la politique monétaire, l'activité réelle et le marché du travail. Les fonctions de réponse impulsionnelle sont estimées dans un cadre bidimensionnel standard et sont également représentées sous forme d'enveloppes tridimensionnelles (3D), ce qui permet de mettre en évidence, de manière synthétique, l'évolution conjointe de l'intensité des réponses et de leur dynamique temporelle, et d'enrichir l'analyse des mécanismes de transmission monétaire sans modifier le cadre d'estimation sous-jacent.

Les résultats obtenus montrent que les agrégats Divisia, en particulier Divisia M4, fournissent une mesure plus informative de l'orientation monétaire et améliorent la compréhension de ses effets sur les variables du marché du travail. En particulier, la composante de Divisia M4 non expliquée simultanément par le taux des fonds fédéraux contient un contenu informationnel additionnel non négligeable pour l'activité économique et le marché du travail. En intégrant explicitement le coût d'usage des actifs liquides, conformément au cadre microéconomique de Barnett (1980), ces agrégats capturent plus fidèlement la dynamique de la liquidité dans un système financier en constante évolution. Dans ce contexte, certaines composantes monétaires plus larges, bien que moins liquides et imparfaitement substituables, conservent néanmoins des caractéristiques de médium d'échange. Ce mémoire contribue ainsi à la réévaluation du rôle des agrégats monétaires dans la politique monétaire contemporaine américaine et met en évidence l'intérêt de la monnaie Divisia comme indicateur complémentaire dans l'analyse macroéconomique et l'éclairage des décisions de politique monétaire.

Le mémoire est structuré de la façon suivante. Dans le Chapitre 1, nous présentons la revue de la littérature, offrant un panorama des travaux théoriques et empiriques sur les agrégats monétaires et sur la conduite de la politique monétaire américaine. Dans le

Chapitre 2, nous décrivons les données utilisées pour l'étude. Le Chapitre 3 est consacré à la formulation théorique de la construction de l'indice Divisia et à la discussion des analyses statistiques permettant d'établir les liens entre les agrégats monétaires et les variables du marché du travail. Le Chapitre 4 détaille le cadre méthodologique, incluant le VAR à coefficients fixes identifié par la décomposition de Cholesky ainsi que le TVP-VAR, afin d'analyser la transmission de la politique monétaire au fil du temps. Enfin, le Chapitre 5 présente et discute les résultats empiriques obtenus, en mettant l'accent sur les effets des différents indicateurs monétaires sur le marché du travail.

# Chapitre 1

## REVUE DE LA LITTÉRATURE

### 1.1 Théorie et limites des agrégats simples

La politique monétaire a toujours joué un rôle central dans la régulation de l'activité économique et le contrôle de l'inflation, comme le soulignent les travaux pionniers de Milton Friedman (1956) et l'école monétariste. Dès les premières formulations, la relation entre la masse monétaire et l'activité économique a occupé une place essentielle dans les débats théoriques, conduisant à l'adoption des agrégats monétaires comme instruments privilégiés pour orienter les décisions de politique monétaire. Dans cette optique, des agrégats simples tels que M1, M2 et M3 ont longtemps été utilisés comme indicateurs clés par les autorités monétaires.

La théorie quantitative de la monnaie, formulée initialement par Fisher (1911) et approfondie par Friedman (1956), repose sur l'hypothèse d'une relation stable entre la quantité de monnaie en circulation et le niveau général des prix. Dans ce cadre, les agrégats simples étaient considérés comme des instruments fiables pour guider la politique monétaire.

Cependant, à partir des années 1970, des phénomènes tels que la désintermédiation financière, les innovations bancaires et l'instabilité croissante de la vitesse de circulation de la monnaie ont progressivement remis en question la pertinence de ces agrégats traditionnels (Goldfeld, 1976). Brunner et Meltzer (1972) mettent en évidence le rôle déterminant des marchés d'actifs dans le mécanisme de transmission monétaire, soulignant que les instruments financiers ne sont pas parfaitement substituables, contrairement à l'hypothèse implicite des agrégats simples. Dans la même veine, Lucas (1980) montre que les innovations financières et la déréglementation accentuent l'imprévisibilité de la vitesse de circulation de la monnaie. Plus récemment, Benhabib et al. (2002) rappellent que, dans un contexte de faible inflation et d'innovations financières rapides,

la pertinence opérationnelle des agrégats simples s'érode davantage.

## 1.2 Origine et fondements des agrégats Divisia

Afin de pallier les limites inhérentes aux agrégats monétaires simples, exposées précédemment, Barnett (1980) propose l'introduction des agrégats de Divisia en adaptant à la mesure de la masse monétaire l'indice initialement développé par Divisia (1925). Cette approche repose sur l'idée que les différents actifs monétaires doivent être pondérés en fonction de leur contribution effective aux services monétaires qu'ils fournissent. Cette contribution est approximée par leur coût d'opportunité implicite, défini comme l'écart entre le rendement d'un actif de référence sans risque et celui de l'actif monétaire considéré.

Sur le plan théorique, la construction des indices Divisia s'appuie sur la théorie de l'optimisation intertemporelle du comportement des agents économiques et sur la théorie du choix d'actifs (Barnett, 1980 ; Diewert, 1976). Les agents sont supposés allouer leurs portefeuilles de manière rationnelle, en arbitrant entre la liquidité offerte par les actifs monétaires et le rendement qu'ils pourraient obtenir en investissant dans des actifs moins liquides mais plus rémunérateurs. Dès lors, chaque actif est pondéré proportionnellement à la perte de rendement qu'il implique pour l'agent économique, reflétant ainsi son coût d'opportunité.

Formellement, le poids attribué à chaque actif monétaire  $j$  est déterminé par la formule suivante :

$$w_j = \frac{(r_b - r_j) M_j / \sum_i M_i}{\sum_i (r_b - r_i) M_i / \sum_i M_i} \quad (1.1)$$

où  $r_b$  représente le taux d'intérêt d'un actif de référence sans risque,  $r_j$  le taux d'intérêt de l'actif  $j$  et  $M_j$  la quantité détenue de l'actif  $j$ .

Les travaux ultérieurs de Barnett (2012) ainsi que ceux de Barnett et Su (2018) ont permis d'améliorer la méthodologie initiale. Ces auteurs ont notamment élargi le champ des actifs monétaires pris en compte en y intégrant les comptes du marché monétaire, les certificats de dépôt négociables, ainsi que les comptes sur marge. Ils ont également apporté des ajustements pour tenir compte des frictions financières et des contextes de taux d'intérêt bas, en affinant le calcul des coûts d'opportunité. La méthode de construction des agrégats Divisia fera l'objet d'une présentation plus détaillée dans le chapitre 3.

### 1.3 Pertinence empirique des agrégats Divisia

L'efficacité empirique des agrégats monétaires Divisia est aujourd'hui largement reconnue dans la littérature économique. De nombreuses études soulignent leur capacité supérieure à fournir des informations pertinentes pour l'analyse conjoncturelle et l'orientation de la politique monétaire, en comparaison avec les agrégats simples traditionnels.

Aux États-Unis, plusieurs travaux mettent en avant les performances prédictives des agrégats Divisia. Barnett et Chauvet (2011) montrent que Divisia M2 conserve un pouvoir prédictif significatif sur l'activité économique et l'inflation, surpassant nettement M2 simple en termes de précision et de stabilité. De son côté, Ireland (2019) met en évidence que Divisia M1 fournit des signaux précoces sur les phases de récession, ce qui renforce son utilité pour anticiper les retournements conjoncturels. Dans une perspective de formulation des règles de politique monétaire, Belongia et Ireland (2022) proposent de substituer Divisia M2 au M2 traditionnel dans les règles de Taylor, avec des résultats montrant une amélioration notable de la performance de la politique monétaire, notamment en période de forte volatilité financière.

Par ailleurs, les agrégats Divisia présentent une meilleure stabilité de long terme dans leur relation avec les variables macroéconomiques. Serletis et Gogas (2014), à l'aide de tests de cointégration, montrent que ces agrégats sont plus cohérents avec les théories classiques de la demande de monnaie. Ces résultats sont confirmés par Belongia et Ireland (2016), qui soulignent que la stabilité de la demande de monnaie Divisia persiste même lors d'innovations financières majeures (années 1980) et durant la Grande Récession. Selon eux, l'instabilité fréquemment attribuée à la demande de monnaie résulterait davantage d'une mauvaise mesure monétaire que d'un véritable affaiblissement du lien entre monnaie, revenu réel et taux d'intérêt. Dans la même lignée, Belongia et Ireland (2019), à partir de données trimestrielles pour la période allant de 1967 à 2019, mettent en évidence des relations stables entre Divisia M2/MZM et des variables clés comme la consommation (utilisée comme variable d'échelle) et le coût d'opportunité (mesuré selon l'approche duale propre à Divisia). Ils concluent que des agrégats correctement construits, comme ceux de Divisia, peuvent jouer un rôle central dans la conduite de la politique monétaire, en complément aux taux d'intérêt à court terme.

Dans un contexte d'incertitude accrue, notamment lors de chocs exogènes majeurs, les agrégats Divisia offrent une mesure plus fiable de l'orientation de la politique monétaire que les agrégats classiques (Barnett et al., 2024). Leur souplesse et leur capacité à refléter les réallocations de portefeuille des agents économiques en font des outils particulièrement adaptés à l'analyse monétaire contemporaine. Cette perspective est

renforcée par des travaux récents qui insistent sur la pertinence croissante des agrégats Divisia dans des environnements macroéconomiques complexes et instables (Serletis et Xu, 2025 ; Barnett, 2022 ; Barrette et Paquet 2025 ; Binner et al., 2025).

Des résultats similaires ont été observés dans d'autres zones économiques. Dans la zone euro, Divisia M3 s'est révélé plus performant que les agrégats simples pour la prévision de l'inflation, renforçant ainsi sa pertinence pour la Banque centrale européenne (Dreger et Wolters, 2014). Au Royaume-Uni, Fleissig et Jones (2024), dans une étude basée sur des données trimestrielles de 1999 à 2019, ont estimé les élasticités de substitution entre les composantes de l'agrégat Divisia pour les ménages. Leur analyse montre que la faible substituabilité entre les actifs monétaires rend les agrégats simples peu fiables, tandis que les agrégats Divisia fournissent une représentation plus précise de la liquidité disponible.

En somme, les preuves empiriques accumulées confirment la supériorité des agrégats Divisia dans l'analyse macroéconomique, tant pour la prévision que pour la conduite optimale de la politique monétaire.

#### 1.4 Transmission de la politique monétaire : effets sur le marché du travail via Divisia

La transmission de la politique monétaire vers le marché du travail constitue une dimension centrale de l'analyse macroéconomique, traditionnellement modélisée dans les cadres IS-LM et DSGE (Clarida et al., 1999 ; Christiano et al., 2005). Cette relation repose notamment sur l'impact des taux d'intérêt sur la liquidité, les investissements privés, et in fine sur les variables du marché du travail telles que l'emploi, le chômage ou les salaires. Toutefois, la pertinence de cette modélisation dépend étroitement de la manière dont est mesurée la politique monétaire. À cet égard, plusieurs travaux soulignent que les agrégats monétaires Divisia, construits sur des fondements théoriques robustes et pondérés selon les coûts d'opportunité, offrent une approximation plus fidèle de la liquidité effective que les agrégats simples, ce qui permet une évaluation plus précise des effets réels de la politique monétaire.

Empiriquement, les recherches récentes confirment l'intérêt croissant pour les indicateurs monétaires alternatifs de type Divisia. Binner et al. (2025), en estimant un modèle SVAR pour le Royaume-Uni, montrent que le recours exclusif aux taux d'intérêt comme indicateurs de politique monétaire engendre des anomalies persistantes dans les réponses des prix, tandis que l'intégration de l'agrégat Divisia améliore la cohérence des dynamiques économiques observées. Ces résultats s'appuient sur des stratégies d'identification non récursives (Belongia et Ireland, 2016, 2018) et sur une

structuration du modèle en blocs triangulaires (Keating et al., 2019). Dans le prolongement de cette littérature, Barrette et Paquet (2025) mettent en évidence, à partir d'un long échantillon trimestriel couvrant la période 1968–2023, l'absence d'énigmes empiriques contre-intuitives dans les réponses macroéconomiques et la relative stabilité des réactions de l'output et des prix aux chocs monétaires identifiés à partir de Divisia M4.

De même, Dery (2025), en mobilisant des données sectorielles américaines incluant le PIB réel, la valeur ajoutée, l'emploi et le chômage sur treize secteurs, montre que l'agrégat Divisia étroit constitue un prédicteur particulièrement robuste du marché du travail, surpassant à la fois le taux des fonds fédéraux et les versions élargies de Divisia intégrant les cartes de crédit.

Les travaux de Keating et al. (2019) confirment que l'impact de la politique monétaire sur l'emploi est non seulement plus marqué mais aussi plus rapide lorsqu'on utilise Divisia M2, en accord avec la théorie du choix d'actifs. Barnett et Chauvet (2011) soulignent également que Divisia anticipe efficacement les retournements du taux de chômage, en faisant un indicateur avancé pertinent. Plus récemment, Dery et Serletis (2023) montrent que l'intégration de Divisia dans les modèles de prévision de l'emploi améliore significativement la précision à court terme, particulièrement en période d'incertitude économique.

Dans cette continuité, la présente étude examine une dimension encore peu explorée : l'effet direct des agrégats Divisia sur les différentes composantes du marché du travail (emploi, salaires et heures travaillées). Alors que Belongia et Ireland (2016, 2018) ou Binner et al. (2025) ont démontré la pertinence de Divisia pour mesurer l'orientation monétaire en lien avec l'inflation ou la croissance, l'impact spécifique des chocs Divisia sur les dynamiques salariales et sur les heures travaillées reste relativement peu documenté. Dery (2025) a amorcé une approche sectorielle prometteuse, mais sans étudier en profondeur ces dimensions.

Cette recherche mobilise donc à la fois un modèle SVAR classique avec identification de type Cholesky à coefficients fixes et un modèle TVP-SVAR à coefficients variables dans le temps, offrant une double lecture dynamique de la relation entre politique monétaire et marché du travail aux États-Unis. Cette approche méthodologique s'inspire des travaux récents de Barrette et Paquet (2025) et de Keating et al. (2019).

Cependant, malgré leur pertinence, les agrégats Divisia présentent certaines limites. Leur diffusion reste limitée, les séries étant souvent produites par des organismes privés (Center for Financial Stability), posant des problèmes d'accessibilité et de continuité (Barnett, 2012). En contexte de taux bas, les pondérations nécessaires à leur calcul s'affaiblissent, réduisant leur capacité à refléter les coûts d'opportunité (Belon-

gia et Ireland, 2015). Leur intégration dans des modèles structurels DSGE nécessite une modélisation explicite de la demande de monnaie, complexifiant l'estimation (Barnett, 2012). De plus, leur volatilité à court terme peut limiter leur usage pour l'analyse de tendances longues (Ireland, 2019). Néanmoins, l'intérêt pour ces agrégats ne cesse de croître, porté par des résultats empiriques encourageants pour mieux saisir l'orientation de l'état de la politique monétaire notamment pour mieux comprendre et anticiper l'impact de la politique monétaire sur le marché du travail dans des environnements économiques incertains.

# Chapitre 2

## DONNÉES

L'analyse empirique menée dans cette étude s'appuie sur une base de données trimestrielles couvrant la période allant de 1967 à 2024. Les données mobilisées proviennent de diverses sources officielles et sont présentées dans le Tableau 2.1. Cette structuration permet d'analyser de manière cohérente l'interaction entre les dynamiques économiques globales, les évolutions du marché du travail et les instruments de politique monétaire. Toutes les variables sont transformées en logarithmes, à l'exception de celles exprimées en taux (taux des fonds fédéraux et *shadow rate*).

Dans le bloc macroéconomique, trois variables principales sont considérées. Il s'agit du produit intérieur brut (PIB réel), exprimé en volume, qui mesure le niveau d'activité économique ; le déflateur du PIB, utilisé comme indicateur du niveau général des prix ; et le cours des matières premières. L'intégration de l'indice global des prix des matières premières permet d'évaluer dans quelle mesure les variations des instruments de politique monétaire peuvent se répercuter sur les prix des matières premières. Ce dernier offre un outil pour appréhender la transmission des chocs monétaires via les marchés internationaux et leurs effets indirects sur la croissance et l'inflation. L'évolution conjointe de ces indicateurs permet ainsi de suivre les dynamiques économiques et les pressions inflationnistes.

Le bloc « marché du travail » inclut l'emploi, le volume d'heures travaillées et une mesure du prix réel du travail. Cette dernière variable est définie alternativement comme le salaire réel horaire ou comme le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, selon la spécification retenue. Le coût unitaire nominal de la main-d'œuvre ne constitue pas, à proprement parler, une mesure du salaire nominal. Obtenu en rapportant la compensation nominale par heure à la productivité horaire du travail, il reflète plutôt le coût du travail par unité produite du point de vue des entreprises. Le coût unitaire réel de la main-d'œuvre est ensuite obtenu en déflatant cette mesure nominale par le déflateur du PIB. À l'inverse, la rémunération horaire réelle mesure directement

le pouvoir d'achat du travail par heure travaillée. L'utilisation conjointe de ces deux indicateurs permet ainsi de distinguer les ajustements liés aux coûts de production de ceux affectant le pouvoir d'achat des salariés, tout en conservant une structure VAR cohérente et comparable entre les différentes spécifications.

Le bloc monétaire regroupe des variables relevant de la politique monétaire. Il inclut notamment le taux effectif des fonds fédéraux, la base monétaire ainsi que les agrégats monétaires M2 et M3. À ces variables s'ajoutent les papiers commerciaux et les bons du Trésor, qui permettent d'appréhender plus finement la liquidité à court terme disponible sur les marchés monétaires. L'ensemble de ces séries provient de la base de données FRED de la Réserve fédérale de Saint-Louis, à l'exception du cours des matières premières, issu des statistiques de la Banque mondiale.

L'agrégat monétaire M4, non publié directement dans les sources officielles américaines, a été reconstruit conformément à la méthodologie proposée par le Centre de Stabilité Financière (CFS). Il est défini comme la somme de l'agrégat M3, des papiers commerciaux et des bons du Trésor, offrant ainsi une mesure plus étendue de la liquidité disponible dans le système financier, en intégrant des actifs proches de substituts monétaires.

Dans une optique d'analyse plus fine, l'étude mobilise également les agrégats de Divisia, à savoir Divisia M2 et Divisia M4, ainsi que leurs coûts d'utilisation respectifs. Ces indices, développés par le CFS, constituent une alternative plus raffinée aux agrégats traditionnels, en pondérant chaque composante selon son degré de liquidité et sa contribution effective à la dépense.

Enfin, afin de pallier les limites de la politique monétaire conventionnelle lorsque les taux d'intérêt atteignaient leur borne inférieure, notamment à la suite de la crise financière mondiale de 2008 et de la pandémie de Covid-19, l'analyse intègre le taux d'intérêt « shadow » développé par Wu et Xia (2016). Ce taux synthétique permet de mesurer la position réelle de la politique monétaire en tenant compte des mesures non conventionnelles mises en œuvre lorsque les taux directeurs nominaux ne pouvaient plus être abaissés.

TABLEAU 2.1 – Sources des données

Variables	Code des variables	Unités	Sources
PIB réel	GDPC1	Milliards \$ réels (2017), SAAR	Réserve fédérale de St. Louis (FRED)
Déflateur du PIB	GDPDEF	Indice (2017 = 100)	
Niveau d'emploi	CE16OV	Milliers de personnes	
Coûts unitaires de main-d'œuvre	ULCNFB	Indice (2017 = 100)	
Salaire réel 2 : Rémunération horaire réelle	COMPRNFB	Dollars réels par heure	
Heures travaillées	HOANBS	Indice (2017 = 100)	
Taux des fonds fédéraux	FEDFUNDS	Pourcentage annuel (%)	
Agrégat M2	M2SL	Milliards de dollars	
Agrégat M3	USAMABMM301IXOBSAQ	Milliards de dollars	
Bons du Trésor	BOGZ1FL313161110Q	Milliards de dollars	
Papiers commerciaux	BOGZ1FL893169105Q	Milliards de dollars	
Indice Divisia M2	DIVISIA M2	Indice (base 100)	Centre pour la stabilité financière (CFS)
Indice Divisia M4	DIVISIA M4	Indice (base 100)	
Coût d'utilisation Divisia M2	USER-COST M2	Pourcentage annuel (%)	
Coût d'utilisation Divisia M4	USER-COST M4	Pourcentage annuel (%)	
Prix des matières premières	Total Commodity Price Index	Indice (2010 = 100)	Banque mondiale (World Bank Commodity Price Data)
Taux d'intérêt shadow	WU-XIA SHADOW RATE	Pourcentage annuel (%)	Réserve fédérale d'Atlanta

## Chapitre 3

# CONSTRUCTION DE L'INDICE DIVISIA ET ANALYSES STATISTIQUES

### 3.1 Agrégats monétaires classiques

Dans le cadre de la mesure traditionnelle de la masse monétaire, soit  $m_{i,t}$  un actif financier  $i$  présentant les caractéristiques d'un moyen d'échange, c'est-à-dire pouvant être utilisé pour la réalisation de transactions entre agents économiques. En considérant un ensemble de  $N$  actifs monétaires, l'agrégat monétaire classique (ou simple) est alors défini comme la somme des encours de ces différents actifs :

$$Q_t = \sum_{i=1}^N m_{i,t} \quad (3.1)$$

Le Tableau 3.1 présente la composition de chacun des agrégats monétaires classiques aux États-Unis.

TABLEAU 3.1 – 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								✓

## 3.2 Coût d’usage des agrégats monétaires : théorie et indice de Divisia

### 3.2.1 Fondements théoriques

Barnett (1978, 1980) a formalisé le coût d’utilisation des services des actifs monétaires en résolvant un problème de maximisation de l’utilité intertemporelle du consommateur représentatif.

Soit  $U$  la fonction d’utilité intertemporelle sur l’horizon  $T$  :

$$U = U(u(m_t), m_{t+1}, \dots, m_{t+T}; X_t, \dots, X_{t+T}; A_{t+T}) \quad (3.2)$$

où :

- $u(m_t)$  représente l’utilité issue des services des actifs monétaires à la période  $t$ ,
- $X_t$  représente les biens de consommation à la période  $t$ ,
- $A_{t+T}$  correspond aux avoirs en obligations accumulées à la fin de la période  $T$ ,
- $m_{t+1}, \dots, m_{t+T}$  désignent les quantités d’actifs monétaires détenus au fil du temps.

Dans ce cadre, une obligation sans risque et sans usage comme médium d’échange, est considérée comme l’actif de référence, détenue exclusivement pour son rendement. Un élément central est l’hypothèse de séparabilité faible de la fonction d’utilité intertemporelle : les décisions relatives à la détention d’actifs monétaires peuvent être analysées indépendamment du choix de consommation des autres biens au fil du temps. Cette propriété facilite l’étude de la demande de monnaie et l’arbitrage entre liquidité et rendement.

Le ménage représentatif maximise l'utilité sous les contraintes budgétaires de chaque période :

$$P_s^* X_s = W_s L_s + \sum_{i=1}^n \left[ (1 + r_{i,s-1}) P_{s-1}^* m_{i,s-1} - P_s^* m_{i,s} \right] + \left[ (1 + R_{s-1}) P_{s-1}^* A_{s-1} - P_s^* A_s \right], \quad s = t, \dots, T \quad (3.3)$$

où :

- $P_s^*$  est l'indice réel du coût de la vie,
- $W_s$  le taux de salaire,
- $L_s$  l'offre de travail par habitant,
- $r_{i,s}$  le rendement de l'actif monétaire  $m_{i,s}$ ,
- $R_s$  le rendement de l'actif de référence  $A_s$ .

Soit

$$m_t^* = (m_{1,t}^*, m_{2,t}^*, \dots, m_{n,t}^*)'$$

la solution optimale pour la période  $t$ . Barnett (1978, 1980) a montré que  $m_t^*$  correspond également à la solution conditionnelle de la période courante, maximisant  $u(m_t)$  sous la contrainte :

$$\pi_t' m_t = y_t \quad (3.4)$$

où  $y_t$  est la dépense allouée au portefeuille composé de  $n$  actifs monétaires,  $m_t = (m_{1,t}, \dots, m_{n,t})'$  et  $\pi_t = (\pi_{1,t}, \dots, \pi_{n,t})'$  est le vecteur des coûts d'utilisation des services monétaires. Ces coûts traduisent l'arbitrage entre la détention de liquidités et l'investissement dans l'actif de référence.

Sous des hypothèses de monotonie croissante, de concavité stricte et de séparabilité faible par blocs, (Barnett, 1978; Barnett, 1980) a montré que le coût d'opportunité nominal associé à chaque actif monétaire est :

$$\pi_{i,t} = \frac{R_t - r_{i,t}}{1 + R_t} \quad (3.5)$$

où  $R_t$  est le rendement de l'actif de référence et  $r_{i,t}$  celui de l'actif monétaire  $i$  à la période  $t$ . Ce coût mesure la perte de revenu liée à la détention d'un actif monétaire plutôt que de l'actif de référence.

Le prix de revient réel de chaque actif s'exprime ainsi :

$$\frac{\pi_{i,t}}{P_t^*} = \frac{1}{P_t^*} \cdot \frac{R_t - r_{i,t}}{1 + R_t} \quad (3.6)$$

La connaissance des prix de revient et des quantités d'actifs permet de définir

précisément les variables monétaires et d'appliquer pleinement la théorie de l'agrégation monétaire.

### 3.2.2 Construction de l'indice Divisia

Barnett (1987) a montré que l'agrégat monétaire exact,  $M = M(m_t)$ , peut être suivi sans erreur en temps continu par l'indice de Divisia. Cet indice mesure le taux de croissance des services monétaires agrégés et offre une représentation plus précise de la liquidité monétaire dans l'économie que les agrégats classiques.

L'indice de Divisia permet de suivre l'évolution de l'agrégat monétaire en temps continu en pondérant les actifs monétaires en fonction de leur contribution aux services de liquidité. Il est défini par l'équation suivante :

$$\frac{d \log M_t}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{i,t} \frac{d \log m_{i,t}^*}{dt} \quad (3.7)$$

où :

- $M_t$  est l'agrégat monétaire,
- $m_{i,t}^*$  est la quantité de l'actif monétaire  $i$ ,
- $S_{i,t}$  représente le poids de l'actif  $i$  dans l'agrégat, défini par son coût d'opportunité :

$$S_{i,t} = \frac{\pi_{i,t} m_{i,t}^*}{y_t} = \frac{\pi_{i,t} m_{i,t}^*}{\sum_{j=1}^n \pi_{j,t} m_{j,t}^*}. \quad (3.8)$$

Un actif monétaire avec un coût d'opportunité élevé et une forte détention obtient un poids plus important dans l'agrégat, ce qui permet de capturer la flexibilité et la substituabilité entre différents actifs, contrairement aux indices classiques (M1, M2) qui considèrent chaque unité monétaire de manière identique, c'est-à-dire avec des pondérations respectives toutes unitaires.

En pratique, les données économiques sont discrètes (mensuelles, trimestrielles, annuelles). L'approximation de Törnqvist-Theil, qui constitue un indice superlatif au sens de Diewert (1976), permet de transposer l'indice de Divisia en temps discret :

$$\Delta \log M_t = \sum_{i=1}^n \bar{S}_{i,t} \Delta \log m_{i,t}^*, \quad \text{avec} \quad \bar{S}_{i,t} = \frac{S_{i,t} + S_{i,t-1}}{2}. \quad (3.9)$$

Ainsi, le taux de croissance discret de l'agrégat Divisia correspond à une moyenne pondérée des taux de croissance de ses composantes, selon leur part dans les dépenses totales du portefeuille. Barnett (1987) a montré que cette approximation est extrêmement précise pour des données mensuelles ou hebdomadaires, avec des écarts négligeables par rapport aux erreurs d'arrondi des données.

De manière analogue, le coût d'usage double de Divisia, noté  $\Pi_t$ , suit la même logique :

$$\frac{d \log \Pi_t}{dt} = \sum_{i=1}^n S_{i,t} \frac{d \log \pi_{i,t}}{dt} \quad (3.10)$$

et en temps discret :

$$\log \Pi_t - \log \Pi_{t-1} = \sum_{i=1}^n \bar{S}_{i,t} (\log \pi_{i,t} - \log \pi_{i,t-1}) \quad (3.11)$$

Une autre définition repose sur le test d'inversion des facteurs de Fisher :

$$\Pi_t = \frac{\pi'_t m_t^*}{M_t} = \frac{\sum_{i=1}^n \pi_{i,t} m_{i,t}^*}{M_t} \quad (3.12)$$

L'application de l'indice de Divisia permet donc de suivre fidèlement l'évolution des services monétaires agrégés et du coût d'usage des actifs monétaires, renforçant sa pertinence pour l'analyse économique et la conduite de la politique monétaire. L'application de l'indice de Divisia permet donc de suivre fidèlement l'évolution des services monétaires agrégés et du coût d'usage des actifs monétaires, renforçant sa pertinence pour l'analyse économique et la conduite de la politique monétaire.

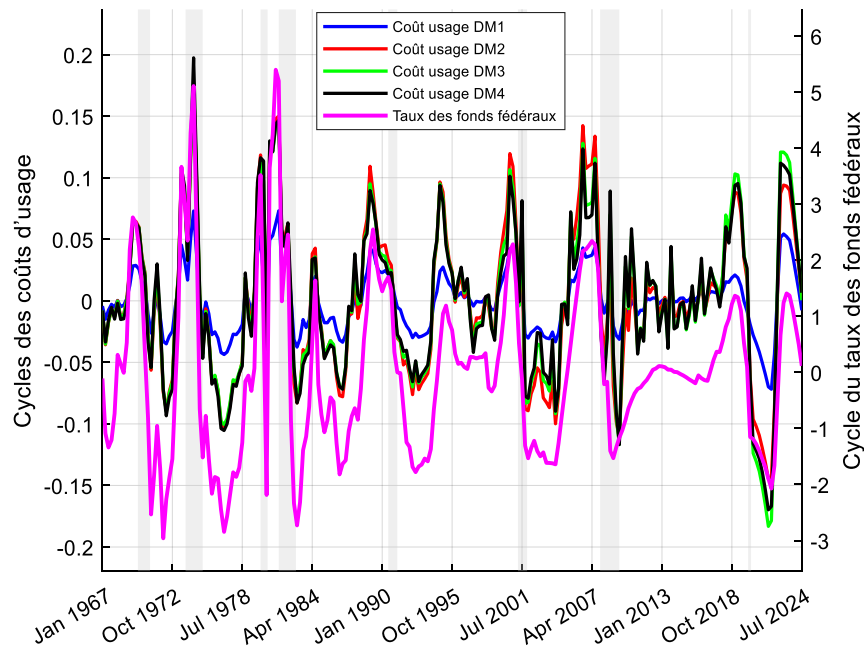
La Figure 3.1 illustre les fluctuations du coût d'usage des différents agrégats monétaires Divisia ainsi que du taux des fonds fédéraux aux États-Unis autour de leur tendance, obtenues à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott. Le taux des fonds fédéraux est représenté sur l'axe vertical droit, tandis que les coûts d'usage des agrégats monétaires sont reportés sur l'axe vertical gauche. Cette représentation met en évidence des variations cycliques dont la chronologie peut être rapprochée, de manière descriptive, des principales phases du cadre macroéconomique et monétaire américain. Elle ne constitue toutefois pas une identification structurelle des chocs ou des mécanismes de transmission.

Entre 1990 et 2007, le coût d'usage des différents agrégats monétaires ne présente pas une phase de stabilité durable, mais plutôt des fluctuations marquées, étroitement liées aux dynamiques des taux d'intérêt de court terme, en particulier le taux des fonds fédéraux fixé par la Réserve fédérale. Ces évolutions reflètent moins des cycles de politique monétaire au sens quantitatif que des variations du coût d'opportunité de détention de la monnaie, mesuré par le différentiel de rendement entre les actifs monétaires et l'actif de référence.

La Figure 3.1 met en évidence une forte co-mouvement entre le coût d'usage des agrégats et le taux des fonds fédéraux, confirmant le rôle structurant de ce dernier dans la détermination du coût de détention de la monnaie. La période post-bulle techno-

logique (2001-2003) constitue une première rupture, marquée par une baisse du coût d'usage, en lien avec l'assouplissement monétaire mis en œuvre pour soutenir l'activité après l'éclatement de la bulle internet et les réductions successives du taux directeur. De même, la crise financière de 2008 s'accompagne d'une contraction encore plus prononcée du coût d'usage, cohérente avec la baisse rapide du taux des fonds fédéraux vers sa borne inférieure effective et la compression des rendements des actifs de référence.

FIGURE 3.1 – Fluctuations du coût d'usage autour de la tendance (HP filter) des différents agrégats monétaires aux États-Unis



Sur la période post-crise, les fluctuations du coût d'usage demeurent fortement synchronisées avec l'évolution du taux des fonds fédéraux, sans véritable phase de stabilisation structurelle prolongée. Enfin, entre 2021 et 2023, le resserrement monétaire engagé par la Réserve fédérale dans un contexte de forte inflation post-pandémique entraîne une hausse rapide du taux directeur, se traduisant par une augmentation marquée du coût d'usage, particulièrement pour les agrégats monétaires les plus larges tels que M3 et M4. À partir de 2023, le recul du taux des fonds fédéraux s'accompagne d'une diminution du coût d'usage, reflétant un ajustement progressif du coût d'opportunité de détention de la monnaie.

### 3.3 Analyse comparative entre agrégats classiques et indice de Divisia

#### 3.3.1 Évolution des agrégats classiques vs Divisia

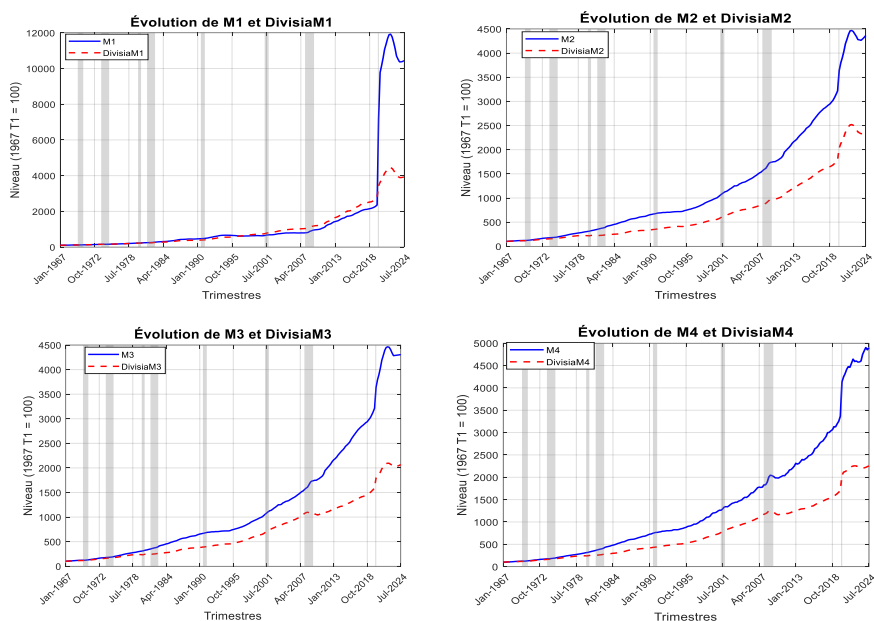
La Figure 3.2 présente l'évolution trimestrielle, normalisée à 1967, des agrégats monétaires classiques et des indices Divisia aux États-Unis sur la période 1967–2024. Cette normalisation permet de comparer les séries sur une base commune et de mettre en évidence les tendances à long terme, tout en soulignant les différences entre ces deux types d'indicateurs dans leur capacité à refléter les évolutions économiques et la dynamique des politiques monétaires.

Pour M1, la divergence entre l'agrégat classique et son équivalent Divisia devient particulièrement marquée à partir des années 2010 et s'accroît nettement lors de la crise du Covid 19. L'agrégat classique enregistre alors une forte augmentation sous l'effet des mesures exceptionnelles de relance monétaire. En revanche, l'indice Divisia M1 croît de manière plus modérée, en raison de son mécanisme de pondération qui réduit l'importance des composantes peu utilisées comme moyen de transaction. Cette dissociation traduit le fait que l'agrégat classique surestime parfois la liquidité réellement disponible, tandis que Divisia M1 reflète mieux l'usage économique effectif des actifs.

Une dynamique similaire est observée pour M2 et Divisia M2, bien que l'écart entre les deux séries soit moins prononcé que dans le cas de M1. L'indice Divisia M2 présente une croissance plus régulière, traduisant une meilleure prise en compte des changements dans la composition et la liquidité des instruments financiers. Cette stabilité relative renforce la pertinence de Divisia M2 comme indicateur alternatif de politique monétaire, particulièrement utile pour l'analyse à court et moyen terme.

Enfin, l'évolution de M4 et de Divisia M4 suit un schéma comparable. Les deux agrégats connaissent une progression générale, mais Divisia M4 croît de manière plus modérée, notamment après les années 1980. L'écart croissant entre les deux séries reflète une transformation structurelle de la masse monétaire, avec une part croissante d'actifs à faible liquidité dans les portefeuilles. En considérant ces actifs au même titre que les plus liquides, M4 tend à surestimer la quantité de monnaie réellement mobilisable. Divisia M4, en pondérant les composantes selon leur degré de liquidité, fournit ainsi une mesure plus précise et économiquement significative de l'offre monétaire.

FIGURE 3.2 – Évolution normalisée des agrégats monétaires classiques et des indices de Divisia aux États-Unis (1967T1-2024T3)



### 3.3.2 Corrélation contemporaine entre agrégats classiques et indices de Divisia

Les corrélations entre les agrégats monétaires classiques (M1, M2, M4) et leurs homologues construits selon la méthode Divisia révèlent des relations contrastées selon que l'on considère les niveaux ou les variations des séries.

TABLEAU 3.2 – Corrélations en niveau et en différence entre agrégats classiques et indices de Divisia

Périodes	M1 et Divisia M1		M2 et Divisia M2		M4 et Divisia M4	
	Niveau	Différence	Niveau	Différence	Niveau	Différence
1967–1980	-0.2390	0.8052	0.9796	0.7613	0.9398	-0.0329
1980–2000	0.9049	0.8420	0.9471	0.5500	0.9941	0.1844
2000–2024	0.9349	0.8808	0.9975	0.9610	0.6542	0.6704
2000–2019	0.9838	0.8983	0.9983	0.9284	-0.0733	0.3545

L'examen des corrélations en niveau entre agrégats simples et indices Divisia révèle des valeurs systématiquement élevées, un résultat largement attendu pour des séries non stationnaires partageant une tendance croissante de long terme. Ces corrélations reflètent donc avant tout la co-tendance des agrégats plutôt qu'une proximité dynamique. Comme le montrent Anderson et Jones (2011), les indices Divisia reproduisent effectivement la trajectoire de long terme des agrégats simples, en particulier pour M2

et M4, ce qui explique la forte concordance observée en niveau. Leur apport analytique se manifeste toutefois davantage dans les variations et la dynamique cyclique, où les pondérations endogènes permettent de capter des signaux plus informatifs. L'analyse des corrélations en croissance et des relations de cointégration constitue ainsi un terrain plus pertinent pour évaluer la valeur ajoutée des indices Divisia.

En revanche, les corrélations en différence sont plus faibles et plus hétérogènes, traduisant des divergences dans les fluctuations de court terme. Ces écarts reflètent la variation des pondérations des indices Divisia, liée aux mouvements des taux d'intérêt, qui modifie la contribution relative des actifs monétaires. Cette divergence est particulièrement marquée pour M4, dont la corrélation en niveau se dégrade nettement sur la période récente, tandis que les corrélations en différence restent modérées. À l'inverse, M2 conserve des corrélations relativement élevées en différence, suggérant une dynamique plus proche entre agrégat simple et indice Divisia.

Enfin, le cas de M1 sur la période 1967-1980 constitue une exception importante. La corrélation négative observée entre M1 et son équivalent Divisia reflète une divergence temporaire dans la mesure de la liquidité. Cette période correspond à une phase de désintermédiation financière progressive et de transformation du système monétaire américain, marquée par une forte inflation et une volatilité élevée des taux d'intérêt. Dans ce contexte, les arbitrages de portefeuille entre actifs liquides et rémunérés s'intensifient, modifiant différemment les dynamiques de M1 et de l'indice Divisia, lequel intègre des pondérations fondées sur le coût d'opportunité des actifs. Il en résulte un désalignement de court terme entre quantité de monnaie et services de liquidité, pouvant conduire à une corrélation négative.

### 3.3.3 Statistiques descriptives des agrégats classiques et indices de Divisia

Le Tableau 3.3 présente les statistiques descriptives des variations logarithmiques trimestrielles des agrégats monétaires traditionnels et de leurs contreparties Divisia. Dans ce cadre, les moyennes s'interprètent comme des taux de croissance moyens, tandis que les écarts-types renseignent sur la volatilité de la dynamique monétaire.

Sur l'ensemble des périodes considérées, les taux de croissance moyens apparaissent faibles et de même ordre de grandeur entre agrégats simples et indices Divisia. Par exemple, sur la période 1967–1980, la croissance moyenne de M2 s'établit à 0,60 % contre 1,48 % pour Divisia M2, tandis que pour M4, elle atteint 0,87 % contre 1,68 % pour Divisia M4. Des configurations similaires sont observées sur les périodes suivantes, notamment entre 2000 et 2024, où les moyennes de M2 (0,97 %) et de Divisia M2 (1,50 %) restent proches en ordre de grandeur. Ces résultats indiquent l'absence de différences systématiques dans la dynamique moyenne de court terme entre les agrégats.

Pour M2, les différences de volatilité sont plus modérées et évoluent selon les périodes. Par exemple, sur 1967–1980, les écarts-types de M2 (1,10 %) et de Divisia M2 (1,10 %) sont très proches, tandis que sur la période 2000–2024, les niveaux de volatilité restent comparables (1,58 % pour M2 contre 1,59 % pour Divisia M2). Cela suggère une proximité plus forte entre les deux mesures pour cet agrégat.

La distinction la plus marquée concerne la dispersion. Sur la période 1967–1980, l'écart-type de M4 (4,29 %) est nettement supérieur à celui de Divisia M4 (0,98 %), ce qui met en évidence une volatilité beaucoup plus élevée de l'agrégat simple. Ce résultat se retrouve sur les périodes récentes : entre 2000 et 2024, l'écart-type de M4 atteint 6,96 %, contre 2,00 % pour Divisia M4, et sur la sous-période 2000–2019, la volatilité de M4 (4,55 %) demeure largement supérieure à celle de Divisia M4 (1,01 %).

TABLEAU 3.3 – Statistiques descriptives comparées entre agrégats classiques et indices Divisia (variations logarithmiques trimestrielles)

Périodes	Variables	Moyenne	Écart-type
1967–1980	M2	0.0060	0.0110
	Divisia M2	0.0148	0.0110
	M4	0.0087	0.0429
	Divisia M4	0.0168	0.0098
1980–2000	M2	0.0063	0.0088
	Divisia M2	0.0110	0.0094
	M4	0.0166	0.0242
	Divisia M4	0.0131	0.0079
2000–2024	M2	0.0097	0.0158
	Divisia M2	0.0150	0.0159
	M4	0.0066	0.0696
	Divisia M4	0.0119	0.0200
2000–2019	M2	0.0102	0.0071
	Divisia M2	0.0148	0.0073
	M4	0.0013	0.0455
	Divisia M4	0.0110	0.0101

*Note* : Les statistiques sont calculées à partir des variations logarithmiques trimestrielles. Les valeurs peuvent être interprétées comme des taux de croissance approximatifs.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent que les agrégats simples et les indices Divisia présentent des dynamiques moyennes similaires en différences, mais des profils de volatilité distincts. Cette divergence est particulièrement marquée pour l'agrégat M4, pour lequel l'indice Divisia apparaît systématiquement moins volatil que l'agrégat simple sur l'ensemble des sous-périodes considérées. À l'inverse, pour M2, les niveaux de volatilité restent globalement comparables entre les deux mesures, sans écart systématique en faveur de l'un ou l'autre indicateur.

## 3.4 Analyse comparative entre indicateurs du marché du travail et agrégats classiques

### 3.4.1 Évolution des variables du marché du travail

La Figure 3.3 illustre les fluctuations trimestrielles de trois indicateurs clés du marché du travail américain (l'emploi, le coût unitaire réel de la main d'œuvre et les heures travaillées) sur la période 1967-2024. Les séries sont exprimées sous forme d'écart à leur tendance de long terme, obtenus à l'aide du filtre de Hodrick-Prescott ( $\lambda = 1600$ ). Par construction, elles sont centrées autour de zéro, ce qui permet d'isoler la composante cyclique et de mettre en évidence les dynamiques de court terme ainsi que leurs co-mouvements.

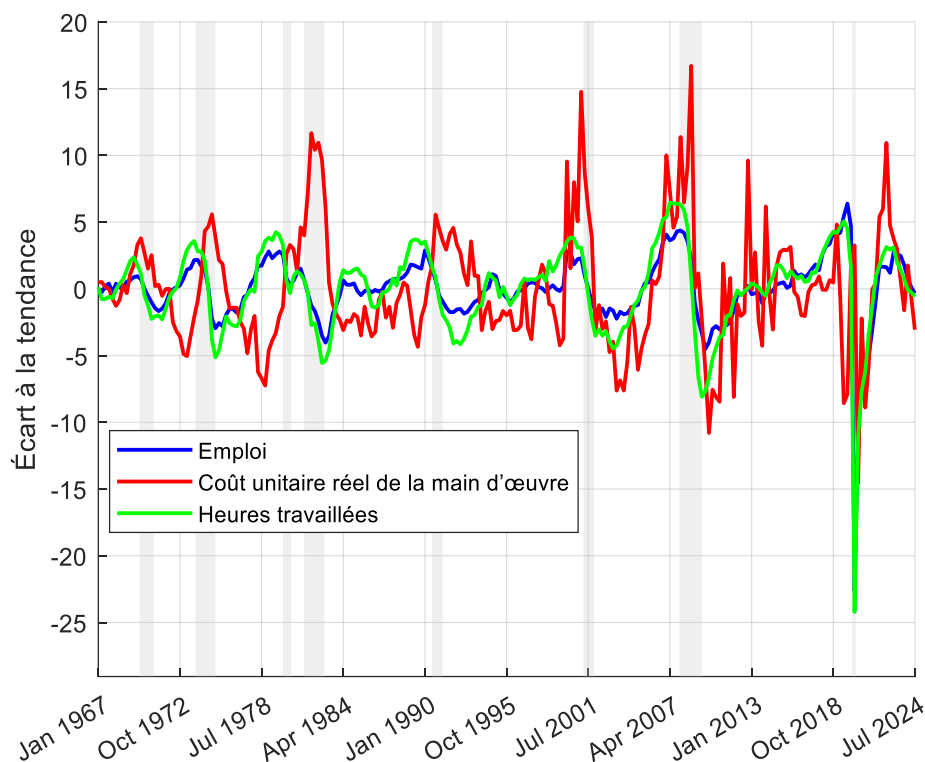
L'emploi et les heures travaillées présentent des profils proches, caractérisés par des co-mouvements positifs sur la majeure partie de la période. Ils réagissent fortement aux phases de ralentissement économique, comme l'illustrent les écarts négatifs observés lors des récessions du début des années 2000, de la crise financière de 2008 et de la crise sanitaire de 2020. Les heures travaillées apparaissent toutefois plus volatiles, avec des amplitudes plus marquées, ce qui suggère qu'elles constituent une variable d'ajustement privilégiée à court terme.

À l'inverse, le coût unitaire réel de la main d'œuvre adopte une trajectoire plus irrégulière et globalement plus volatile, sans synchronisation systématique avec les autres indicateurs. Cette moindre réactivité reflète l'existence de rigidités nominales et réelles, largement documentées dans la littérature, qui ralentissent l'ajustement des salaires aux conditions du cycle économique.

Les périodes de récession, indiquées par les zones ombrées, confirment ces mécanismes. En effet, elles s'accompagnent généralement d'une contraction de l'emploi et des heures travaillées, tandis que les ajustements du salaire réel demeurent plus hétérogènes et parfois différés. Les épisodes de 2008 et, plus encore, de 2020 illustrent particulièrement ces dynamiques, avec des chutes prononcées des quantités, contrastant avec des mouvements plus erratiques des salaires.

Ces résultats mettent en évidence des dynamiques différenciées entre les composantes du marché du travail et suggèrent des réactions potentiellement distinctes aux instruments de politique monétaire, ce qui justifie leur traitement séparé dans l'analyse économétrique du chapitre 4.

FIGURE 3.3 – Fluctuations du marché du travail autour de la tendance (1967T1-2024T3)



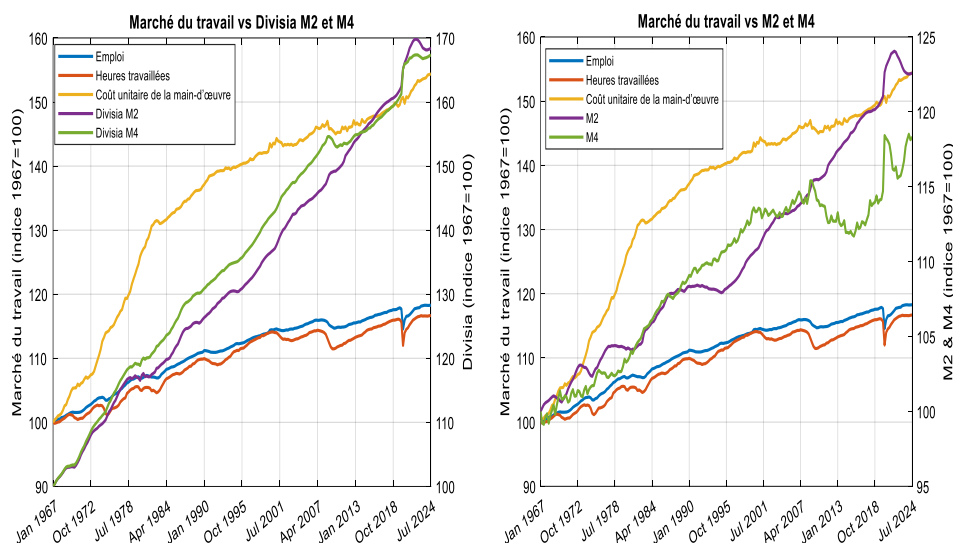
### 3.4.2 Relations entre indices monétaires Divisia et variables du marché du travail

L'examen conjoint des indices monétaires Divisia M2 et M4 et des principales variables du marché du travail américain, présenté dans la Figure 3.4, met en évidence des dynamiques différenciées selon la nature des crises traversées.

Lors de la crise financière de 2008, les indices Divisia accusent une contraction significative, traduisant un resserrement de la liquidité et une baisse de la masse monétaire disponible, concomitamment à une dégradation marquée de l'emploi et des autres indicateurs du marché du travail. Cette évolution illustre le schéma classique de transmission des chocs financiers à l'économie réelle par la contraction de la demande globale.

En revanche, durant la crise sanitaire liée à la Covid-19, les indices Divisia ont enregistré une progression rapide, reflétant les mesures exceptionnelles de relance monétaire mises en œuvre par les autorités. Cette expansion s'est toutefois accompagnée d'un effondrement temporaire des indicateurs du marché du travail, en raison des confinements, des perturbations des chaînes de production et des fermetures partielles de certains secteurs d'activité.

FIGURE 3.4 – Dynamique comparée des indices Divisia et des indicateurs du marché du travail américain (1967T1-2024T3)



### 3.4.3 Corrélation entre variables du marché du travail et agrégats monétaires

Le Tableau 3.4 présente les corrélations en différence première entre les principaux agrégats monétaires américains (M1, M2, M4 et leurs versions Divisia) et les variables du marché du travail (Coût unitaire de la main-d’œuvre, emploi et heures travaillées) sur la période 1967–2024 ainsi que sur plusieurs sous-périodes.

Ces faits stylisés pourraient être associés à certaines conjectures qui mériteraient d’être vérifiés plus formellement avec des analyses structurelles, dont celles que nous poursuivrons plus dans des sections subséquentes.

TABLEAU 3.4 – Corrélation en différence première entre variables monétaires et marché du travail (par période)

Période	Variables	M1	DivisiaM1	M2	DivisiaM2	M4	DivisiaM4
1967–1980	Coût unitaire de la main-d’œuvre	-0.3101	-0.3486	-0.3251	-0.4046	0.1548	-0.3962
	Emploi	0.4800	0.3723	0.2926	0.2590	0.0072	0.2785
	Heures Travaillées	0.4372	0.4076	0.2580	0.2611	0.0342	0.2824
1980–2000	Coût unitaire de la main-d’œuvre	-0.0206	-0.0072	0.0534	0.1111	0.1282	0.1403
	Emploi	0.1024	0.0462	0.0874	0.0723	0.0757	0.1192
	Heures Travaillées	0.0692	0.0602	0.1111	0.0276	-0.0053	0.0468
2000–2024	Coût unitaire de la main-d’œuvre	0.0551	0.0926	0.0770	0.0277	0.2627	0.1217
	Emploi	-0.7517	-0.6392	-0.6387	-0.5736	-0.6266	-0.6941
	Heures Travaillées	-0.6813	-0.5741	-0.6079	-0.5306	-0.6477	-0.6644
2000–2019	Coût unitaire de la main-d’œuvre	0.0469	0.0561	-0.0221	-0.0838	0.2628	0.1213
	Emploi	-0.2839	-0.1814	-0.2908	-0.3375	0.1442	0.0772
	Heures Travaillées	-0.2603	-0.1531	-0.4234	-0.4208	-0.0719	-0.1550

Sur la période 1967-1980, les corrélations entre les agrégats monétaires et les va-

riables du marché du travail sont majoritairement positives pour l'emploi et les heures travaillées (par exemple 0.48 et 0.44 pour M1), suggérant une co-évolution avec l'activité économique. En revanche, les corrélations avec les coûts unitaires réels de la main-d'œuvre sont négatives pour la plupart des agrégats, notamment pour M2 et Divisia M2.

Entre 1980 et 2000, les corrélations deviennent globalement plus faibles, souvent proches de zéro. Cette atténuation des co-mouvements est observable pour l'ensemble des variables du marché du travail et reflète une moindre synchronisation entre agrégats monétaires et activité réelle.

Sur la période récente 2000-2024, les corrélations entre les agrégats monétaires et l'emploi ainsi que les heures travaillées deviennent nettement négatives, avec des valeurs élevées en valeur absolue (par exemple -0.75 pour M1 et -0.69 pour Divisia M4 pour l'emploi). Ces résultats indiquent une relation inverse dans les données sur cette période. Les corrélations avec les salaires, en revanche, restent faibles à modérées et parfois positives, notamment pour M4 et Divisia M4.

Lorsque l'on exclut la période récente marquée par la pandémie (2000-2019), les corrélations négatives demeurent mais avec une intensité plus modérée. Par exemple, les corrélations entre les agrégats et l'emploi se situent entre -0.18 et -0.34 selon les mesures, ce qui suggère que les co-mouvements observés sur la période 2000-2024 sont en partie influencés par des épisodes exceptionnels.

Dans l'ensemble, ces résultats mettent en évidence une forte hétérogénéité des corrélations selon les périodes et les variables considérées. Ils montrent également que les agrégats larges, en particulier M4 et Divisia M4, présentent parfois des corrélations positives avec les salaires, suggérant qu'ils captent certaines co-mouvances macroéconomiques spécifiques. Toutefois, ces corrélations doivent être interprétées comme des relations descriptives et non comme des effets de la politique monétaire.

La période étudiée couvre en effet plusieurs régimes monétaires et épisodes de rupture, notamment les chocs pétroliers, la désinflation sous Volcker, la crise financière de 2008 et la pandémie de Covid-19, ce qui complexifie l'interprétation des relations observées. Ces éléments justifient le recours à une analyse structurelle afin d'identifier plus précisément les effets des chocs de politique monétaire sur le marché du travail.

# Chapitre 4

## CADRE MÉTHODOLOGIQUE

### 4.1 Introduction à l'approche VAR

Les modèles à vecteurs autorégressifs (VAR) ont été introduits afin d'analyser la dynamique conjointe de plusieurs variables macroéconomiques, tout en limitant l'imposition de contraintes théoriques strictes (Sims, 1980).

Dans sa forme générale, un modèle VAR d'ordre  $p$  s'écrit :

$$Y_t = c + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

où :

- $Y_t$  est le vecteur des variables endogènes,
- $\Phi_i$  sont les matrices de coefficients à estimer,
- et  $\varepsilon_t$  correspond au vecteur des chocs de la forme réduite, généralement supposés non auto-corrélés mais pouvant présenter une corrélation contemporaine.

Dans le cadre de cette étude, le vecteur des variables endogènes est spécifié comme suit :

$$Y_t = \begin{bmatrix} \text{PIB}_t, \text{Déflateur\_PIB}_t, \text{Prix\_Matières\_Premières}_t, \\ \text{Emploi}_t, \text{Heures\_Travaillées}_t, \text{Mesure\_Prix\_Réal\_Travail}_t, \\ \text{Taux\_Fonds\_Fédéraux}_t, \text{Divisia}_t, \text{CUD}_t, \text{Base\_Monétaire}_t \end{bmatrix}$$

La mesure du prix réel du travail est définie alternativement soit par le salaire réel horaire, soit par le coût réel unitaire du travail. Cette approche permet d'évaluer la robustesse des résultats selon la mesure du coût du travail retenue dans la littérature, tout en conservant une structure VAR cohérente et comparable entre les différentes spécifications du modèle.

Ces variables sont organisées en quatre blocs : un bloc macroéconomique, un bloc du marché du travail, un bloc de politique monétaire et un bloc d'autres variables monétaires, dont la structure sera précisée dans la section suivante.

Cependant, les VAR standards présentent certaines limites. Ils ne prennent pas en compte les relations contemporaines entre les variables, ce qui empêche d'analyser les effets immédiats d'un choc. L'identification des chocs économiques est également difficile, car les innovations de la forme réduite ne correspondent pas nécessairement à des chocs structurels distincts. Enfin, l'interprétation économique de ces innovations reste limitée, rendant complexe l'analyse des mécanismes sous-jacents.

Pour pallier ces contraintes, l'approche des VAR structurels (SVAR) introduit des restrictions structurelles permettant d'identifier économiquement les chocs et de décomposer les fluctuations observées en chocs monétaires, budgétaires, technologiques, etc. L'objectif est de relier les chocs réduits aux chocs structurels interprétables économiquement.

## 4.2 Modèle VAR à coefficients fixes et identification Cholesky

### 4.2.1 Formulation du SVAR

Le SVAR à coefficients fixes s'écrit sous la forme structurelle :

$$AY_t = \lambda + \sum_{i=1}^p B_i Y_{t-i} + u_t \quad (4.2)$$

où  $Y_t$  est le vecteur des variables endogènes,  $A$  capture les interdépendances contemporaines,  $B_i$  sont les coefficients des retards, et  $u_t$  représente les chocs structurels orthogonaux.

La forme réduite s'obtient en multipliant par  $A^{-1}$  :

$$Y_t = \pi + \sum_{i=1}^p \Phi_i Y_{t-i} + e_t \quad (4.3)$$

$$\text{avec } \pi = A^{-1}\lambda, \quad \Phi_i = A^{-1}B_i, \quad e_t = A^{-1}u_t \quad (4.4)$$

La relation entre les chocs réduits  $e_t$  et les chocs structurels  $u_t$  permet d'interpréter économiquement les fluctuations des variables.

L'identification des chocs structurels dans les modèles SVAR peut reposer sur l'imposition de restrictions contemporaines entre les variables. L'idée fondamentale est que certaines variables réagissent instantanément à certains chocs, tandis que d'autres

ajustent leurs réponses avec un certain délai. La relation entre les innovations réduites  $e_t$  et les chocs structurels  $u_t$  s'écrit :

$$u_t = Ae_t \tag{4.5}$$

où la matrice  $A$  capture les interdépendances contemporaines entre les variables. La matrice de variance-covariance des chocs structurels est donnée par :

$$\Sigma = E(u_t u_t') = A\Omega A' \tag{4.6}$$

$$\Omega = E(e_t e_t') \tag{4.7}$$

avec  $\Omega$  généralement diagonale, reflétant des chocs structurels orthogonaux. Dans un VAR standard,  $A = I$ , ce qui empêche de modéliser les réactions contemporaines entre variables. La méthode SVAR, en revanche, permet d'imposer une hiérarchie structurelle économiquement fondée. Une approche courante consiste à utiliser la décomposition de Cholesky, qui impose une structure récursive (triangulaire inférieure) à la matrice  $A$ . Cette hiérarchie est économiquement motivée et compatible avec les travaux de Sims (1980), Christiano et al. (1999) et Blanchard (2010).

#### 4.2.2 Hiérarchie structurelle des blocs de variables

Dans le cadre de notre analyse empirique, les variables endogènes sont structurées en quatre blocs afin de rendre compte à la fois de leurs interactions et de leur temporalité de réaction aux chocs économiques.

Le premier bloc, de nature macroéconomique, comprend le PIB réel, le déflateur du PIB et les prix des matières premières. Ces variables sont considérées comme étant principalement influencées par des chocs d'origine mondiale et peu susceptibles d'être affectées de manière contemporaine par des chocs structurels émanant des variables appartenant aux blocs subséquents du modèle (Arestis et al., 2001 ; Galí et Monacelli, 2005). Cet ordonnancement repose sur l'hypothèse d'une exogénéité contemporaine relative des agrégats macroéconomiques fondamentaux, dans la mesure où l'activité réelle, le niveau général des prix et les prix des matières premières sont largement déterminés par la conjoncture internationale et les dynamiques globales d'offre et de demande, et ne réagissent que de manière différée aux ajustements induits par la politique monétaire ou les conditions du marché du travail. Le positionnement de ce bloc en amont du système permet ainsi d'identifier plus clairement les chocs macroéconomiques globaux tout en limitant les biais d'identification liés à des rétroactions contemporaines, conformément aux pratiques usuelles de la littérature VAR.

Le second bloc correspond au marché du travail et regroupe l'emploi, les heures

travaillées et le salaire réel, qui réagissent de manière contemporaine aux fluctuations économiques et traduisent une sensibilité immédiate aux chocs affectant le bloc macroéconomique (Blanchard et Katz, 1997). L’ordonnancement retenu au sein de ce bloc, allant de l’emploi aux heures travaillées puis au salaire réel, repose sur l’idée que les ajustements du marché du travail s’opèrent d’abord par les quantités avant de se traduire par des ajustements de prix. Face aux chocs macroéconomiques ou de politique monétaire, les entreprises arbitrent en priorité sur la marge extensive en ajustant l’emploi, puis sur la marge intensive via les heures travaillées, ces ajustements étant généralement moins contraints que ceux portant sur les salaires. Le salaire réel, caractérisé par d’importantes rigidités nominales et institutionnelles liées aux contrats et à la négociation collective, s’ajuste plus lentement et réagit avec retard, ce qui justifie son positionnement en dernière place dans l’ordonnancement du bloc. Une analyse de sensibilité à l’ordonnancement intrabloc du marché du travail sera toutefois menée afin d’évaluer la robustesse des résultats qui en découleront.

Le troisième bloc regroupe les instruments de politique monétaire, notamment le taux des fonds fédéraux et les agrégats monétaires, dont les effets sur l’économie réelle se manifestent généralement avec un certain décalage temporel, en réponse aux évolutions macroéconomiques et du marché du travail (Bernanke et al., 2005 ; Christiano et al., 1999).

Enfin, le quatrième bloc comprend d’autres variables monétaires, telles que la base monétaire et le coût d’usage de la monnaie, qui réagissent quasi instantanément aux chocs des autres blocs en raison de leur nature institutionnelle ou opérationnelle (Taylor, 1993 ; Woodford, 2003).

Cette organisation en blocs permet de structurer l’identification des chocs dans le modèle SVAR et d’imposer une hiérarchie économiquement cohérente.

Afin de traduire empiriquement la hiérarchie structurelle retenue, nous imposons une matrice des coefficients contemporains  $A$  de forme triangulaire inférieure, conformément à la logique causale sous-jacente à l’identification des chocs structurels. Cette matrice s’écrit comme suit :

$$A = \begin{bmatrix} A_{1,1} & 0 & 0 & 0 \\ A_{2,1} & A_{2,2} & 0 & 0 \\ A_{3,1} & A_{3,2} & A_{3,3} & 0 \\ A_{4,1} & A_{4,2} & A_{4,3} & A_{4,4} \end{bmatrix}$$

Cette spécification implique que les variables du premier bloc (macroéconomie globale) sont exogènes à court terme et ne réagissent pas instantanément aux chocs émanant des autres blocs. En revanche, les variables du bloc 2 (marché du travail)

peuvent réagir immédiatement aux chocs du bloc 1, mais pas à ceux des blocs 3 et 4. Le bloc 3 (politique monétaire) réagit aux chocs des deux premiers blocs, tandis que le bloc 4 (autres variables monétaires) est autorisé à réagir instantanément aux chocs de l'ensemble des blocs.

Le vecteur des variables endogènes est organisé de manière cohérente avec cette hiérarchie :

$$Y_t = \begin{bmatrix} X'_{1,t} & X'_{2,t} & S_t & X'_{3,t} \end{bmatrix}$$

où :

- $X_{1,t}$  : variables macroéconomiques (bloc 1),
- $X_{2,t}$  : variables du marché du travail (bloc 2),
- $S_t$  : instruments de politique monétaire (bloc 3),
- $X_{3,t}$  : autres variables monétaires (bloc 4).

La correspondance entre les variables économiques et leur regroupement en blocs est détaillée ci-dessous :

TABLEAU 4.1 – Correspondance entre les blocs et les variables

<b>Blocs</b>	<b>Variables</b>
Variables agrégées de quantité et de prix	PIB réel, Déflateur implicite PIB, Cours des matières premières
Variables marché du travail	Emploi, Coût unitaire de la main-d'œuvre, Heures travaillées
Variable indicatrice de politique monétaire choisie parmi	Taux des Fed funds ou Shadow rate ou Agrégat simple M2 ou Agrégat Divisia M2 ou Agrégat simple M4 ou Agrégat Divisia M4
Autres variables monétaires	Base monétaire, Coût d'utilisation de M2 ou M4

Cette organisation en blocs permet une identification cohérente des chocs structurels tout en respectant une logique économique fondée sur la temporalité des réactions entre les variables. Après avoir construit le modèle SVAR à coefficients fixes, il est nécessaire de prendre en compte les évolutions potentielles de la dynamique économique au fil du temps.

Dans cette perspective, l'analyse est étendue au modèle TVP-VAR (Time-Varying Parameter VAR), qui autorise une variation temporelle des coefficients et de la volatilité des chocs, offrant ainsi une représentation plus flexible et réaliste des interactions économiques.

### 4.3 Modèle TVP-SVAR à coefficients variables dans le temps

Dans la continuité du modèle SVAR identifié par décomposition de Cholesky en blocs présenté précédemment, l'analyse est poursuivie à l'aide d'un modèle TVP-SVAR (Time-Varying Parameter SVAR), estimé selon une méthode récente et efficace proposée par Goulet Coulombe (2023). Cette approche permet de suivre l'évolution temporelle des coefficients du VAR, tout en utilisant une procédure d'estimation plus accessible que les méthodes bayésiennes classiques.

Le modèle TVP-SVAR se spécifie formellement de la manière suivante :

$$Y_t = \Phi(L)Y_{t-1} + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega_{\varepsilon_t}) \quad (4.8)$$

$$\Phi_t = \Phi_{t-1} + e_t, \quad e_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega_{e_t}) \quad (4.9)$$

où :

- $Y_t$  est le vecteur des variables endogènes à la période  $t$  ;
- $\Phi(L)$  désigne la matrice des coefficients autorégressifs du VAR d'ordre  $K$ , qui varie au cours du temps ;
- Les résidus  $\varepsilon_t$  sont supposés suivre une loi normale, avec une matrice de variance-covariance  $\Omega_{\varepsilon_t}$  ;
- L'évolution des coefficients  $\Phi_t$  suit un processus à marche aléatoire, caractérisé par des innovations  $e_t \sim \mathcal{N}(0, \Omega_{e_t})$ .

La matrice  $\Omega_{\varepsilon_t}$  constitue l'objet pertinent pour l'identification structurelle des chocs, notamment via une décomposition de Cholesky, contrairement à  $\Omega_{e_t}$  qui est associée uniquement à la dynamique des coefficients.

Comme dans le cadre précédent, nous retenons une identification structurelle via la décomposition de Cholesky en blocs appliquée à la matrice de variance des résidus  $\Omega_{e_t}$ . Cette hypothèse implique un ordre de causalité instantanée entre les variables, que nous déterminons en fonction de considérations économiques.

#### 4.3.1 Estimation par Ridge multivariée régularisée (2SRR)

L'estimation des modèles TVP-SVAR soulève toutefois une difficulté centrale : le choix du degré de variation temporelle autorisé pour les coefficients  $\Phi_{k,t}$ . En effet, une flexibilité excessive conduit à un surajustement du modèle, tandis qu'une rigidité trop forte risque de masquer des changements structurels significatifs.

Pour surmonter ce dilemme, Goulet Coulombe (2023) reformule l'estimation sous la forme d'un problème de régression Ridge multivariée régularisée dans le temps. Il montre que le système précédent est équivalent à la résolution du problème suivant :

$$\min_{\Phi_{1,t}, \dots, \Phi_{K,t}} \sum_{t=1}^T \|Z_t - \Phi(L)Y_{t-1}\|^2 + \sum_{k=1}^K \sum_{t=1}^T \lambda_k \|\Phi_{k,t} - \Phi_{k,t-1}\|^2, \quad (4.10)$$

où :

- le premier terme mesure l'erreur d'ajustement du modèle (log-vraisemblance) ;
- le second terme introduit une pénalité quadratique sur la variation temporelle des coefficients, contrôlée par les paramètres de régularisation  $\lambda_k$ .

Sur cette base, l'auteur propose une procédure d'estimation en deux étapes (Two-Step Ridge Regression, 2SRR) :

1. estimer la séquence des coefficients  $\{\Phi_{k,t}\}$  par régression Ridge multivariée en minimisant le critère ci-dessus ;
2. lisser les coefficients obtenus et estimer la variance des résidus  $\Omega_{e_t}$ , sur laquelle repose ensuite l'identification, dont par la décomposition de Cholesky en blocs, par exemple.

#### 4.3.2 Choix des hyperparamètres de lissage $\lambda_k$

Le choix des hyperparamètres de lissage  $\lambda_k$  joue un rôle déterminant dans l'estimation du modèle TVP-SVAR via l'estimateur 2SRR. Ces paramètres contrôlent l'ampleur des variations temporelles des coefficients  $\{\Phi_{k,t}\}$  et déterminent dans quelle mesure ceux-ci peuvent évoluer d'une période à l'autre. En termes statistiques, ils visent à trouver un compromis optimal entre biais et variance, en régulant le rapport entre la variance des innovations  $\varepsilon_t$  et celle des perturbations  $e_t$  qui gouvernent la dynamique des coefficients.

Afin d'éviter une sélection arbitraire ou purement empirique de ces paramètres, Goulet Coulombe (2023) propose une procédure automatisée fondée sur une validation croisée en blocs (« blocked K-fold cross-validation »), spécifiquement adaptée aux données temporelles trimestrielles. Cette méthode consiste à diviser l'échantillon en blocs de dix trimestres (soit deux ans et demi) et à appliquer une validation croisée à cinq plis. Un tel dispositif permet :

1. de préserver la dépendance temporelle entre observations successives, contrairement à une validation croisée classique ;
2. de limiter le risque de surapprentissage lié à une flexibilité excessive des coefficients ;

3. de capter les variations structurelles pertinentes sans accroître démesurément la dimension du modèle.

Le choix d'une taille de bloc de dix trimestres constitue ainsi un compromis permettant de conserver suffisamment d'information temporelle tout en garantissant la stabilité de l'estimation.

Le mécanisme de sélection automatisée des  $\lambda_k$  par validation croisée confère à l'approche 2SRR une robustesse empirique accrue et assure une flexibilité maîtrisée dans l'évolution des coefficients du TVP-SVAR.

En définitive, cette version du TVP-SVAR identifié par Cholesky en blocs et enrichie par l'approche de Goulet Coulombe (2023) se présente comme une alternative crédible aux méthodes bayésiennes traditionnelles. Comme le soulignent Barrette et Paquet (2025), l'estimation bayésienne des modèles TVP-VAR soulève en effet plusieurs enjeux pratiques importants, notamment la perte d'observations liée à la nécessité de réserver un échantillon d'apprentissage, ainsi que le nombre élevé d'hyperparamètres à étalonner, associés à différentes distributions a priori et souvent difficiles à justifier économiquement. Dans la pratique, ces contraintes conduisent fréquemment les chercheurs à adopter des valeurs conventionnelles issues de la littérature, en particulier celles proposées par Primiceri (2005). Elle conserve les avantages de la modélisation à paramètres variables tout en permettant d'examiner de manière rigoureuse l'évolution dans le temps des effets des chocs de politique monétaire, notamment selon les agrégats monétaires retenus (classiques ou Divisia) et leur impact différencié sur le marché du travail américain.

# Chapitre 5

## RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

### 5.1 Tests économétriques préliminaires

#### 5.1.1 Tests de stationnarité

Avant d'entreprendre les estimations économétriques, il est essentiel d'examiner la stationnarité des variables, une propriété fondamentale en économétrie des séries temporelles. Une série temporelle est dite stationnaire si ses caractéristiques statistiques, telles que l'espérance, la variance et la covariance, restent constantes dans le temps. La stationnarité est une condition clé pour garantir la validité des modèles économétriques, car la présence d'une racine unitaire dans une série non stationnaire peut entraîner des résultats biaisés et des inférences incorrectes.

Dans cette étude, nous appliquons deux tests de racine unitaire largement utilisés : le test de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et le test de Phillips-Perron (PP).

Proposé par Dickey et Fuller (1979) et amélioré par Said et Dickey (1984), le test ADF vise à détecter la présence d'une racine unitaire dans une série temporelle. Il repose sur l'estimation du modèle suivant :

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^q \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

où :

- $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$  représente la première différence de la série,
- $\alpha$  est une constante (optionnelle),
- $\beta t$  est une tendance temporelle (optionnelle),
- $q$  représente le nombre de retards sélectionné pour capturer l'autocorrélation des erreurs,
- $\gamma$  est le coefficient d'intérêt : si  $\gamma = 0$ , alors la série présente une racine unitaire

et est non stationnaire.

Introduit par Phillips et Perron (1988), le test PP constitue une extension du test ADF en corrigeant certaines de ses limites, notamment celles liées à la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation des erreurs. Alors que le test ADF introduit des termes de retard pour corriger la corrélation sérielle, le test PP applique une correction non paramétrique à la statistique de Dickey-Fuller afin de neutraliser les biais engendrés par des erreurs hétéroscédastiques. Bien que les deux tests reposent sur la même équation de régression, le test PP utilise une estimation robuste de la variance des erreurs, ce qui permet d'obtenir des résultats plus fiables en présence de chocs économiques et de variations de volatilité dans le temps.

L'estimation de ce modèle est effectuée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), et la statistique de test suit une distribution non standard. Une p-value faible ( $< 5\%$ ) implique un rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, suggérant ainsi que la série est stationnaire. En revanche, une p-value élevée indique que la série est non stationnaire, nécessitant une transformation supplémentaire (généralement une différenciation).

Le Tableau 5.1 présente les résultats des tests de stationnarité de Dickey-Fuller augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) appliqués aux différentes variables macroéconomiques retenues dans l'analyse. Ces tests permettent d'identifier la présence éventuelle d'une racine unitaire, en évaluant si chaque série est stationnaire ou intégrée d'un certain ordre. La procédure ADF est mise en œuvre de manière séquentielle, en distinguant les spécifications avec tendance et avec constante, tandis que le test de Phillips-Perron est utilisé à titre de robustesse pour tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité et autocorrélation des résidus sans paramétrisation explicite de la dynamique.

TABLEAU 5.1 – Résultats complets des tests de stationnarité ADF (séquentiel) et Phillips-Perron

Série	Lag	ADF (TS)		ADF (ARD)		Phillips-Perron		Ordre
		Stat	p-val	Stat	p-val	Stat	p-val	
PIB	0	-1.5576	0.8065	-1.3259	0.5936	9.5345	0.9990	I(1)
Déflateur	3	-2.4367	0.3772	-2.7175	0.0727	18.3880	0.9990	I(1)
Prix matières premières	1	-2.7537	0.2215	-1.9828	0.3042	1.4561	0.9640	I(1)
M2	1	-1.9843	0.5992	0.3696	0.9812	19.4100	0.9990	I(1)
M4	6	-1.5420	0.8120	-0.8905	0.7853	5.4148	0.9990	I(1)
Divisia M2	3	-2.9170	0.1596	-0.0719	0.9498	15.9700	0.9990	I(1)
Divisia M4	1	-2.1638	0.5111	-1.5079	0.5134	13.2440	0.9990	I(1)
Taux Fed	7	-3.0385	0.1245	-1.9796	0.3056	-1.0796	0.2557	I(1)
Réserves	1	-1.5294	0.8167	-0.4654	0.8936	2.0098	0.9895	I(1)
Base monétaire	1	-1.8627	0.6589	0.4081	0.9828	6.3348	0.9990	I(1)
Bons du Trésor	6	-2.2545	0.4665	-0.2373	0.9302	3.6225	0.9990	I(1)
Papier commercial	8	-0.9078	0.9522	-2.2860	0.1775	5.2544	0.9990	I(1)
Heures travaillées	0	-1.7062	0.7357	-1.3548	0.5809	3.1294	0.9990	I(1)
Emploi	0	-1.8372	0.6714	-2.1936	0.2114	4.5943	0.9990	I(1)
Coût unitaire réel de la main-d'œuvre	7	-2.1548	0.5155	-2.9349	0.0431	-2.9349	0.0431	I(1)*

*Note* : Pour le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les résultats des tests ADF diffèrent selon la spécification retenue (avec constante ou avec tendance). L'ordre d'intégration  $I(1)$  est donc principalement confirmé sur la base du test de Phillips-Perron, dont les résultats indiquent la présence d'une racine unitaire en niveau.

Les tests de Dickey-Fuller augmentés sont conduits selon une procédure séquentielle conforme à Paquet (2003), avec une sélection endogène du nombre de retards fondée sur le critère MAIC proposé par Ng et Perron (2001). Pour chaque variable, l'équation ADF est d'abord estimée avec constante et tendance déterministe, puis la significativité du coefficient associé au terme en niveau ( $\beta$ ) est évaluée à l'aide de valeurs critiques non standards propres au test de Dickey-Fuller. Lorsque l'hypothèse nulle  $H_0 : \beta = 0$  n'est pas rejetée dans la spécification incluant une tendance, le test est ré-estimé dans une équation avec constante uniquement, conformément à la procédure séquentielle retenue. La stationnarité d'une série est établie exclusivement sur la base du rejet de l'hypothèse nulle de racine unitaire, indépendamment de la spécification considérée.

Ces résultats mettent en évidence que les variables sont intégrées d'ordre un, ce qui justifie le recours systématique aux transformations en différences premières dans les estimations VAR ultérieures afin de garantir la stationnarité des séries et la validité des inférences économétriques.

Par ailleurs, bien que les variables soient toutes  $I(1)$ , les tests de cointégration ne fournissent pas de résultats suffisamment robustes pour justifier l'estimation d'un modèle à correction d'erreur (VECM). Dans ce contexte, le choix d'un modèle VAR en différences premières est retenu, permettant de se concentrer sur les dynamiques de court terme tout en évitant les risques de mauvaise spécification liés à une éventuelle instabilité des relations de long terme.

### 5.1.2 Sélection du nombre optimal de retards $p$

L'un des éléments essentiels dans l'estimation d'un modèle SVAR est le choix du nombre optimal de retards  $p$ . Une sélection inappropriée avec un  $p$  trop petit peut entraîner des problèmes d'auto-corrélation des erreurs et des biais d'estimation. En revanche, une valeur trop élevée de  $p$  entraîne une surparamétrisation qui ne cause pas de biais ni de problème de convergence, mais qui rend les estimateurs moins précis. Pour ces raisons, des critères d'information sont utilisés afin de déterminer

la valeur optimale de  $p$ .

Ainsi, les critères d'information les plus couramment employés sont l'AIC (Akaike Information Criterion) et le SIC (Schwarz Information Criterion, également appelé BIC – Bayesian Information Criterion). Ils permettent d'évaluer la qualité du modèle en tenant compte à la fois de l'ajustement statistique et de la parcimonie, évitant ainsi un excès de paramètres inutiles.

Les formules sont données par :

$$\text{AIC} = \ln \det(\Sigma_P) + \frac{2m^2p}{T}$$

$$\text{SIC} = \ln \det(\Sigma_P) + \frac{m^2p \ln T}{T}$$

- $\Sigma_P$  est la matrice de variance-covariance des résidus du modèle VAR estimé ;
- $\ln \det(\Sigma_P)$  représente le logarithme du déterminant de cette matrice, une mesure de la dispersion des erreurs ;
- $m$  est le nombre de variables endogènes dans le VAR ;
- $p$  est le nombre de retards considérés ;
- $T$  est la taille de l'échantillon.

Ainsi, afin d'identifier le nombre de retards optimal pour les variables indicatrices de politique monétaire, les critères d'information correspondants sont présentés en annexe (Tableau A.1).

## 5.2 Résultats issus du modèle VAR à coefficients fixes

Compte tenu de l'ordonnement des variables tel que défini et justifié dans le chapitre 4, le modèle de référence retenu s'écrit comme suit :

$$Y_t = \begin{bmatrix} \text{PIB}_t, \text{Déflateur\_PIB}_t, \text{Prix\_Matières\_Premières}_t, \\ \text{Emploi}_t, \text{Heures\_Travaillées}_t, \text{Mesure\_Prix\_Réal\_Travail}_t, \\ \text{Taux\_Fonds\_Fédéraux}_t, M_t, \text{CUD}_t, \text{Base\_Monétaire}_t \end{bmatrix}$$

Les variables sont exprimées en différences premières, ce qui permet de capter leurs variations trimestrielles tout en garantissant la stationnarité des séries, condition nécessaire à l'estimation du modèle VAR.

La variable  $\text{CUD}_t$  mesure le coût d'usage de la monnaie, c'est-à-dire le coût d'opportunité de la détention d'actifs monétaires relativement à un actif alternatif rémunéré. Elle renseigne ainsi sur la dimension de prix de la liquidité. Par ailleurs,  $M_t$  capture la quantité de monnaie au sens large, tandis que la base monétaire reflète la liquidité primaire directement liée aux instruments de la banque centrale. Leur inclusion conjointe, avec le coût d'usage, permet de distinguer les effets liés aux volumes de monnaie de ceux associés à son coût de détention, offrant ainsi une représentation plus complète des conditions monétaires.

La deuxième sous-section est consacrée à l'introduction et à l'analyse d'une mesure alternative de la rémunération du travail, afin d'évaluer l'incidence du choix de la mesure du salaire réel sur les résultats empiriques.

### 5.2.1 Résultats VAR fixe obtenus avec la première mesure du salaire réel

Les résultats présentés dans la Figure 5.1 illustrent les fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des principales variables macroéconomiques à la suite d'un choc monétaire restrictif, mesuré alternativement à l'aide du taux des fonds fédéraux (TFF), des agrégats monétaires classiques (M2, M4) et de leurs équivalents Divisia (Divisia M2, Divisia M4).

Les résultats empiriques révèlent que, quel que soit l'indicateur retenu, un choc monétaire restrictif exerce un effet contractif sur l'activité réelle américaine, conformément aux canaux de transmission identifiés dans la littérature (Christiano et al., 1999). Le PIB diminue de manière persistante, illustrant la sensibilité de la demande globale aux hausses de taux d'intérêt réels. En revanche, le recours au taux des fonds fédéraux produit un profil particulier. En effet, à court terme, une hausse transitoire de l'activité réelle est observée avant que les effets contractifs ne dominent. Par ailleurs, l'ampleur et la rapidité de la réaction diffèrent selon la mesure utilisée. Ainsi, un choc sur Divisia M4 entraîne une baisse initiale du PIB plus marquée que celle induite par M4 classique, mais le retour à l'équilibre s'opère plus rapidement. Cette dynamique peut refléter une sensibilité différenciée du produit aux deux mesures monétaires. De même, l'utilisation de Divisia M2 met en évidence un ajustement plus fluide et moins volatil que celui obtenu avec M2 classique. Ces différences traduisent des réactions distinctes du PIB aux agrégats considérés, plutôt qu'une meilleure capacité intrinsèque de l'un d'eux à représenter l'orientation de la politique monétaire. L'agrégation de type Divisia, fondée sur une pondération marginale (Barnett, 1980), peut néanmoins contribuer à capter certaines dimensions de la liquidité, ce qui peut expliquer les écarts observés.

Le déflateur du PIB et les prix des matières premières diminuent suite à un choc monétaire restrictif sur les agrégats monétaires, à l'exception du taux des fonds fédéraux, traduisant un effet désinflationniste conforme aux modèles de la nouvelle économie keynésienne (Bernanke et Mihov, 1998). Les réponses sont plus rapides et plus marquées avec Divisia M4 ou Divisia M2, soulignant la pertinence de ces agrégats pour capter la transmission vers l'inflation (Belongia et Ireland, 2015). En revanche, M2 classique induit une réaction initiale plus modérée et heurtée. Un choc sur le taux des fonds fédéraux est associé, quant à lui, à une hausse des prix des matières premières à court terme et à une augmentation du déflateur du PIB. Ce résultat, de signe non conforme aux prédictions usuelles, s'apparente à un *price puzzle* bien documenté dans la littérature empirique (Keating et al., 2019; Barrette et Paquet, 2025). Il est généralement interprété comme le fait que le taux directeur réagit de manière anticipée aux pressions inflationnistes, de sorte que le choc identifié intègre en partie cette information.

Sur le marché du travail, la réaction à un choc monétaire est visible tant sur l'emploi que sur les heures travaillées. Dans les deux cas, elle est négative. Les heures travaillées tendent toutefois à s'ajuster plus rapidement que l'emploi, traduisant un ajustement initial sur la marge intensive avant un ajustement sur la marge extensive (Galí, 2015). Néanmoins, l'ampleur des ajustements diffère selon les indicateurs. Avec Divisia M4, la baisse de l'emploi et des heures travaillées est plus prononcée et plus régulière qu'avec M4 classique, confirmant que cet agrégat capture mieux la sensibilité du marché du travail aux conditions de liquidité (Benati, 2015). Dans le cas de Divisia M2, les réponses sont comparables à celles de M2 classique mais apparaissent moins volatiles, ce qui traduit une transmission plus cohérente. Enfin, avec le taux des fonds fédéraux, les résultats diffèrent des autres indicateurs. La réaction de l'emploi et des heures travaillées se caractérise par une hausse initiale après le choc, avant un ajustement ultérieur. Ce profil, en décalage avec les prédictions usuelles, peut s'expliquer par les délais de transmission de la politique monétaire. En effet, l'ajustement des variables réelles à un resserrement monétaire est généralement progressif et se matérialise avec retard, de sorte que la

réponse à court terme peut ne pas refléter immédiatement la contraction attendue.

Concernant le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, sa réaction aux chocs de politique monétaire reste limitée. Cette faible réactivité s'explique par la rigidité des salaires nominaux, qui s'ajustent lentement à court terme. En conséquence, les variations des prix se transmettent progressivement au salaire réel (Bils, 1985 ; Solon, 1994 ; Woodford, 2003). À la suite d'un choc identifié par l'agrégat Divisia M4, le salaire réel diminue progressivement de manière transitoire, traduisant une érosion temporaire du pouvoir de négociation des travailleurs. En revanche, la réaction associée à Divisia M2 est quasi nulle, tandis qu'un choc mesuré par l'agrégat monétaire simple M2 engendre une légère hausse transitoire, probablement imputable à des inerties contractuelles et à des ajustements salariaux différés.

Ce contraste met en évidence la capacité supérieure des agrégats monétaires de type Divisia à capter les signaux monétaires pertinents pour la dynamique salariale, comparativement aux agrégats simples. Par ailleurs, face à un choc restrictif du taux des fonds fédéraux, le coût unitaire réel de la main-d'œuvre réagit positivement à partir du deuxième trimestre et de manière persistante, après une absence de réaction significative au premier trimestre.

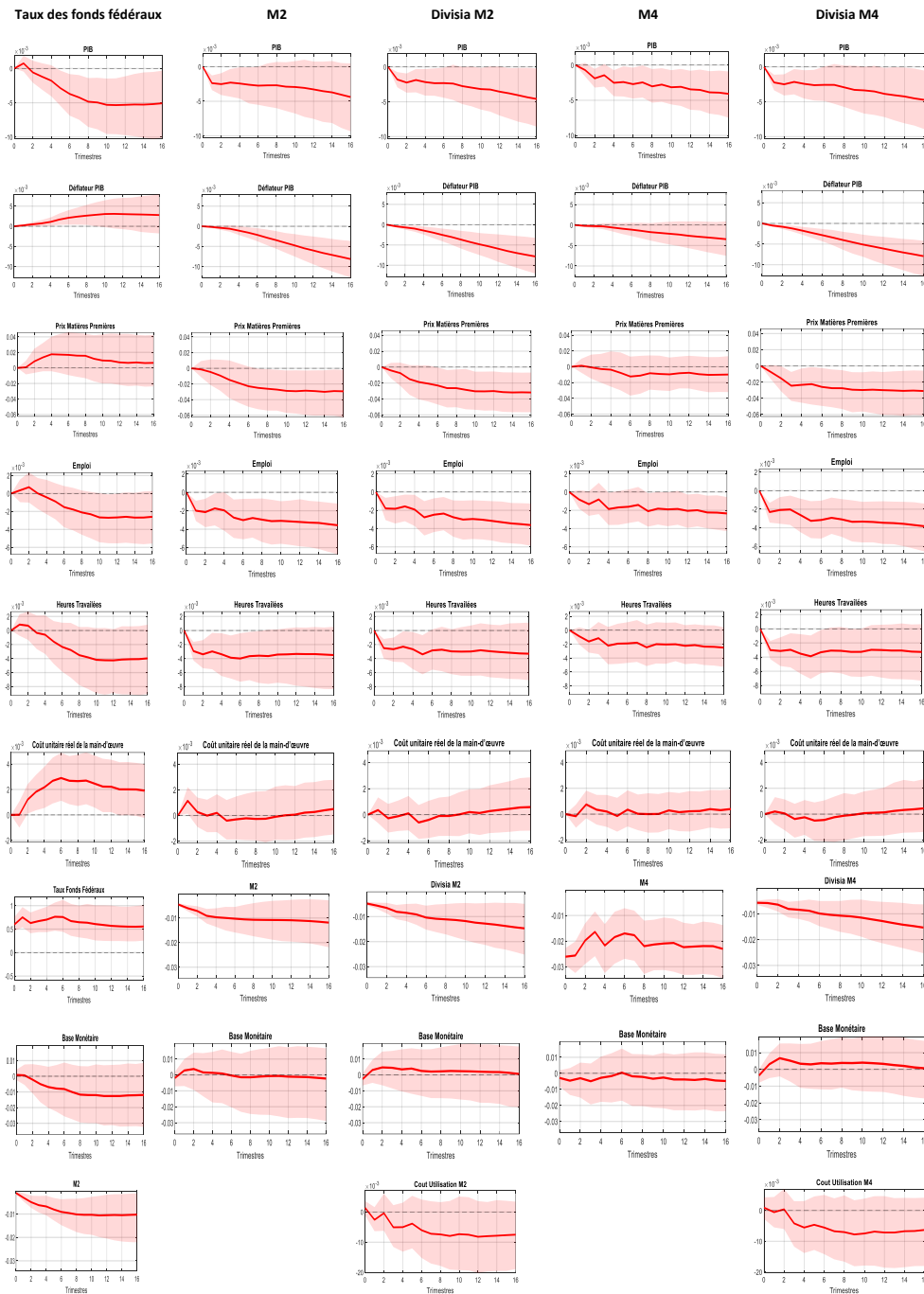
Globalement, quelle que soit la mesure du choc monétaire retenue, la réponse du coût unitaire réel de la main-d'œuvre demeure de faible ampleur. Les fluctuations observées s'effectuent autour de sa moyenne de long terme et ne s'écartent pas de manière statistiquement significative de son niveau d'équilibre, ce qui corrobore l'hypothèse d'une transmission limitée des chocs monétaires aux salaires réels à court et moyen termes.

Enfin, la base monétaire présente des réactions particulièrement contrastées selon la mesure du choc monétaire retenue. Dans les modèles intégrant les agrégats Divisia M4 ou Divisia M2, on observe une faible contraction initiale, suivie d'une dynamique légèrement positive et persistante. Cette évolution reflète les ajustements rapides opérés par la Réserve fédérale afin de compenser le caractère restrictif du choc initial, notamment par des opérations de gestion de la liquidité (Barnett et Chauvet, 2011).

En revanche, dans les spécifications fondées sur les agrégats monétaires simples, en particulier l'agrégat M4 classique, la réaction de la base monétaire demeure globalement négative et plus volatile. Ce comportement confirme les limites analytiques des agrégats simples M2 et M4 pour rendre compte de l'orientation effective de la politique monétaire, dans la mesure où ils peinent à intégrer les changements institutionnels et financiers affectant le système monétaire (Anderson et al. 1997).

Par ailleurs, à la suite d'un choc restrictif identifié par le taux des fonds fédéraux, la base monétaire réagit également de manière négative. Ce résultat s'inscrit dans un contexte institutionnel marqué par l'adoption de politiques monétaires non conventionnelles depuis la crise financière de 2008, lesquelles ont profondément modifié la relation traditionnelle entre taux directeurs et agrégats de quantité. L'expansion structurelle du bilan de la Réserve fédérale et le passage à un régime de réserves abondantes ont ainsi affaibli le lien mécanique entre le relèvement des taux d'intérêt et l'évolution de la base monétaire, rendant possible une contraction transitoire de cette dernière à la suite d'un choc de taux, sans que cela ne traduise nécessairement un resserrement durable des conditions monétaires (Gagnon et al., 2011 ; Bernanke, 2020).

FIGURE 5.1 – Fonctions de réponse impulsionnelle cumulées suite à des chocs de politique monétaire (1967T1–2024T3, VAR à coefficients fixes)



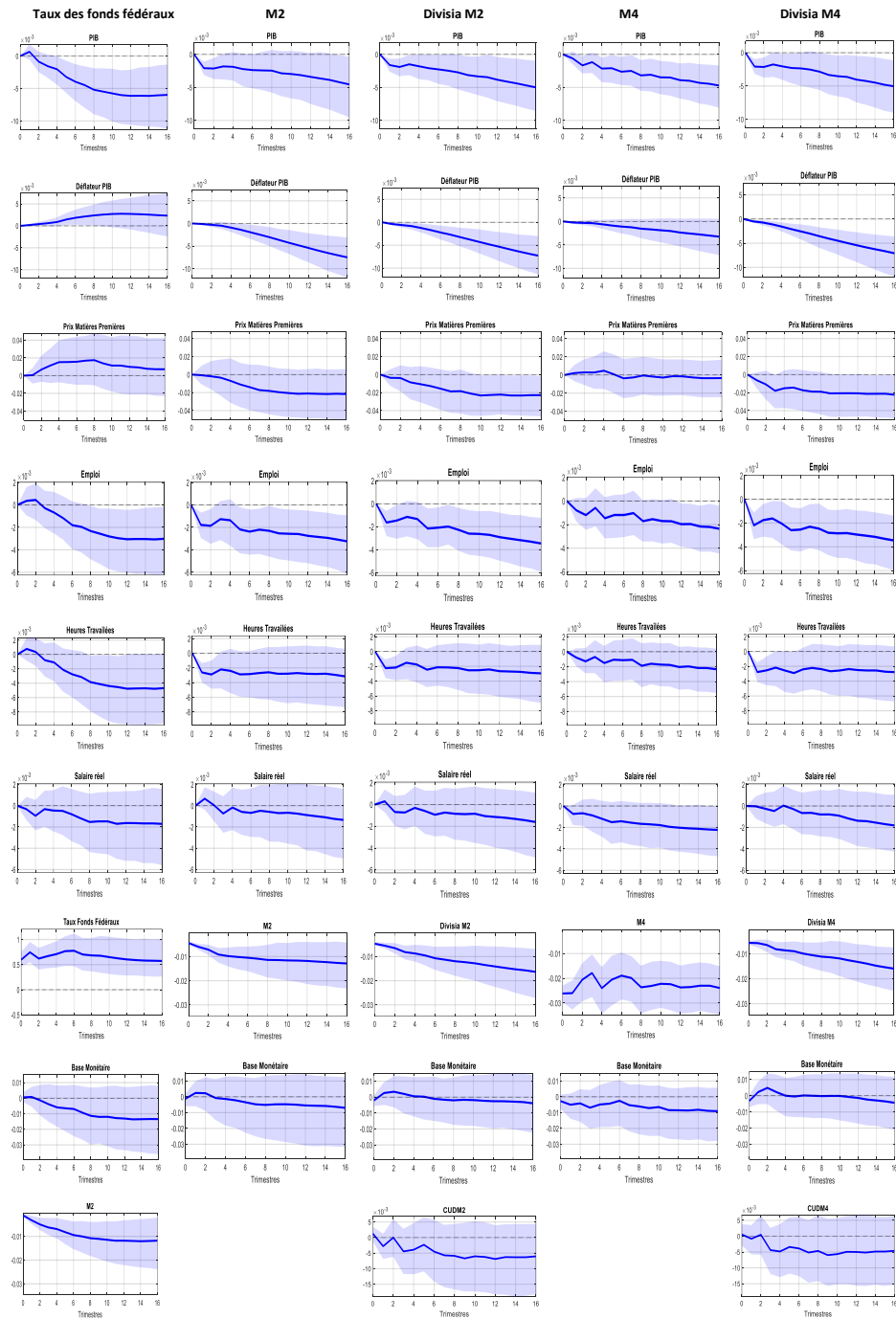
*Note* : Le nom figurant en tête de chaque colonne correspond à la variable indicatrice utilisée pour identifier le choc structurel de politique monétaire. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95%.

## 5.2.2 Résultats du VAR à paramètres fixes avec mesure alternative du salaire réel

La variable de salaire réel, initialement mesurée par les coûts unitaires de la main-d'œuvre et présentée dans la section précédente, est ici remplacée par la rémunération horaire réelle de l'ensemble

des travailleurs (*Real Hourly Compensation for All Workers*, **COMPRNFB**). Cette substitution vise à examiner dans quelle mesure les réponses impulsionnelles à un choc de politique monétaire dépendent de la mesure retenue pour appréhender la rémunération du travail, cette dernière étant plus directement liée à l'évolution du pouvoir d'achat des salariés.

FIGURE 5.2 – Fonctions de réponse impulsionnelle cumulées aux différents chocs sur les variables indicatrices de la politique monétaire avec une variable alternative du salaire réel (1967T1–2024T3, VAR à coefficients fixes)



*Note* : Le nom figurant en tête de chaque colonne correspond à la variable indicatrice utilisée pour identifier le choc structurel de politique monétaire. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 %.

L'ensemble des autres variables, ainsi que la structure du modèle VAR récursif et les hypothèses d'identification adoptées, sont maintenus inchangés. Cette approche permet ainsi d'évaluer la sensibilité des dynamiques estimées du marché du travail et des mécanismes de transmission de la politique monétaire sur la période 1967T1-2024T3. Les résultats correspondants sont présentés dans la Figure 5.2.

À la suite des chocs appliqués aux différents indicateurs de politique monétaire, les réponses impulsionnelles de l'ensemble des variables macroéconomiques et du marché du travail (Figure 5.2) demeurent globalement proches de celles obtenues dans le modèle de référence, à l'exception de la variable salariale. En particulier, en réponse à un choc sur les taux d'intérêt, le paradoxe précédemment observé lorsque le salaire réel est mesuré par les coûts unitaires de main-d'œuvre disparaît lorsque cette variable est remplacée par la rémunération horaire réelle. La réponse du salaire devient alors légèrement négative et persistante, traduisant un ajustement plus cohérent avec les mécanismes usuels attendus de la transmission de la politique monétaire.

Pour les autres chocs monétaires, les résultats restent largement comparables à ceux du modèle de référence à la suite d'un choc sur M2, Divisia M2 et Divisia M4. Toutefois, la dynamique apparaît plus stable et économiquement plus interprétable dans le cas de Divisia M4. En revanche, à la suite d'un choc sur l'agrégat monétaire M4, l'écart entre les réponses impulsionnelles devient plus marqué lorsque la nouvelle mesure du salaire réel est retenue, suggérant une sensibilité accrue des salaires à une identification monétaire fondée sur les agrégats larges.

Cette divergence entre les réponses impulsionnelles des deux mesures salariales à la suite d'un choc de taux d'intérêt s'explique par leur nature conceptuelle distincte et par les canaux économiques qu'elles mobilisent. Les coûts unitaires de main-d'œuvre constituent une variable composite, définie comme le ratio entre la rémunération du travail et la productivité du travail. À la suite d'un choc monétaire restrictif, la contraction de l'activité et la baisse de la demande entraînent une diminution de l'intensité d'utilisation du facteur travail, se traduisant par une baisse persistante de la productivité. En présence de rigidités nominales et contractuelles, les salaires réels s'ajustent plus lentement que la productivité, ce qui conduit mécaniquement à une augmentation durable des coûts unitaires de main-d'œuvre, générant ainsi une réponse positive et persistante interprétée comme un paradoxe salarial.

À l'inverse, la rémunération horaire réelle mesure directement le salaire réel par heure travaillée et ne dépend pas des fluctuations de la productivité. Elle capte plus fidèlement l'ajustement du prix du travail du point de vue des salariés. Après un choc de taux d'intérêt, la réduction de la demande globale et le ralentissement de l'activité exercent une pression à la baisse sur la rémunération réelle, laquelle réagit de manière légèrement négative et persistante, conformément aux mécanismes standards de transmission de la politique monétaire. L'absence de paradoxe avec cette mesure salariale suggère ainsi que les réponses observées avec les coûts unitaires de main-d'œuvre reflètent principalement des effets comptables liés à la productivité plutôt qu'une véritable dynamique salariale.

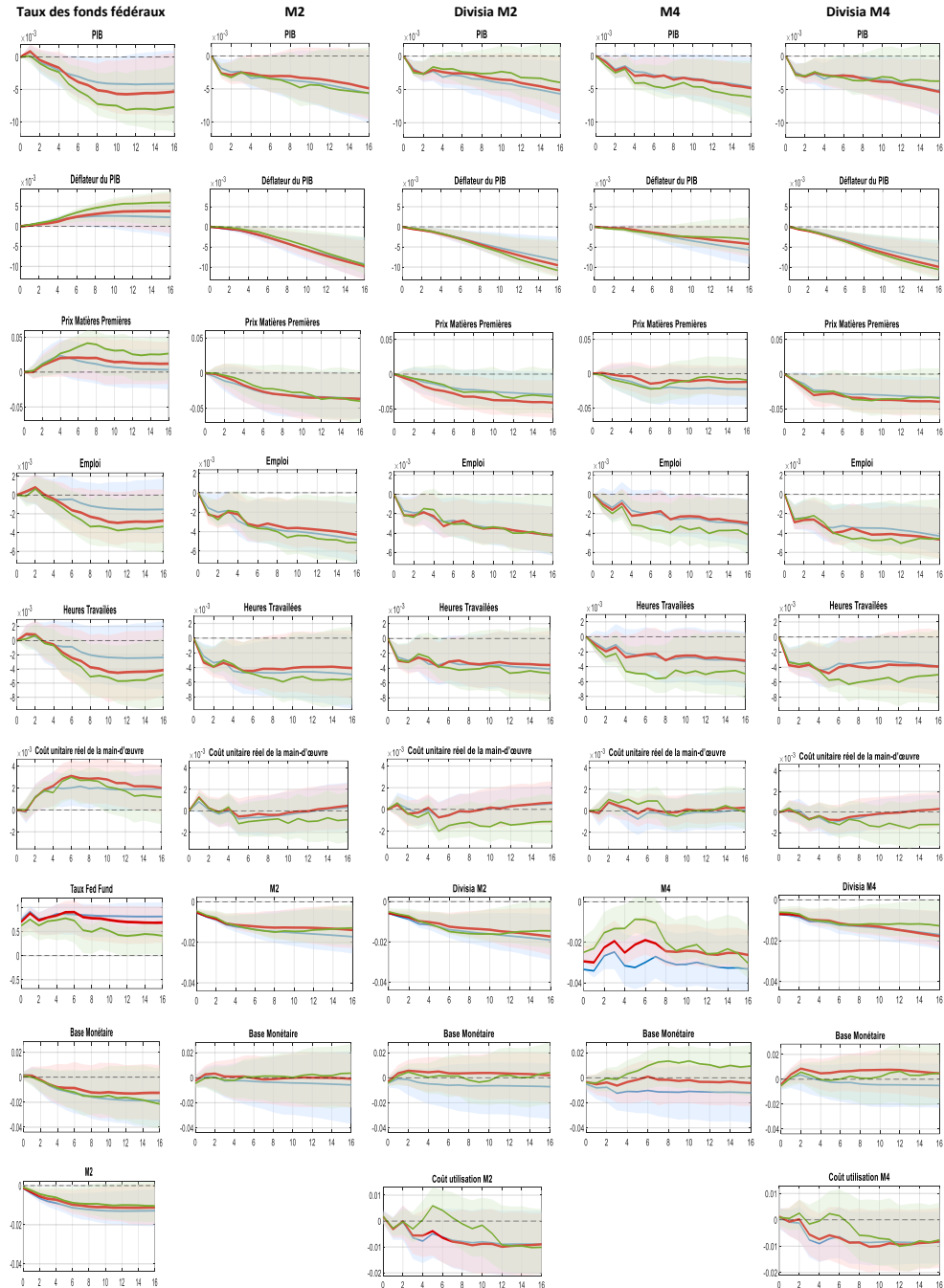
### 5.2.3 Tests de robustesse

#### 5.2.3.1 Modification du nombre de retard avec $P = 3$ et $P = 8$

Dans le cadre du modèle SVAR récursif, le nombre de retards a été fixé à  $P = 5$ , en cohérence avec l'approche de Barrette et Paquet (2025), qui recommandent un compromis entre la capture de la dynamique de court terme et la préservation des degrés de liberté. Les critères d'information usuels (AIC, BIC et HQ) ne convergent pas vers une valeur unique, ce qui reflète le compromis classique entre

biais d'omission dynamique et sur-paramétrisation du modèle. AIC tend à retenir des spécifications plus riches en retards, tandis que BIC privilégie des modèles plus parcimonieux. Dans ce contexte, le choix de  $P = 5$  constitue un compromis économétrique entre qualité d'ajustement dynamique et perte de degrés de liberté.

FIGURE 5.3 – Fonctions de réponses impulsionnelles du VAR à coefficients fixes suite à un choc restrictif sur les variables de politique monétaire (1967T1 – 2024T3)



Note : Les sentiers de réponse générés par les différentes spécifications sont associés aux couleurs suivantes : modèle  $P = 5$  (rouge), modèle  $P = 8$  (vert) et modèle  $P = 3$  (bleu). Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 %.

Afin d'évaluer la robustesse de cette spécification, des modèles alternatifs avec  $P = 3$  et  $P = 8$  ont également été estimés. Ces valeurs sont couramment utilisées dans la littérature relative aux modèles VAR appliqués à la politique monétaire (Sims, 1980 ; Faust, Swanson et Wright, 2004). La Figure 5.3 présente les fonctions de réponse impulsionnelle associées au modèle de référence ( $P = 5$ ) ainsi qu'aux spécifications alternatives, suite à un choc sur les variables de politique monétaire.

Les résultats ne mettent en évidence aucune modification significative de la nature des réponses impulsionnelles par rapport au modèle de référence, malgré la variation du nombre de retards. En particulier, la spécification avec  $P = 3$  génère des fonctions de réponse impulsionnelle très proches de celles obtenues avec  $P = 5$  pour l'ensemble des variables, ce qui confirme la robustesse des résultats à une réduction du nombre de retards.

Par ailleurs, l'augmentation du nombre de retards à  $P = 8$  ne remet pas en cause les conclusions du modèle de référence, mais conduit à des réponses légèrement plus amples et plus volatiles, en particulier pour les variables du marché du travail, telles que l'emploi, les heures travaillées et le coût unitaire réel de la main-d'œuvre. Ces éléments suggèrent que le choix initial de  $P = 5$  constitue un compromis pertinent entre parcimonie et capacité à capturer les dynamiques retardées de la transmission monétaire.

Ces résultats confirment la pertinence du choix initial de cinq retards dans la spécification du modèle, tout en montrant que la sensibilité aux spécifications alternatives n'altère pas de manière significative la validité des conclusions relatives à la nature et aux mécanismes de transmission des chocs de politique monétaire identifiés.

Globalement, ce premier test de robustesse confirme la solidité des résultats empiriques obtenus dans le cadre du modèle de référence.

### 5.2.3.2 Ordonnancement alternatif 1

Toujours dans une démarche de vérification de la robustesse de nos résultats, nous avons considéré un premier ordonnancement alternatif du vecteur endogène défini comme suit :

$$Y_t^{\text{alternatif}} = \begin{bmatrix} \text{PIB}_t, \text{Déflateur\_PIB}_t, \text{Prix\_Matières\_Premières}_t, \\ \text{Emploi}_t, \text{Heures\_Travaillées}_t, \text{Mesure\_Prix\_Réel\_Travail}_t, \\ \text{Base\_Monétaire}_t, \text{Divisia}_t, \text{CUD}_t, \text{Taux\_Fonds\_Fédéraux}_t \end{bmatrix}$$

Cet ordonnancement implique que la base monétaire est positionnée immédiatement après le bloc du marché du travail, tandis que le taux des fonds fédéraux est placé en fin de vecteur, c'est-à-dire dans le bloc 4 (autres variables monétaires).

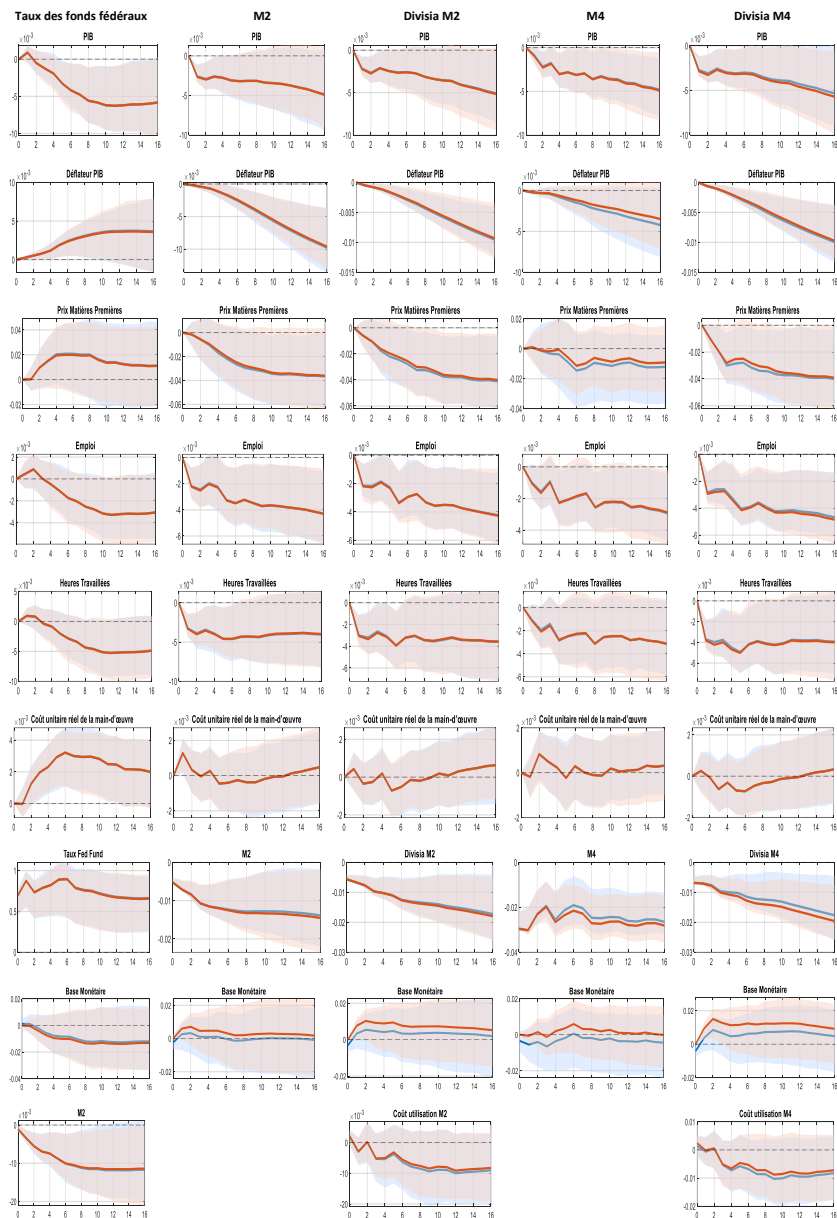
La Figure 5.4 illustre la dynamique des réponses impulsionnelles des variables d'intérêt pour les deux spécifications du modèle, à la suite de chocs sur les variables indicatrices de politique monétaire.

Les résultats indiquent que la nature des réponses impulsionnelles aux différents chocs monétaires demeure globalement conforme à celle observée dans le modèle de référence. De légères divergences apparaissent toutefois dans les réactions du déflateur du PIB et du cours des matières premières, en particulier à la suite de chocs identifiés par les agrégats M4 et Divisia M4. Pour le PIB, l'emploi et les heures travaillées, les réactions restent largement identiques quel que soit le choc considéré. Néanmoins, lorsque l'on compare les chocs associés aux agrégats classiques (M2 et M4) à ceux fondés sur les agrégats Divisia, de légères différences émergent, notamment dans le cas du choc sur Divisia

M4.

Par ailleurs, s'agissant de la base monétaire, une différence plus marquée entre les deux modèles est mise en évidence. En effet, dans le cadre du nouvel ordonnancement, les réponses impulsionnelles apparaissent globalement plus faibles que celles obtenues avec le modèle initial. Si les trajectoires restent proches dans les premiers trimestres, des écarts plus prononcés se manifestent à partir du cinquième trimestre à la suite des chocs de politique monétaire, qu'ils soient identifiés par les agrégats Divisia ou par les agrégats monétaires classiques.

FIGURE 5.4 – Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : premier ordonnancement alternatif du modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3)



Note : Le modèle de référence est représenté par les trajectoires en rouge, tandis que le modèle alternatif est illustré en bleu. Les zones ombrées correspondent aux bandes de confiance à 95 %.

Le paradoxe du déflateur du PIB caractérisé par une hausse consécutive à un choc restrictif sur le taux des fonds fédéraux, se confirme avec le nouvel ordonnancement, tandis que celui du salaire réel demeure inchangé. Les autres variables conservent des profils de réponse similaires à ceux observés dans le modèle initial, et les réactions du PIB et du déflateur du PIB corroborent les résultats mis en évidence par Barrette et Paquet (2025).

Un résultat particulier concerne la base monétaire, qui affiche une réponse positive à la suite d'un choc restrictif de politique monétaire, un comportement a priori contre-intuitif d'un point de vue théorique. La littérature propose néanmoins plusieurs éléments d'explication. L'un d'eux souligne l'interaction entre la politique monétaire de la Réserve fédérale et la gestion du compte du Trésor américain (Treasury General Account, TGA). En effet, plusieurs travaux (Greenwood et al., 2016; Anderson et Butkiewicz, 2021) montrent que les variations du TGA, notamment liées aux décaissements du Trésor, peuvent réinjecter temporairement des liquidités dans le système bancaire et accroître les réserves. Dans ce contexte, la dynamique observée pourrait refléter non seulement l'action de la Réserve fédérale, mais également les effets de la gestion de trésorerie du Trésor, contribuant ainsi à atténuer, voire à inverser temporairement, l'impact attendu d'un choc monétaire restrictif.

### 5.2.3.3 Ordonnancement alternatif 2

Dans la continuité de notre démarche de vérification de robustesse, nous avons considéré un second ordonnancement à partir du modèle original, défini comme suit :

$$Y_t^{\text{alternatif2}} = \begin{bmatrix} \text{PIB}_t, \text{Déflateur\_PIB}_t, \text{Prix\_Matières\_Premières}_t, \\ \text{Emploi}_t, \text{Heures\_Travaillées}_t, \text{Mesure\_Prix\_Réal\_Travail}_t, \\ \text{Base\_Monétaire}_t, \text{Taux\_Fonds\_Fédéraux}_t, \text{Divisia}_t, \text{CUD}_t \end{bmatrix}$$

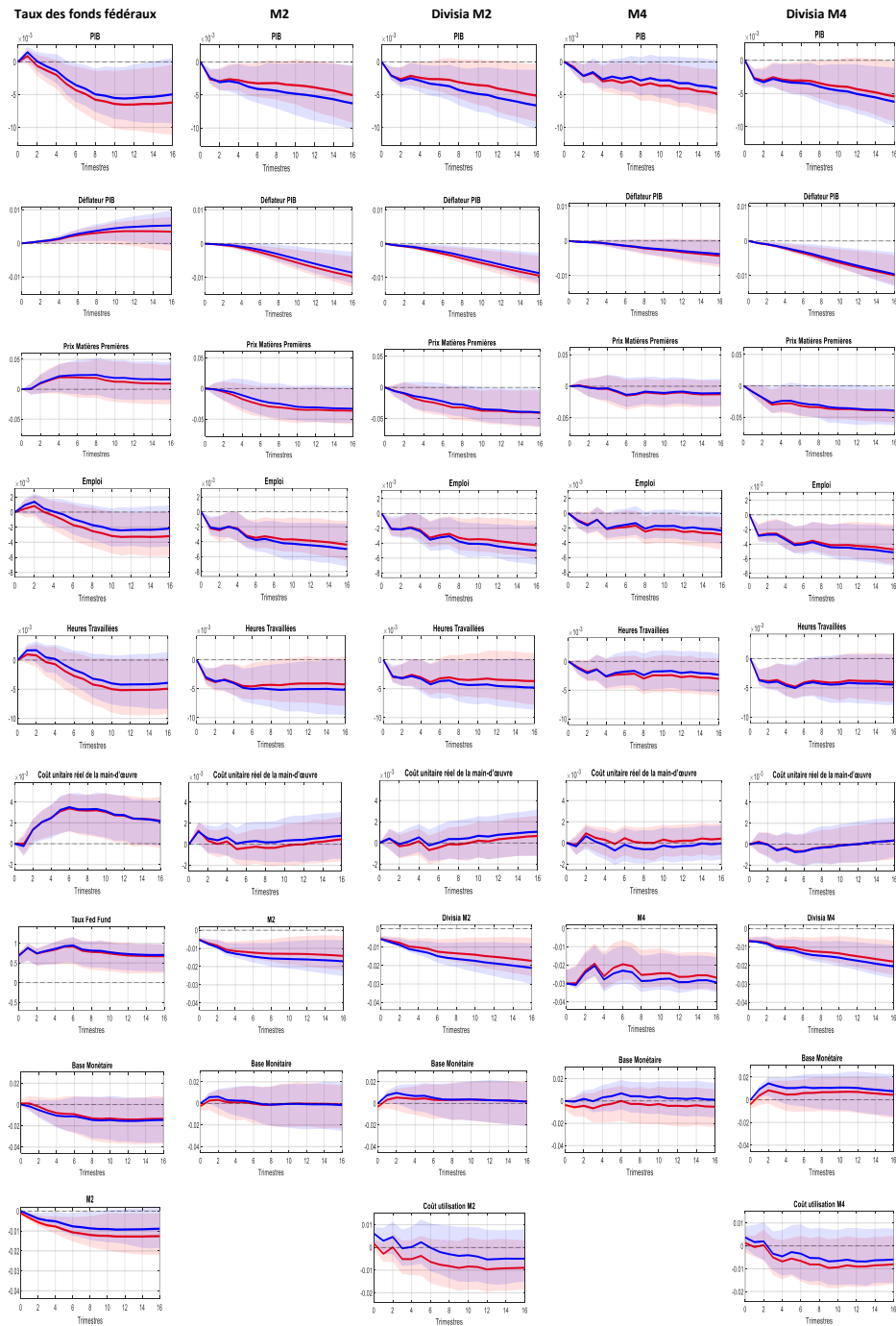
Cet ordonnancement place le taux des fonds fédéraux immédiatement après la base monétaire, permettant d'évaluer l'impact de cette nouvelle hiérarchie sur les réponses impulsionnelles des variables économiques, en particulier celles du marché du travail, aux différents chocs de politique monétaire.

Les résultats présentés dans la Figure 5.5 indiquent que, de manière générale, les réponses impulsionnelles demeurent largement similaires à celles obtenues avec l'ordonnancement du modèle de référence pour la majorité des chocs restrictifs appliqués aux variables indicatrices de politique monétaire. Pour le PIB, l'emploi, les heures travaillées et le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, de légères divergences entre les deux modèles apparaissent à partir du quatrième trimestre. En revanche, pour le déflateur du PIB et le cours des matières premières, des trajectoires très proches sont observées dans les deux modèles, et ce pour l'ensemble des chocs considérés.

Par ailleurs, le paradoxe observé à la suite des chocs identifiés par les agrégats monétaires classiques et les agrégats Divisia sur la base monétaire demeure présent et semble même plus accentué que dans le premier ordonnancement alternatif.

Ce second ordonnancement ne contredit pas les résultats précédents; il contribue au contraire à en renforcer la robustesse et la cohérence globale.

FIGURE 5.5 – Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : deuxième ordonnancement alternatif du modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3)



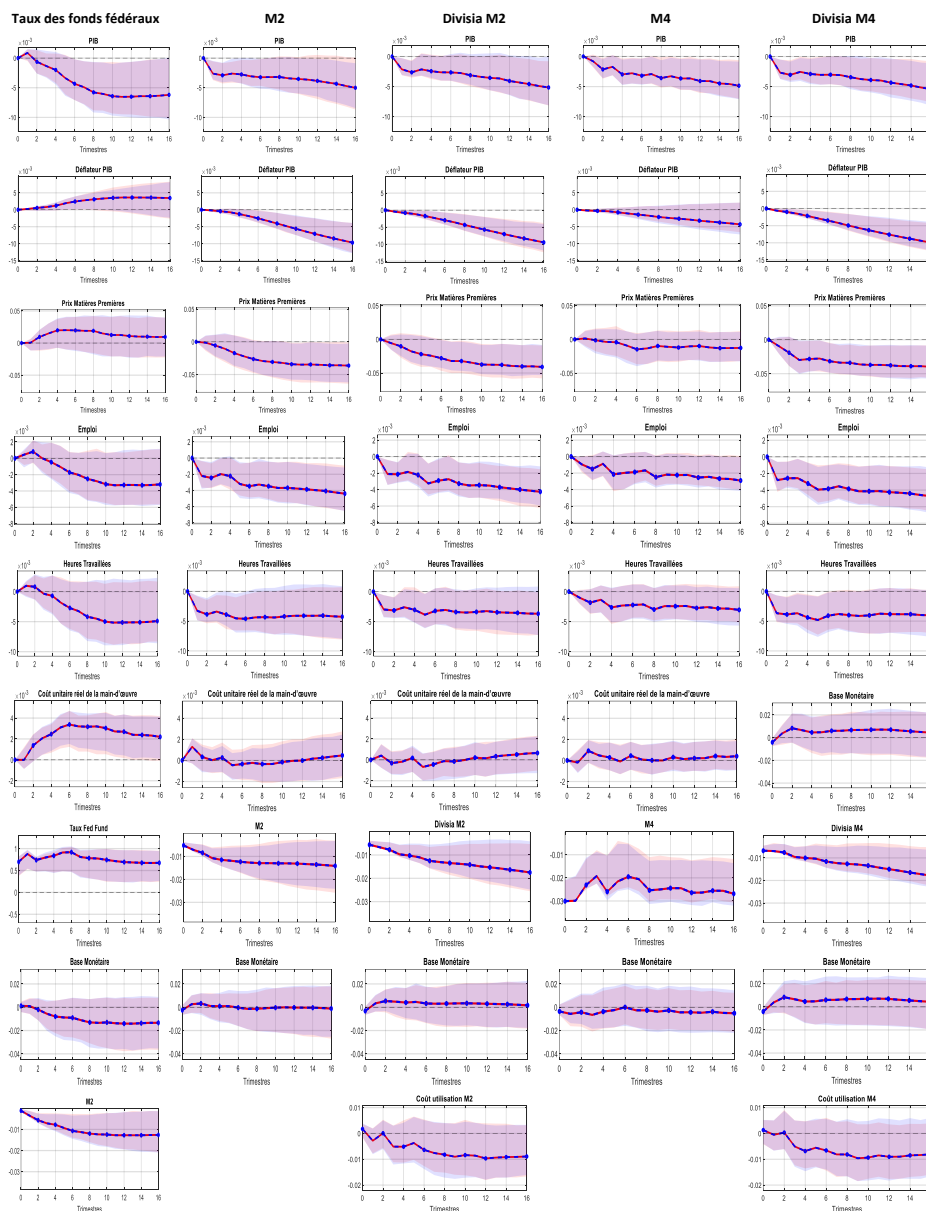
*Note* : Le modèle de référence est représenté par les réponses en rouge, tandis que le modèle alternatif, fondé sur un second ordonnancement, est illustré en bleu. Les zones ombrées correspondent aux bandes de confiance à 95 %.

### 5.2.3.4 Modification de l'ordonnancement du bloc marché du travail

À titre de test de robustesse additionnel, cette section examine l'effet d'une modification de l'ordonnancement intra-bloc des variables du marché du travail sur les réponses impulsionnelles à un

choc de politique monétaire dans un modèle VAR à coefficients fixes.

FIGURE 5.6 – Sensibilité des réponses impulsionnelles à la modification de l’ordonnancement des variables du marché du travail dans le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1–2024T3)



*Note* : Les courbes en pointillés rouges correspondent au modèle de référence, tandis que les courbes bleues représentent le modèle alternatif reposant sur un ordonnancement modifié du marché du travail. Les zones ombrées indiquent les bandes de confiance à 95 %.

En complément des exercices de robustesse précédemment présentés, l’analyse évalue plus précisément la sensibilité des réponses impulsionnelles aux hypothèses d’identification retenues en inversant l’ordre relatif des variables de salaire et d’heures travaillées, tandis que l’architecture globale du modèle et les autres blocs de variables sont maintenus inchangés. Ce test supplémentaire permet ainsi

d’apprécier la robustesse des dynamiques estimées du marché du travail et des mécanismes de transmission de la politique monétaire face à des hypothèses alternatives d’ordonnancement, sur la période 1967T1–2024T3. L’ordonnancement alternatif considéré s’écrit formellement comme suit :

$$Y_t^{\text{alternatif3}} = \begin{bmatrix} \text{PIB}_t, \text{Déflateur\_PIB}_t, \text{Prix\_Matières\_Premières}_t, \\ \text{Emploi}_t, \text{Mesure\_Prix\_Réal\_Travail}_t, \text{Heures\_Travaillées}_t, \\ \text{Taux\_Fonds\_Fédéraux}_t, \text{Divisia}_t, \text{Base\_Monétaire}_t, \text{CUD}_t \end{bmatrix}.$$

Les résultats empiriques ( Figure 5.6) indiquent que la modification de l’ordonnancement intra-bloc des variables du marché du travail n’entraîne pas de changement notable dans la dynamique des réponses impulsionnelles à un choc de politique monétaire. Pour l’ensemble des indicateurs de politique monétaire considérés, les réponses issues du modèle alternatif se superposent étroitement à celles du modèle de référence, suivant des trajectoires quasi identiques sur tout l’horizon de projection. Cette forte concordance suggère que les résultats précédemment obtenus sont robustes à des hypothèses alternatives d’ordonnancement et que les mécanismes de transmission de la politique monétaire identifiés ne dépendent pas de la position relative des variables de salaire et d’heures travaillées au sein du bloc du marché du travail.

### 5.3 Analyse de la décomposition de la variance de l’erreur de prévision des variables du marché du travail (1967T1 – 2024T3)

#### 5.3.1 Analyse comparative entre Divisia M4 et M4 classique

L’examen de la décomposition de la variance de l’erreur de prévision permet d’évaluer l’influence relative des chocs monétaires sur les variables du marché du travail selon que la politique monétaire est approchée par le taux des fonds fédéraux (TFF) associé à Divisia M4 ou à M4 classique (Tableau B.2). Bien que les deux agrégats capturent une dimension large de la liquidité, Divisia M4 se distingue par une contribution systématiquement plus élevée et plus persistante à la variance de l’erreur de prévision, en particulier aux horizons intermédiaires et longs. Cette comparaison éclaire la façon dont la mesure de l’agrégat monétaire modifie la dynamique de transmission des chocs monétaires sur l’emploi, les heures travaillées et les salaires.

Pour l’emploi, la contribution de l’agrégat monétaire M4 classique à la variance de l’erreur de prévision demeure relativement limitée aux horizons courts, inférieure à 1% à l’horizon 1, puis augmente progressivement pour atteindre environ 3,2% à l’horizon 8. En revanche, Divisia M4 affiche une contribution nettement plus importante dès le court terme, avoisinant 8% à l’horizon 1 et se maintenant autour de 7,2% à l’horizon 8. Cet écart substantiel suggère que Divisia M4 capte une part beaucoup plus importante des conditions monétaires pertinentes pour les décisions d’emploi, en intégrant plus efficacement les services monétaires fournis par un ensemble élargi d’actifs financiers. Ces résultats corroborent l’idée selon laquelle les agrégats monétaires pondérés captent mieux la liquidité effective disponible pour le financement des entreprises (Barnett, 1980; Belongia et Ireland, 2015), tandis que les variations des taux d’intérêt n’influencent l’emploi qu’avec retard (Bernanke et Blinder, 1992; Christiano et al., 1999).

S’agissant des heures travaillées, la supériorité de Divisia M4 apparaît encore plus prononcée. Dans le modèle intégrant M4 classique, la contribution de l’agrégat monétaire progresse avec l’horizon,

passant d'environ 0,7% à l'horizon 1 à près de 2,3% à l'horizon 8, indiquant un rôle croissant mais modéré du canal monétaire. À l'inverse, Divisia M4 explique près de 9% de la variance de l'erreur de prévision dès l'horizon 1 et conserve une contribution élevée et stable, autour de 7,7% à l'horizon 8. Ces résultats indiquent que la marge intensive du travail est particulièrement sensible aux conditions de liquidité élargies, mieux mesurées par Divisia M4 que par l'agrégat monétaire simple. Ces observations confirment les conclusions de la littérature sur les effets différés et persistants de la politique monétaire sur le marché du travail (Christiano et al., 1999 ; Galí, 2015).

Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les contributions des deux agrégats demeurent sensiblement plus faibles que pour l'emploi et les heures travaillées, bien que des écarts persistants apparaissent. M4 classique explique une part très limitée de la variance à court terme (environ 0,2% à l'horizon 1), qui augmente graduellement pour atteindre près de 2,3% à l'horizon 8. Divisia M4 présente également des contributions de faible ampleur, mais plus régulières, comprises entre 0,2% à l'horizon 1 et 3,6% à l'horizon 8. Bien que ces parts restent quantitativement modestes, la plus grande régularité de Divisia M4 suggère une meilleure capacité à capter les effets indirects et différés de la politique monétaire sur la dynamique des salaires réels, dans un contexte de rigidités nominales et institutionnelles (Taylor, 1980 ; Blanchard et Katz, 1997 ; Bils, 1985 ; Solon, 1994).

Dans l'ensemble, cette analyse de la décomposition de la variance montre que Divisia M4 domine clairement M4 classique en termes de contribution à l'explication des fluctuations des variables du marché du travail. Les parts expliquées par Divisia M4 sont systématiquement plus élevées et plus persistantes, en particulier pour l'emploi et les heures travaillées, où elles atteignent des niveaux compris entre 8% et 9%, contre des contributions généralement inférieures à 3% pour M4 classique. Ces résultats confirment que la prise en compte de la qualité des services monétaires, propre aux agrégats Divisia, améliore substantiellement la mesure des conditions monétaires effectives et renforce l'analyse de la transmission de la politique monétaire vers le marché du travail.

Globalement, cette comparaison montre que le recours à Divisia M4 amplifie la part de variance expliquée par la masse monétaire sur l'emploi et les heures travaillées par rapport à M4 classique, tout en confirmant le caractère graduel des effets du taux des fonds fédéraux et la rigidité salariale à court terme. Elle souligne ainsi l'intérêt des agrégats Divisia pour analyser la transmission de la politique monétaire au marché du travail américain.

### 5.3.2 Analyse comparative des effets de M2 classique et de Divisia M2 sur le marché du travail

L'examen comparatif de la décomposition de la variance des variables du marché du travail face aux chocs monétaires liés au taux des fonds fédéraux et aux agrégats M2 classique et Divisia M2 (Tableau B.1) met en évidence des profils de transmission différenciés, mais cohérents avec la littérature économique.

Pour l'emploi, la contribution du taux des fonds fédéraux est très faible à court terme (environ 0,2% à l'horizon 1), puis augmente graduellement pour atteindre près de 1,9% à l'horizon 8 dans le modèle intégrant M2 classique, contre environ 1,5% dans le modèle intégrant Divisia M2.

En comparaison, la contribution de M2 classique à la variance de l'erreur de prévision s'établit autour de 4,7% à court terme et progresse légèrement pour avoisiner 5% à l'horizon 8. Divisia M2 présente une contribution légèrement plus faible aux très courts horizons, mais plus persistante à moyen et long termes, atteignant près de 4,9% à l'horizon 8, avec une dynamique plus régulière. Ces résultats

suggèrent que Divisia M2 capte de manière plus stable les effets différés de la politique monétaire sur l'emploi, tandis que M2 classique présente une contribution plus fluctuante selon l'horizon. Cette différence indique que Divisia M2 reflète plus fidèlement la liquidité effectivement disponible pour le financement de l'économie, alors que M2 classique tend davantage à capter des épisodes d'expansion monétaire de grande ampleur (Barnett, 1980 ; Belongia et Ireland, 2015).

S'agissant des heures travaillées, le rôle du taux des fonds fédéraux apparaît plus marqué. Sa contribution passe d'environ 0,6 % à l'horizon 1 à près de 3 % à l'horizon 8 dans les deux spécifications, ce qui traduit une sensibilité accrue de la marge intensive du travail aux conditions de financement. Dans le modèle intégrant M2 classique, la contribution de l'agrégat monétaire demeure élevée, passant d'environ 7 % à l'horizon 1 à près de 6,3 % à l'horizon 8, mais selon une trajectoire relativement fluctuante. À l'inverse, Divisia M2 présente une contribution comprise entre 6 % et 5,5 % aux horizons intermédiaires, se maintenant autour de 5,5 % à long terme. Bien que les niveaux demeurent comparables, la contribution de Divisia M2 apparaît plus régulière, ce qui suggère une meilleure capacité à refléter les conditions monétaires pertinentes pour les ajustements de la marge intensive du travail.

Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, la contribution du taux des fonds fédéraux devient plus significative à moyen et long termes. Alors qu'elle est négligeable à court terme, elle atteint environ 6 % à partir de l'horizon 5, puis se stabilise.

Les contributions des deux agrégats monétaires demeurent quantitativement limitées, mais non négligeables. M2 classique explique environ 1,6 % de la variance de l'erreur de prévision à l'horizon 1, contribution qui augmente progressivement pour atteindre près de 5,6 % à l'horizon 8. Divisia M2, quant à lui, présente une contribution plus élevée à court terme (environ 6 % à l'horizon 1), puis converge progressivement vers un niveau proche de 5,5 % à long terme. Cette dynamique suggère que les effets de la politique monétaire sur le coût unitaire réel de la main-d'œuvre sont principalement indirects et retardés, et que Divisia M2 capte ces mécanismes de manière plus régulière. Cette faible réactivité est cohérente avec l'existence de rigidités salariales à court terme documentées dans la littérature (Bils, 1985 ; Solon, 1994), suggérant que la politique monétaire agit d'abord sur les quantités de travail avant d'influencer la rémunération.

Dans l'ensemble, ces résultats montrent que, si M2 classique et Divisia M2 contribuent tous deux à la transmission de la politique monétaire vers le marché du travail, Divisia M2 se distingue par des contributions plus stables et économiquement plus cohérentes, notamment pour l'emploi et les heures travaillées. Les parts expliquées, comprises entre 4 % et 6 % selon la variable et l'horizon, demeurent modestes, mais leur persistance souligne l'intérêt de recourir à des agrégats monétaires fondés sur les services de liquidité plutôt qu'à des mesures quantitatives simples pour analyser la transmission monétaire.

### 5.3.3 Analyse comparative de la décomposition de la variance entre Divisia M2 et Divisia M4

La comparaison des modèles intégrant le taux des fonds fédéraux combiné à Divisia M2 et à Divisia M4 met en évidence une supériorité nette de Divisia M4 dans l'explication des fluctuations des variables du marché du travail. Bien que les deux agrégats reposent sur une mesure économiquement fondée des services monétaires, l'élargissement du périmètre monétaire opéré dans Divisia M4 se traduit par des contributions plus élevées et plus persistantes à la variance de l'erreur de prévision.

Pour l'emploi, Divisia M2 explique environ 4,5 % de la variance de l'erreur de prévision à court

terme et sa contribution progresse pour atteindre près de 5 % à l’horizon 8. En comparaison, Divisia M4 affiche une contribution nettement plus importante dès le court terme, avoisinant 7,9 % à l’horizon 1, et se maintenant autour de 7,2 % à l’horizon 8. Cet écart, supérieur à deux points de pourcentage, suggère que Divisia M4 capte une part substantiellement plus élevée des conditions monétaires pertinentes pour les décisions d’emploi, en intégrant des actifs financiers supplémentaires qui influencent la liquidité effective des agents économiques. Ces résultats indiquent que Divisia M4, en couvrant un éventail plus large de composantes monétaires, reflète plus fidèlement les flux de liquidité favorables à l’emploi, tandis que le taux des fonds fédéraux influence l’activité avec retard, principalement via le coût du crédit (Barnett, 1980 ; Belongia et Ireland, 2015 ; Bernanke et Blinder, 1992 ; Christiano et al., 1999).

S’agissant des heures travaillées, l’avantage de Divisia M4 apparaît encore plus marqué. La contribution de Divisia M2 se situe autour de 5,5 % aux horizons intermédiaires et longs, indiquant un rôle non négligeable mais limité du canal monétaire dans l’ajustement de la marge intensive du travail. En revanche, Divisia M4 explique entre 7,7 % et 8,9 % de la variance de l’erreur de prévision selon l’horizon, soit une contribution supérieure d’environ 2 à 3 points de pourcentage. Ces résultats indiquent que les heures travaillées sont particulièrement sensibles à des conditions de liquidité élargies, que Divisia M4 mesure plus efficacement que Divisia M2.

Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d’œuvre, les contributions des deux agrégats demeurent quantitativement plus faibles, ce qui reflète l’importance des rigidités nominales et institutionnelles propres à cette variable. Néanmoins, Divisia M4 présente une contribution plus régulière que Divisia M2, bien que les niveaux restent modestes, de l’ordre de 0,6 % à long horizon contre environ 2 % pour Divisia M2. Cette différence suggère que, même lorsque l’impact monétaire est indirect et retardé, l’élargissement du périmètre monétaire améliore la stabilité de l’information captée. Ces résultats sont cohérents avec la présence de rigidités salariales à court terme et avec le décalage temporel des ajustements salariaux face aux fluctuations monétaires (Taylor, 1980 ; Bils, 1985 ; Solon, 1994 ; Blanchard et Katz, 1997).

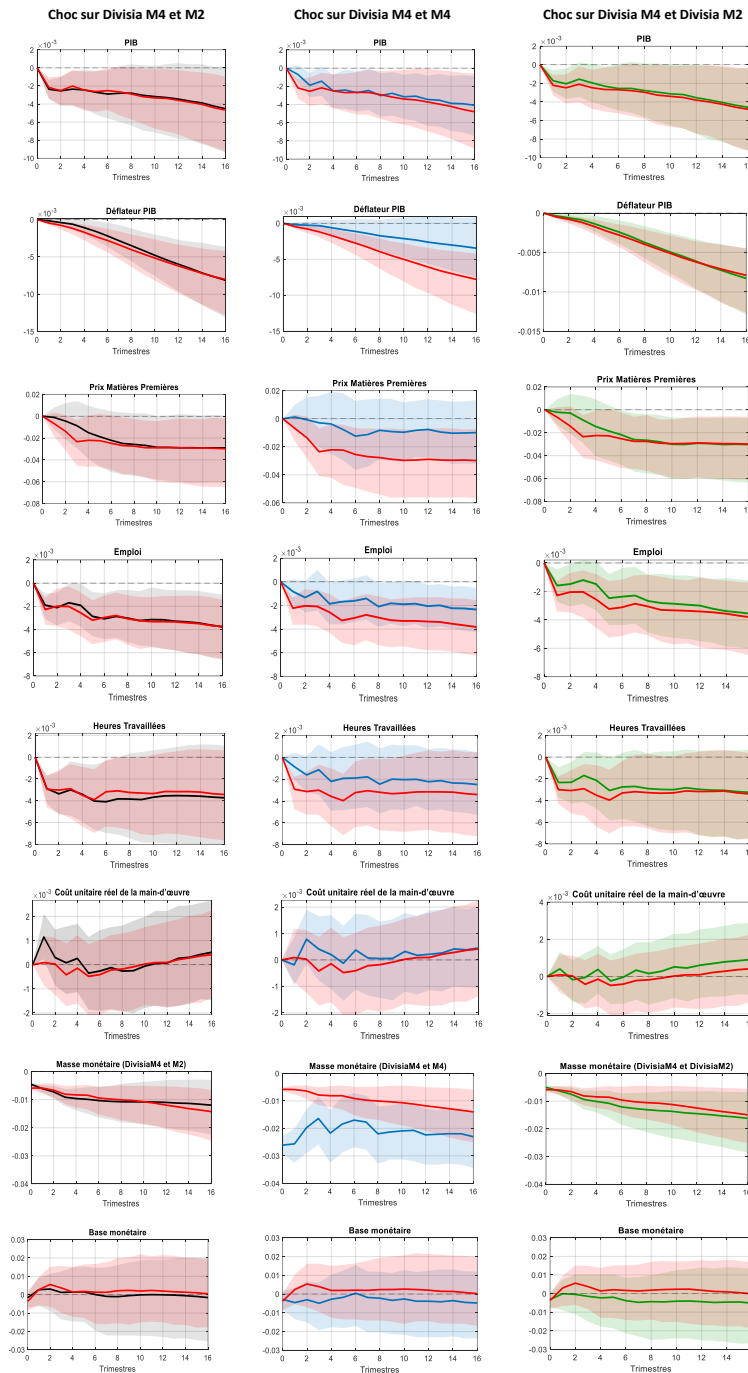
Cette analyse montre que Divisia M4 domine clairement Divisia M2 en termes de contribution à la variance de l’erreur de prévision des variables du marché du travail. Alors que Divisia M2 explique en moyenne entre 4 % et 6 % des fluctuations de l’emploi et des heures travaillées, Divisia M4 en explique entre 7 % et 9 %, avec une persistance accrue à moyen et long terme. Ces résultats confirment que l’enrichissement du périmètre monétaire renforce substantiellement le contenu informationnel des agrégats Divisia pour l’analyse de la transmission de la politique monétaire vers le marché du travail.

TABLEAU 5.2 – Contributions comparées des agrégats monétaires aux variables du marché du travail (en %) (1967T1–2024T3)

Variables	Trimestres	M2	Divisia M2	M4	Divisia M4
Emploi	1 <sup>er</sup> trimestre	4,75	4,50	0,83	7,87
	10 <sup>e</sup> trimestre	5,00	4,95	3,19	7,21
Heures travaillées	1 <sup>er</sup> trimestre	7,03	6,02	0,68	8,93
	10 <sup>e</sup> trimestre	6,23	5,53	2,29	7,74
Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1 <sup>er</sup> trimestre	2,27	0,21	0,10	0,06
	10 <sup>e</sup> trimestre	3,36	1,97	1,99	0,64

*Note* : Le tableau présente la contribution des indicateurs de politique monétaire à la dynamique des variables du marché du travail pour quatre spécifications, combinant le taux des fonds fédéraux avec M2, Divisia M2, M4 et Divisia M4.

FIGURE 5.7 – Analyse comparative des réponses impulsionnelles selon les indicateurs de politique monétaire dans le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3)



*Note* : La courbe rouge représente la réponse impulsionnelle consécutive à un choc sur l'agrégat Divisia M4, la courbe bleue celle associée à l'agrégat M4, la courbe noire celle liée à l'agrégat M2, et la courbe verte celle obtenue pour l'agrégat Divisia M2. Les zones ombrées associées à chaque courbe représentent les bandes de confiance à 95 %.

De manière générale, les résultats empiriques indiquent que, parmi l'ensemble des indicateurs de politique monétaire étudiés, l'agrégat Divisia M4 constitue la mesure la plus réactive aux chocs monétaires, surpassant les indicateurs traditionnels tels que le taux des fonds fédéraux, M4, M2 et Divisia M2. Comme le montre la Figure 5.7, l'intensité des effets associés à un choc restrictif de po-

litique monétaire est significativement plus marquée lorsque l'on mobilise l'agrégat Divisia M4. Cette supériorité se manifeste également dans les réponses des variables du marché du travail et des principaux indicateurs macroéconomiques. En revanche, s'agissant des mécanismes de transmission associés à l'effet contractif de la politique monétaire, la base monétaire présente une réactivité relativement plus élevée lorsque les agrégats monétaires classiques sont retenus.

## 5.4 Capacité prédictive des deux modèles

### 5.4.1 Formulations

Dans la foulée de l'étude de Barrette et Paquet (2025), nous évaluons la capacité prédictive de nos modèles, VAR à coefficients fixes et TVP-VAR, à l'aide d'une analyse pseudo hors échantillon. Les prévisions sont réalisées sur des horizons allant de un à huit trimestres et couvrent la période comprise entre le premier trimestre 2011 et le quatrième trimestre 2023 pour les variables du marché du travail.

L'exercice repose sur une procédure d'estimation récursive à fenêtre expansionniste, débutant au premier trimestre 1967. À chaque itération, les modèles VAR à coefficients fixes et TVP-VAR sont réestimés afin de produire les prévisions hors échantillon des différentes variables considérées.

La racine de l'erreur quadratique moyenne de prédiction (RMSPE) est utilisée comme mesure standard de la précision des prévisions. Pour la variable  $y_t^{(v)}$ , la prévision du modèle  $m$  (VAR à coefficients fixes ou TVP-VAR) à l'horizon  $h$  au temps  $t$  est notée  $\hat{y}_{t+h|t}^{(v,m)}$ , où  $m$  représente la spécification du modèle. La RMSPE hors échantillon se calcule alors ainsi :

$$\text{RMSPE}_{v,h,m} = \sqrt{\frac{1}{\#\text{OOS}} \sum_{t \in \#\text{OOS}} \left( y_{t+h}^{(v)} - \hat{y}_{t+h|t}^{(v,m)} \right)^2}$$

Chaque combinaison de variable, d'horizon de prévision  $h$  et de spécification produit une valeur de RMSPE unique.

Afin de comparer la performance prédictive relative des modèles TVP-VAR, les valeurs de RMSPE sont normalisées par le RMSPE d'un modèle de référence. Dans notre étude, nous utilisons un AR(2) univarié pour chaque variable comme modèle de référence, noté  $\hat{y}_{t+h|t}^{(v,\text{AR}(2))}$ , car ce modèle univarié simple est souvent reconnu pour produire de bonnes prévisions pour diverses variables macroéconomiques (Bagshaw, 1987). Le RMSPE relatif est alors défini par :

$$\text{RMSPE}_{\text{rel},v,h,m} = \sqrt{\frac{\left( y_{t+h}^{(v)} - \hat{y}_{t+h|t}^{(v,m)} \right)^2}{\left( y_{t+h}^{(v)} - \hat{y}_{t+h|t}^{(v,\text{AR}(2))} \right)^2 + \varepsilon}}$$

où  $\varepsilon$  est une petite constante pour éviter la division par zéro.

Pour chaque variable du marché du travail, la RMSPE hors échantillon est calculée comme la racine de la moyenne des erreurs quadratiques sur l'ensemble des périodes hors échantillon considérées, noté  $\#\text{OOS}$ , qui correspond au nombre de points de données pour lesquels une prévision a été effectuée. La distribution des RMSPE relatifs sur toutes les périodes hors échantillon et tous les horizons de prévision est ensuite représentée à l'aide de diagrammes en violon, ce qui permet d'évaluer la variabilité et la robustesse des prévisions obtenues.

## 5.4.2 Distributions de RMSPE relatifs des prévisions des variables du marché du travail

Huit spécifications ont été estimées afin d'évaluer, de manière comparative, la capacité de différents indicateurs monétaires à améliorer la précision des prévisions des variables du marché du travail dans des modèles VAR à paramètres fixes et à paramètres variables dans le temps (TVP-VAR). Chaque spécification introduit successivement, comme variable indicatrice de la politique monétaire, l'agrégat Divisia M4, l'agrégat monétaire simple M4, le taux des fonds fédéraux (FF), le taux des fonds fédéraux combiné à M2, le taux des fonds fédéraux combiné à Divisia M2, le taux *shadow* (SR), le taux *shadow* combiné à M2 et, enfin, le taux *shadow* combiné à Divisia M2.

L'évaluation des performances prévisionnelles repose sur les erreurs quadratiques moyennes de prévision normalisées (RMSPE), calculées relativement à un modèle de référence AR(2). Une valeur de RMSPE inférieure à l'unité indique une amélioration du pouvoir prédictif du modèle multivarié par rapport au benchmark, tandis qu'une valeur supérieure à l'unité traduit une dégradation de la performance prévisionnelle.

L'analyse conjointe des distributions des RMSPE relatifs issues des prévisions des variables du marché du travail (emploi, heures travaillées et coût unitaire réel de la main-d'œuvre) permet d'identifier à la fois des régularités communes et des différences significatives entre les spécifications à paramètres fixes et celles du TVP-VAR (Figures 5.8 et 5.9). Dans les deux cadres, la ligne horizontale à  $y = 1$ , correspondant au modèle AR(2), sert de seuil de référence pour l'évaluation des performances.

La représentation des distributions de RMSPE sous forme de diagrammes en violon offre une lecture synthétique des résultats, en combinant l'information sur la performance centrale, mesurée par la médiane, et sur la dispersion des erreurs de prévision. Cette double lecture permet d'évaluer non seulement le gain moyen de précision associé à chaque indicateur monétaire, mais également la stabilité temporelle de son contenu informationnel, tant dans le cadre du VAR à paramètres fixes que dans celui du TVP-VAR.

### 5.4.2.1 RMSE avec VAR à paramètres fixes

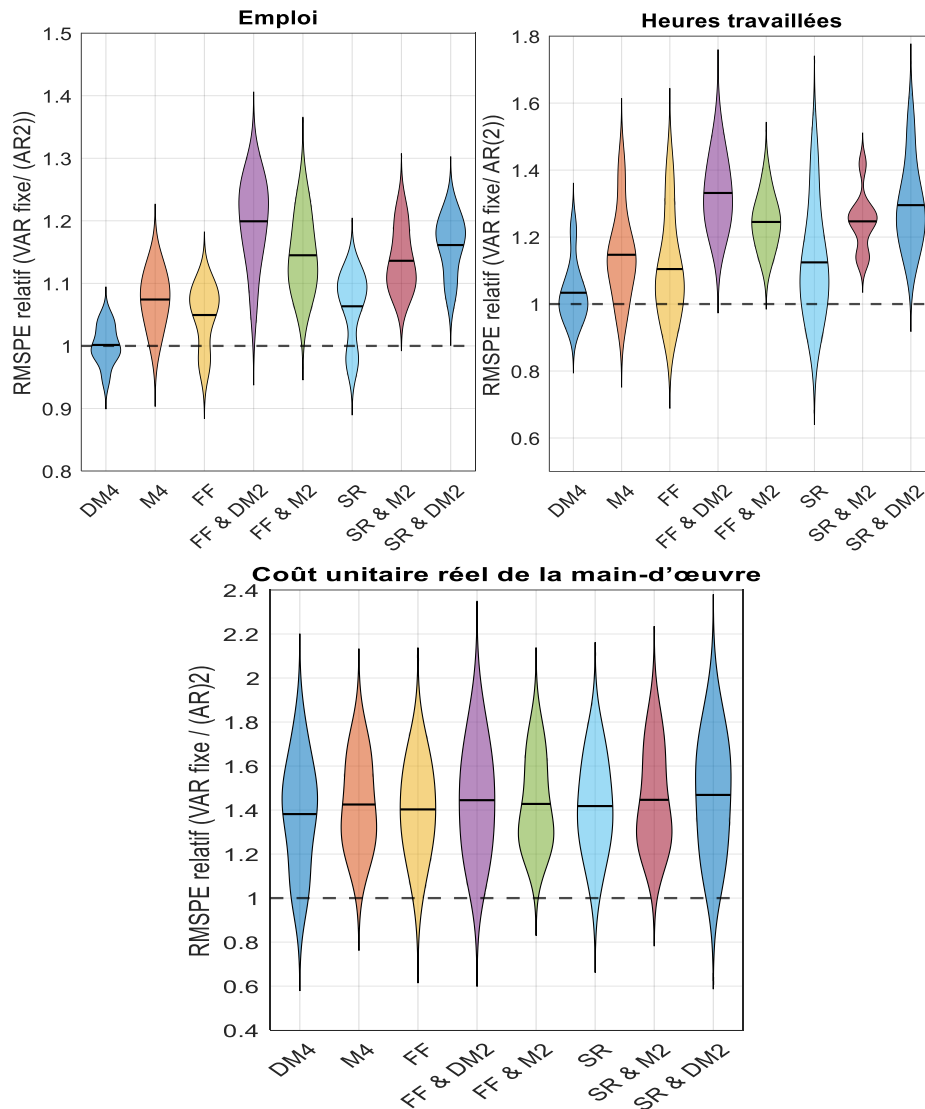
La Figure 5.8 présente les distributions des erreurs quadratiques moyennes de prévision normalisées (RMSPE) associées aux différentes spécifications du VAR à paramètres fixes pour les variables du marché du travail, permettant d'évaluer de manière comparative le contenu informationnel des indicateurs de politique monétaire relativement au modèle de référence AR(2).

Les résultats relatifs à l'emploi et aux heures travaillées mettent en évidence une hiérarchie claire entre les indicateurs monétaires considérés. Les modèles intégrant l'agrégat Divisia M4 se distinguent par des distributions de RMSPE centrées autour de l'unité, associées à des médianes plus faibles et à une dispersion plus contenue que celles observées pour les autres spécifications. Cette configuration indique que Divisia M4 permet, de manière récurrente, d'améliorer ou, à défaut, de maintenir la précision des prévisions par rapport au modèle de référence.

À l'inverse, les modèles fondés sur les agrégats monétaires simples ou sur les indicateurs de taux d'intérêt, en particulier le taux des fonds fédéraux et le taux *Shadow*, présentent des RMSPE médians sensiblement supérieurs à l'unité, accompagnés d'une variabilité plus marquée. Ces résultats traduisent une instabilité du contenu informationnel des taux pour la prévision des variables du marché du travail. L'introduction de M2 dans les modèles à taux permet d'atténuer partiellement cette perte de

performance, sans toutefois atteindre le niveau d'efficacité observé lorsque l'agrégat Divisia est utilisé. Cela suggère que l'information contenue dans Divisia M4 ne se réduit pas à une simple combinaison de quantités monétaires et de taux d'intérêt, mais reflète une mesure plus pertinente des services de liquidité.

FIGURE 5.8 – Distribution des RMSPE relatifs des variables du marché du travail pour le modèle VAR à coefficients fixes (1967T1 – 2024T3)



Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les performances prévisionnelles apparaissent globalement plus faibles, l'ensemble des spécifications présentant des RMSPE supérieurs à l'unité. Toutefois, des différences notables subsistent entre indicateurs monétaires. Les modèles intégrant Divisia M4 se distinguent par des performances relatives plus favorables et par une dispersion plus faible que celles observées pour les modèles reposant sur les agrégats simples ou sur les indicateurs de taux seuls. Divisia M4 demeure ainsi l'indicateur associé à la médiane de RMSPE la plus faible, bien que les distributions révèlent une variabilité plus importante que pour l'emploi et les heures travaillées, reflétant la complexité et les rigidités propres à la dynamique du coût unitaire réel de la main-d'œuvre. Les modèles intégrant l'agrégat simple M4 présentent des performances intermédiaires, mais restent systématiquement dominés par les spécifications fondées sur Divisia M4, ce qui confirme

l'intérêt de recourir à un agrégat monétaire pondéré pour la prévision des variables du marché du travail.

#### 5.4.2.2 RMSE avec VAR à paramètres variables dans le temps (TVP-VAR)

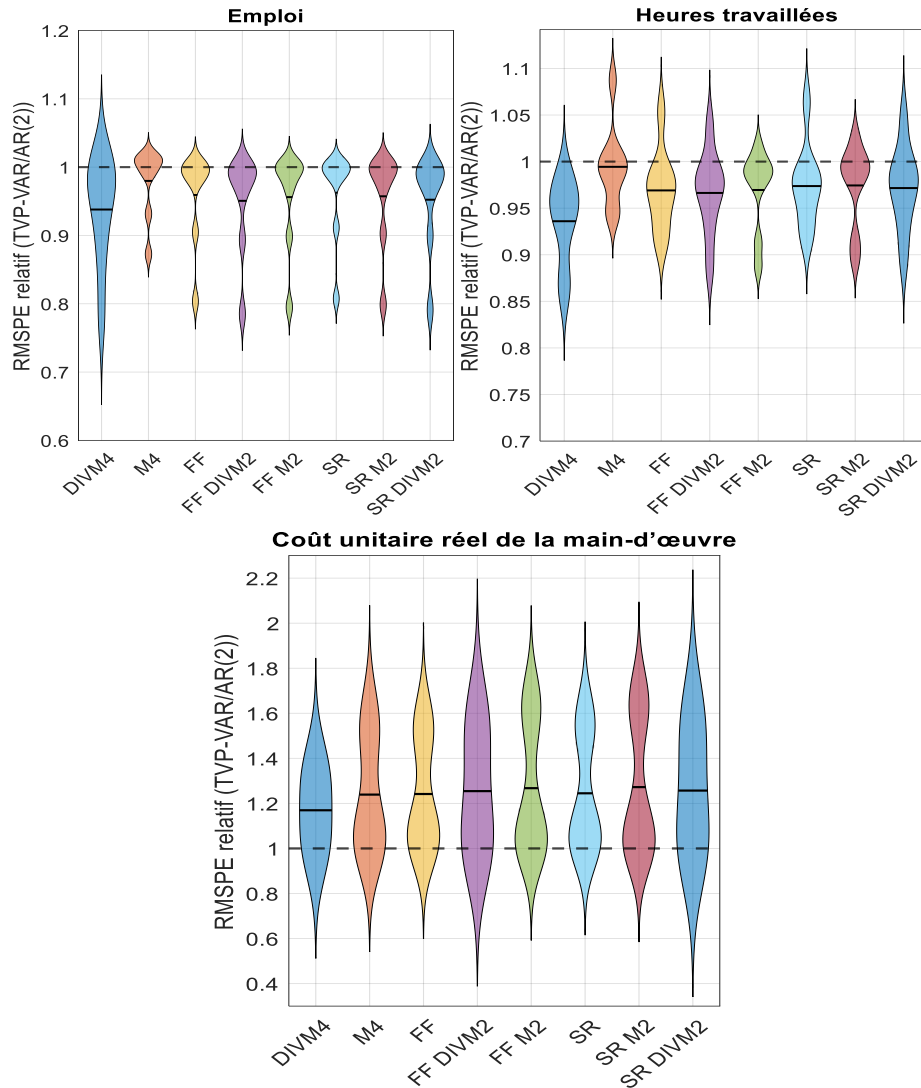
La Figure 5.9 reporte les distributions des erreurs quadratiques moyennes de prévision normalisées (RMSPE) associées aux différentes spécifications du TVP-VAR pour les variables du marché du travail, et permet d'évaluer le contenu informationnel des indicateurs de politique monétaire dans un cadre caractérisé par des paramètres évoluant dans le temps, relativement au modèle de référence AR(2).

Pour l'emploi, les résultats indiquent que l'ensemble des spécifications TVP-VAR présentent des performances globalement proches de celles du modèle de référence, les médianes des RMSPE étant inférieures à l'unité pour tous les indicateurs monétaires considérés. Des différences notables apparaissent toutefois en termes de dispersion et de forme des distributions. Le modèle intégrant l'agrégat Divisia M4 se distingue par une médiane plus faible que celles des autres spécifications et par une distribution relativement concentrée, suggérant une performance prévisionnelle plus stable dans le temps. À l'inverse, les modèles fondés sur l'agrégat simple M4 ou sur les indicateurs de taux d'intérêt, qu'il s'agisse du taux des fonds fédéraux ou du taux *Shadow*, présentent des distributions plus étalées et parfois asymétriques, traduisant une variabilité accrue de la précision prévisionnelle. L'introduction de M2 dans les modèles à taux améliore marginalement la distribution des performances, sans toutefois conduire à une domination claire par rapport à Divisia M4, ce qui suggère que ce dernier capte une information monétaire plus robuste.

Les résultats relatifs aux heures travaillées confirment ce diagnostic. Bien qu'aucune spécification ne surclasse de manière systématique le modèle AR(2) en termes de médiane de RMSPE, le modèle intégrant Divisia M4 affiche néanmoins la médiane la plus faible parmi l'ensemble des indicateurs et une dispersion plus contenue que celles observées pour les autres spécifications. Les modèles reposant sur les taux d'intérêt, seuls ou combinés à M2, se caractérisent par des distributions plus larges, indiquant une instabilité temporelle plus marquée de leur pouvoir prédictif. Ces éléments suggèrent que, dans un cadre autorisant des variations structurelles dans le temps, Divisia M4 fournit une information monétaire plus régulière pour la prévision de la marge intensive du travail, même si les gains de précision demeurent modérés.

Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les performances prévisionnelles du TVP-VAR apparaissent plus faibles et plus hétérogènes. L'ensemble des spécifications présente des RMSPE médians supérieurs à l'unité, indiquant que la flexibilité temporelle des paramètres ne suffit pas à améliorer systématiquement la prévision de cette variable par rapport au benchmark. Néanmoins, des différences subsistent entre indicateurs monétaires. Le modèle intégrant Divisia M4 se caractérise par une médiane de RMSPE parmi les plus faibles et par une distribution légèrement plus équilibrée que celles observées pour les modèles fondés sur les agrégats simples ou sur les indicateurs de taux seuls. La dispersion demeure toutefois importante, reflétant la complexité de la dynamique du salaire réel, marquée par des rigidités nominales et institutionnelles susceptibles de limiter le rôle des conditions monétaires dans l'exercice de prévision.

FIGURE 5.9 – Distribution des RMSPE relatifs des variables du marché du travail pour le TVP-VAR (1967T1 – 2024T3)



Dans l'ensemble, les résultats montrent que l'agrégat monétaire Divisia M4 domine systématiquement les autres indicateurs de politique monétaire en termes de contenu informationnel, tant dans le VAR à paramètres fixes que dans le TVP-VAR. Il est associé aux médianes de RMSPE les plus faibles et à des distributions plus concentrées pour l'emploi et les heures travaillées, et conserve un avantage relatif pour le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, confirmant la robustesse et la stabilité de son pouvoir prédictif dans les deux cadres de modélisation.

## 5.5 Résultats issus du modèle TVP-SVAR

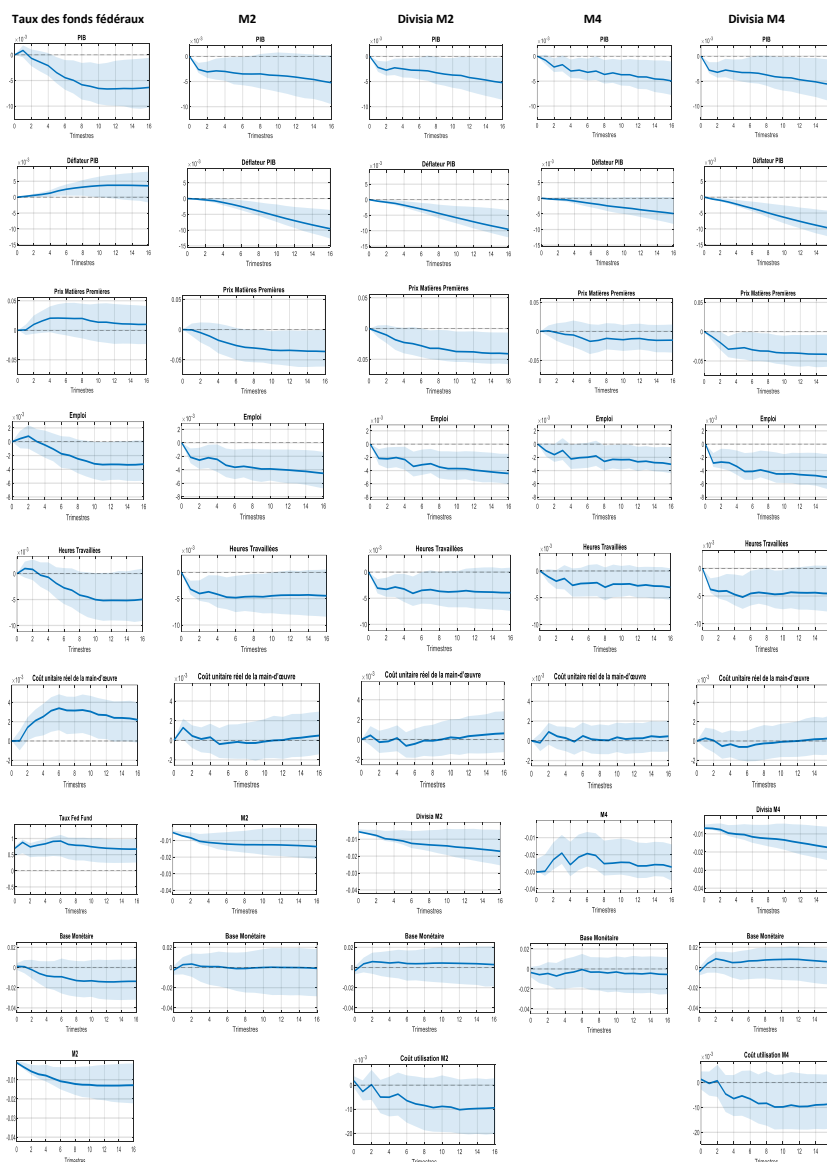
Après avoir analysé les effets des chocs de politique monétaire à l'aide d'un modèle SVAR à coefficients fixes, il apparaît pertinent d'évaluer la robustesse de ces résultats dans un cadre économétrique plus flexible. À cette fin, nous recourons à un modèle VAR à paramètres variant dans le temps (TVP-VAR), estimé selon l'approche proposée par Goulet-Coulombe (2023). Cette méthodologie, en autorisant une évolution conjointe des coefficients et de la variance des chocs structurels, permet de mieux prendre en compte les changements structurels intervenus dans la conduite de la politique monétaire de la Réserve fédérale américaine, ainsi que l'évolution de ses mécanismes de transmission à

l'économie réelle (Figure 5.10).

### 5.5.1 Résultats TVP- VAR obtenus avec la première mesure du salaire réel

Les résultats obtenus (Figure 5.10) sont globalement cohérents avec ceux issus du VAR à coefficients fixes en ce qui concerne la nature des réponses impulsionnelles. En revanche, des différences apparaissent quant à l'ampleur des réactions, traduisant l'apport du cadre à paramètres variant dans le temps dans la capture des dynamiques monétaires évolutives.

FIGURE 5.10 – Réponses impulsionnelles des variables suite à un choc monétaire dans le modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3)



*Note* : Le nom figurant en tête de chaque colonne correspond à la variable indicatrice utilisée pour identifier le choc structurel de politique monétaire dans le cadre du modèle TVP-VAR, représenté en deux dimensions. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 %.

### 5.5.2 Résultats du TVP-VAR avec mesure alternative du salaire réel

Dans cette sous-section, une mesure alternative du salaire réel est retenue en substituant la mesure initiale fondée sur les coûts unitaires de la main-d'œuvre par la rémunération horaire réelle de l'ensemble des travailleurs. Cette substitution vise à évaluer la sensibilité des résultats empiriques au choix de l'indicateur utilisé pour appréhender le coût du travail à la suite de chocs de politique monétaire.

Lorsque le choc de politique monétaire est identifié à partir du taux des fonds fédéraux ou du *shadow rate*, les réponses impulsionnelles du salaire réel, présentées dans la Figure C.6a, apparaissent globalement similaires dans les deux cas. Les enveloppes tridimensionnelles mettent en évidence une baisse marquée du salaire réel à court et moyen horizons, suivie d'un redressement progressif à plus long terme. Aucune différence structurelle nette ne se dégage entre les deux indicateurs de taux, tant en termes d'amplitude que de persistance des réponses, suggérant que, sous cette mesure alternative du salaire réel, les chocs identifiés par les taux d'intérêt transmettent des effets comparables à la rémunération réelle du travail.

Dans la spécification fondée sur l'agrégat monétaire M4, la contraction du salaire réel, illustrée dans la Figure C.6b, apparaît progressive et hétérogène selon les périodes, avec des effets plus prononcés avant les années 1980. En revanche, la spécification reposant sur Divisia M4 met en évidence une baisse plus profonde et plus persistante du salaire réel, accompagnée d'une plus grande stabilité temporelle des réponses, en particulier à partir du début des années 1980. Cette dynamique suggère que l'agrégat Divisia M4 permet de capter plus finement l'orientation restrictive de la politique monétaire et d'en transmettre les effets de manière plus durable à la rémunération réelle du travail.

Les différences observées entre les réponses du coût unitaire de la main-d'œuvre (ULCNFB) et celles fondées sur la rémunération horaire réelle de l'ensemble des travailleurs (COMPRNFB) s'expliquent par la nature conceptuelle distincte de ces deux indicateurs. Les coûts unitaires de la main-d'œuvre rapportent la rémunération du travail à la productivité, mesurant ainsi le coût du facteur travail par unité de production du point de vue des entreprises, et intègrent directement les fluctuations de l'output par heure travaillée. À l'inverse, la rémunération horaire réelle mesure le revenu réel du travail par heure, indépendamment des variations de la productivité, et reflète plus directement l'évolution du pouvoir d'achat des salariés. Dès lors, à la suite d'un choc restrictif de politique monétaire, une contraction de l'activité accompagnée d'ajustements de productivité peut amplifier ou atténuer la réaction des coûts unitaires sans que la rémunération horaire évolue de manière proportionnelle. Cette dissociation explique que les deux mesures du salaire réel puissent présenter des dynamiques distinctes en réponse aux mêmes chocs monétaires, malgré leur ancrage commun dans la rémunération du travail.

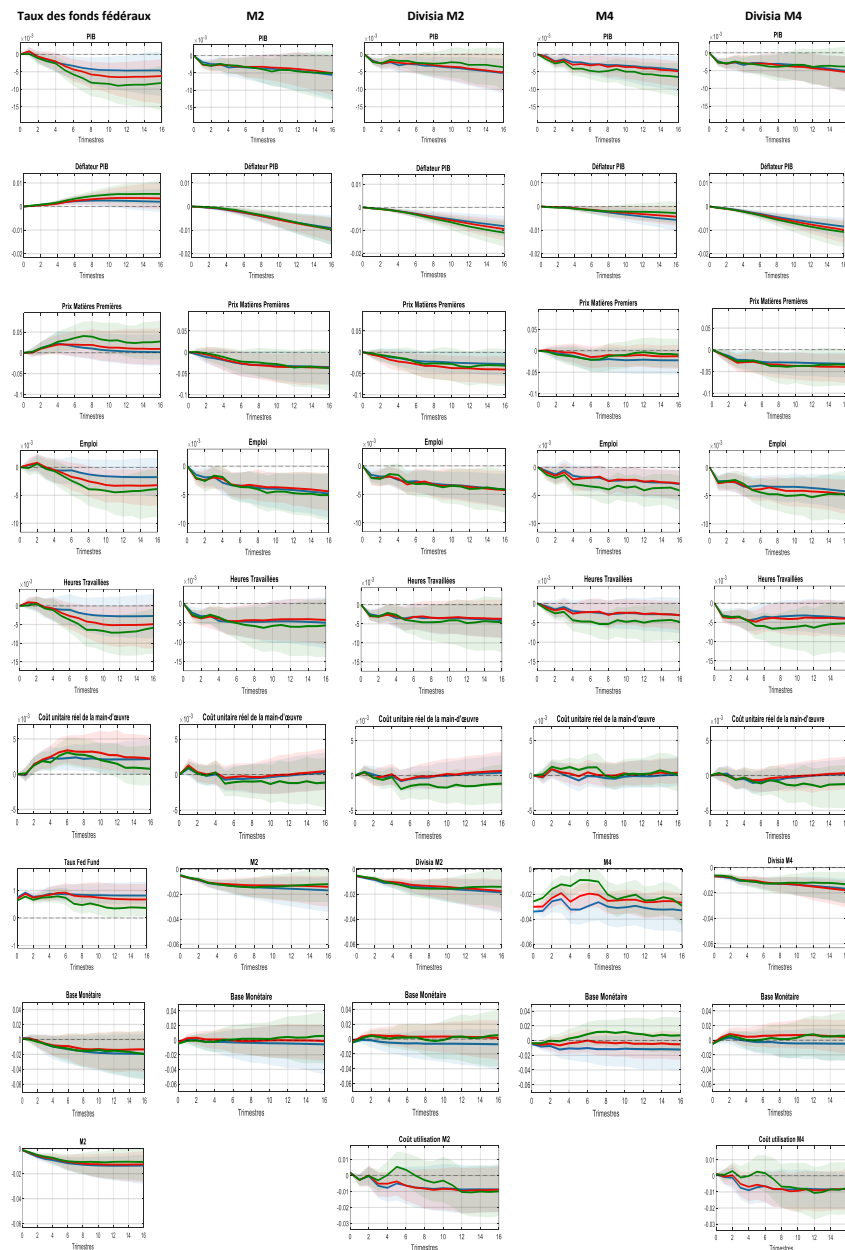
Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que l'agrégat Divisia M4 permet de mieux saisir l'orientation effective de la politique monétaire et sa transmission à l'activité, aux prix et au marché du travail, en produisant des réponses plus cohérentes, plus persistantes et moins sensibles aux changements de régime que celles obtenues à partir des indicateurs de taux d'intérêt ou de l'agrégat M4 en somme simple.

### 5.5.3 Test de robustesse du modèle TVP-VAR

#### 5.5.3.1 Variation du nombre de retards avec $P = 3$ et $P = 8$

Dans le but de valider la robustesse de nos résultats, et à l'instar de l'analyse menée pour le VAR à coefficients fixes, nous examinons la sensibilité du modèle TVP-VAR au choix du nombre de retards en considérant successivement  $P = 3$  et  $P = 8$ . Les résultats correspondants sont présentés dans la Figure 5.11.

FIGURE 5.11 – Réponses impulsionnelles à un choc restrictif des variables indicatrices de politique monétaire dans le modèle TVP-VAR pour  $P = 3$  et  $P = 8$  (1967T1 – 2024T3)



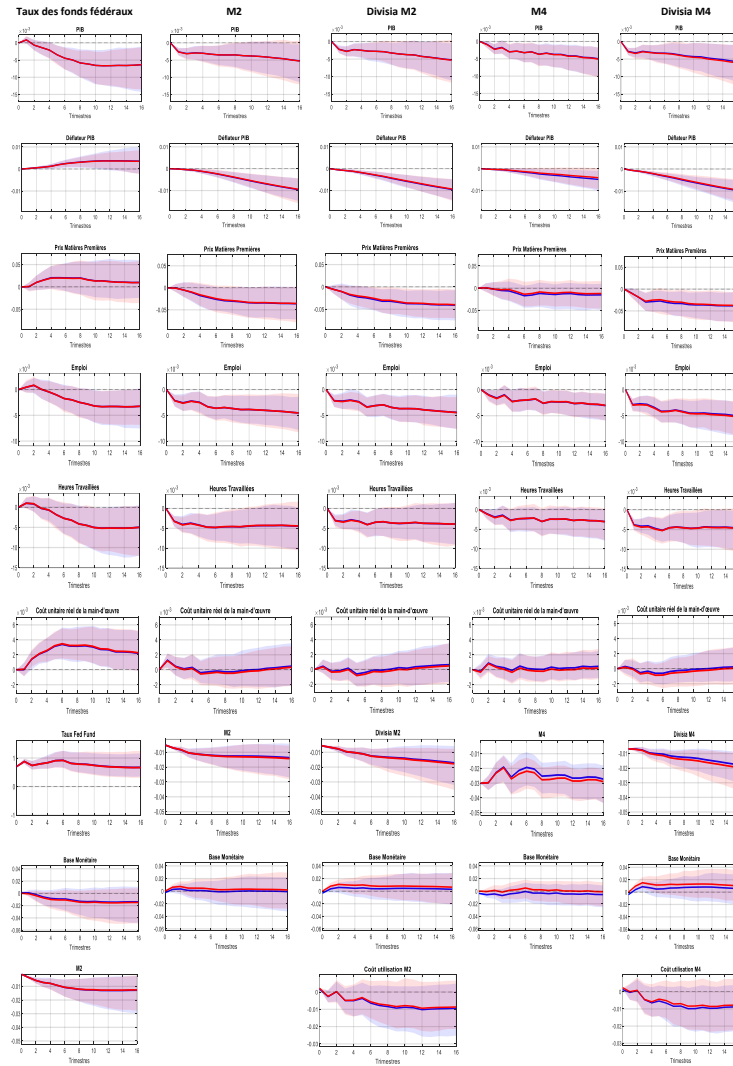
*Note* :Le modèle de référence est représenté en rouge ( $P = 5$ ), tandis que le modèle avec  $P = 8$  est illustré en vert et le modèle avec  $P = 3$  en bleu. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 %.

Il ressort que la dynamique des réponses impulsionnelles demeure globalement similaire à celle obtenue avec le modèle de référence ( $P = 5$ ). Plus précisément, la spécification avec  $P = 3$  génère des réactions très proches de celles observées avec  $P = 5$  pour l'ensemble des chocs restrictifs de politique monétaire. À l'inverse, la spécification avec  $P = 8$  conduit à des réponses comparables en moyenne, mais caractérisées par une volatilité légèrement plus marquée, en particulier pour les variables du marché du travail et les cours des matières premières. Néanmoins, le signe et la direction des réponses associées à ces spécifications alternatives demeurent cohérents avec ceux du modèle de référence, confirmant ainsi la robustesse des résultats du TVP-VAR au choix du nombre de retards.

### 5.5.3.2 Ordonnancement alternatif 1

Dans une optique de validation des résultats du modèle TVP-VAR, nous appliquons un premier ordonnancement alternatif, identique à celui retenu dans le VAR récursif à coefficients fixes.

FIGURE 5.12 – Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : premier ordonnancement alternatif du modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3)



*Note* : Le modèle alternatif est représenté par les fonctions de réponse impulsionnelle en bleu, tandis que le modèle de référence est illustré en rouge. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 % pour chaque modèle.

Les réponses impulsionnelles consécutives aux chocs sur les différents indicateurs de politique monétaire conservent une dynamique largement comparable à celle du modèle de référence (Figure 5.12), ce qui atteste de la robustesse des résultats. Cette similitude est particulièrement marquée pour l'ensemble des indicateurs considérés, les trajectoires étant quasi superposées, à l'exception de la base monétaire, pour laquelle une divergence modérée apparaît.

Le décalage dans l'apparition des effets restrictifs sur le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, observé dans les deux cadres d'estimation, s'explique par la présence de rigidités nominales et par la lenteur des ajustements sur le marché du travail. Les contrats salariaux étant généralement établis à moyen terme, les entreprises privilégient dans un premier temps l'ajustement des heures travaillées ou de l'emploi avant toute modification des salaires (Taylor, 1980 ; Christiano et al., 2005).

Ces résultats confirment la robustesse empirique du modèle TVP-VAR et la cohérence des dynamiques de transmission monétaire qu'il met en évidence.

### 5.5.3.3 Ordonnancement alternatif 2

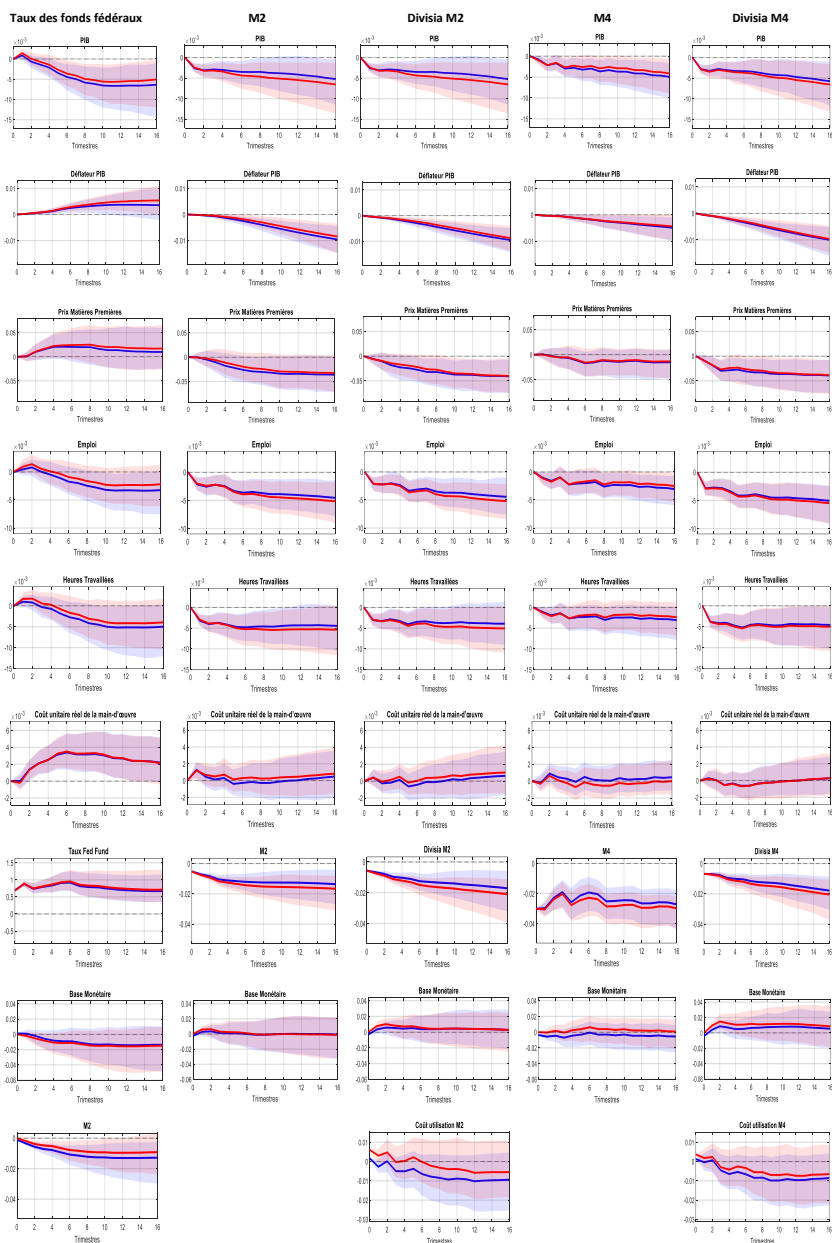
Comme précédemment, un nouvel ordonnancement est adopté, plaçant cette fois la base monétaire dans le troisième bloc, juste avant le taux des fonds fédéraux.

Les résultats présentés dans la Figure 5.13 indiquent que les dynamiques obtenues demeurent globalement similaires entre le modèle de référence et le modèle alternatif. Des écarts modestes apparaissent toutefois dans les réactions de l'output, de l'emploi et des heures travaillées à la suite d'un choc sur le taux des fonds fédéraux, suggérant une sensibilité limitée de ces variables au changement d'ordonnancement.

S'agissant de la base monétaire, le paradoxe observé dans le modèle initial persiste dans cette nouvelle spécification, en particulier à la suite d'un choc sur l'agrégat Divisia M4, bien que son ampleur soit atténuée.

Globalement, les réactions des autres variables aux chocs restrictifs demeurent très proches entre les deux spécifications, ce qui confirme la stabilité structurelle des résultats et la robustesse du modèle TVP-VAR face aux modifications de l'ordonnancement des variables.

FIGURE 5.13 – Réponses impulsionnelles des variables à un choc de politique monétaire : deuxième ordonnancement alternatif du modèle TVP-VAR (1967T1 – 2024T3)



*Note* : Le modèle alternatif est représenté par les fonctions de réponse impulsionnelle en bleu, tandis que le modèle de référence est illustré en rouge. Les zones ombrées représentent les bandes de confiance à 95 % pour chaque modèle.

#### 5.5.3.4 Variation des paramètres de régularisation $\lambda_k$

Cette sous-section s'inscrit dans la continuité des tests de robustesse précédents et vise à examiner la stabilité des résultats obtenus dans le cadre du modèle TVP-VAR. Plus précisément, elle analyse la sensibilité des réponses impulsionnelles aux variations du paramètre de régularisation  $\lambda_k$ , successivement fixé à 0.01, 0.1 et 0.5. Ce paramètre contrôle le degré de lissage temporel des coefficients du modèle et influence, à ce titre, la dynamique estimée des réponses des variables aux chocs de politique monétaire.

Une valeur faible de  $\lambda$ , telle que  $\lambda = 0.01$ , correspond à un cas quasi-flexible dans lequel les coefficients varient fortement dans le temps, tandis que, à l'inverse, lorsque  $\lambda \rightarrow \infty$ , le modèle converge vers une spécification à coefficients fixes, équivalente à un VAR standard.

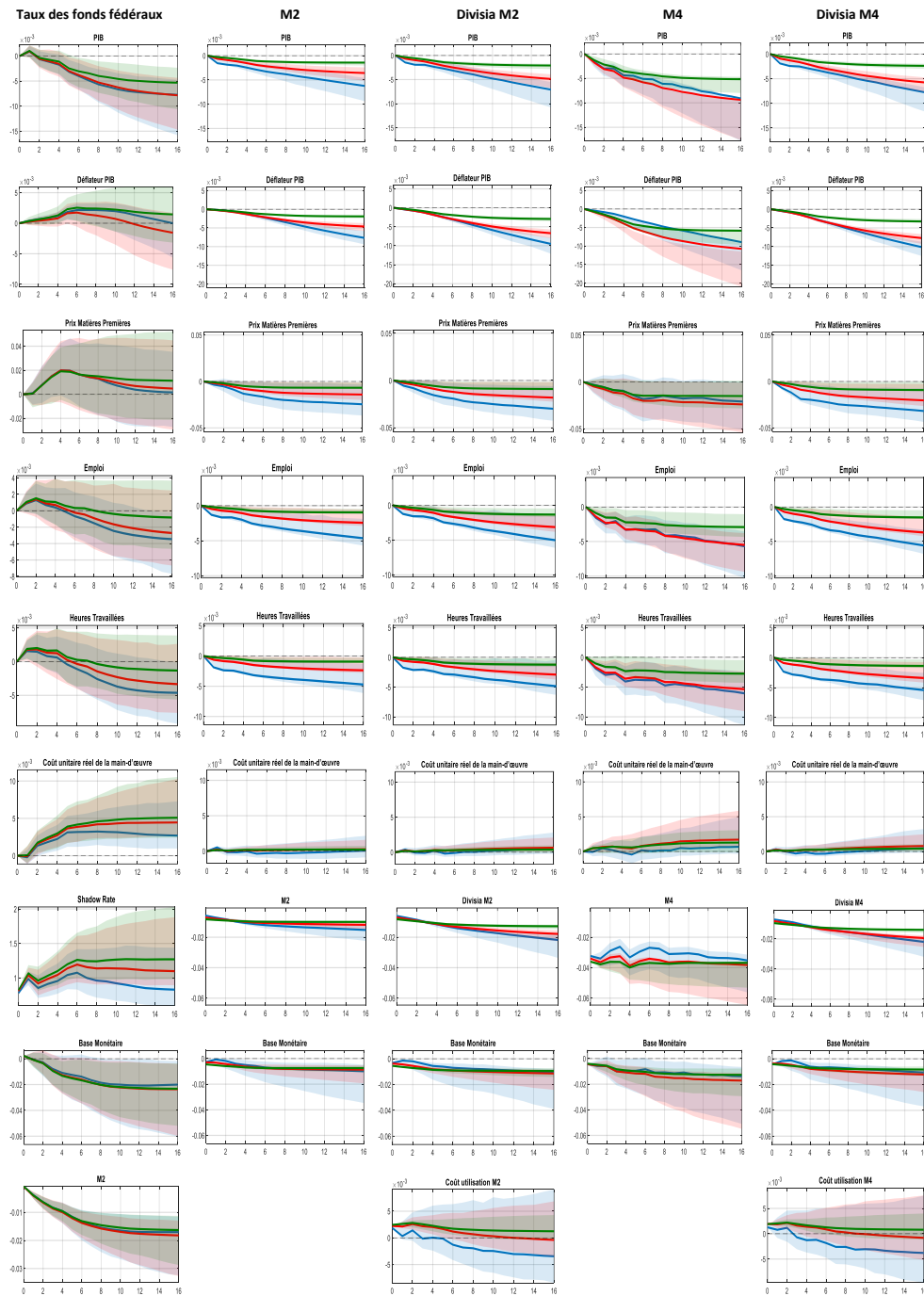
Il convient de souligner que la valeur  $\lambda = 0.1$  correspond au paramètre optimal retenu à l'issue de la procédure de validation croisée. Cette analyse complète les tests de robustesse antérieurs et permet d'évaluer la stabilité empirique des relations dynamiques mises en évidence. Les résultats correspondants sont présentés à la Figure 5.14.

Les résultats indiquent que les réponses impulsionnelles consécutives à un choc monétaire restrictif, quel que soit l'agrégat monétaire considéré, demeurent globalement similaires pour l'ensemble des valeurs du paramètre de régularisation  $\lambda$ . Cette convergence des profils de réponse suggère que les dynamiques estimées sont peu sensibles au degré de lissage temporel imposé aux coefficients et confirme, de ce fait, la robustesse empirique du modèle TVP-VAR.

De manière plus spécifique, les réponses du PIB et de l'emploi sont conformes aux prédictions de la théorie monétaire standard. Un resserrement de la politique monétaire entraîne un ralentissement de l'activité économique ainsi qu'une contraction de l'emploi, traduisant l'effet négatif de la hausse du coût de la liquidité sur la demande globale.

En ce qui concerne le coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les réponses à un choc monétaire restrictif apparaissent très proches pour les différentes valeurs du paramètre  $\lambda$ , indiquant une faible sensibilité de cette variable aux variations de la régularisation dans le cadre du modèle TVP-VAR. L'effet estimé demeure légèrement négatif et de faible amplitude, un résultat cohérent avec la littérature existante. Ce comportement s'explique par la rigidité nominale des salaires à court terme, les ajustements sur le marché du travail s'opérant principalement par les quantités (emploi et heures travaillées) plutôt que par le salaire réel. La stabilité de la réponse salariale contraste ainsi avec celle de l'emploi et des heures travaillées, dont les réactions présentent une variabilité légèrement plus marquée selon les différentes valeurs de  $\lambda$ .

FIGURE 5.14 – Réponses impulsionnelles des variables à un choc monétaire dans le modèle TVP-VAR pour différentes valeurs du facteur de régularisation (1967T1 – 2024T3)



*Note* :La courbe en bleu correspond à  $\lambda = 0.01$ , celle en rouge à  $\lambda = 0.1$  et celle en vert à  $\lambda = 0.5$ . Ces courbes représentent les fonctions de réponse impulsionnelle du modèle. La valeur  $\lambda = 0.1$  correspond au paramètre sélectionné par validation croisée. Les zones ombrées indiquent les bandes de confiance à 95 % pour chaque spécification.

## 5.6 Comparaison des deux modèles : VAR à coefficients fixes et VAR à coefficients variables

Dans la Figure 5.15, nous comparons les fonctions de réponse impulsionnelle obtenues à partir du modèle VAR à coefficients fixes, identifié récursivement selon Cholesky, avec celles issues du modèle TVP-VAR. Cette comparaison vise à évaluer la robustesse des résultats et à examiner l'impact de la flexibilité des coefficients dans le temps sur la dynamique des variables économiques. Le TVP-VAR permet de capturer les évolutions structurelles et les changements de régime dans la conduite de la politique monétaire, offrant ainsi un éclairage complémentaire sur les mécanismes de transmission observés avec le VAR classique.

Dans le cadre du modèle TVP-VAR, un choc restrictif sur le taux des fonds fédéraux engendre, au cours des premiers trimestres, des réponses globalement similaires à celles obtenues avec le VAR à coefficients fixes pour l'ensemble des variables considérées. Toutefois, à partir du cinquième trimestre, une divergence progressive apparaît entre les deux approches. Les effets sur le PIB, le déflateur du PIB, l'emploi, les heures travaillées et, dans une moindre mesure, le salaire réel se révèlent plus marqués dans le cadre du TVP-VAR, traduisant une amplification de la transmission du choc lorsque les paramètres sont autorisés à varier dans le temps. En revanche, la réaction de la base monétaire demeure largement comparable dans les deux modèles, avec une réponse négative consécutive au choc restrictif.

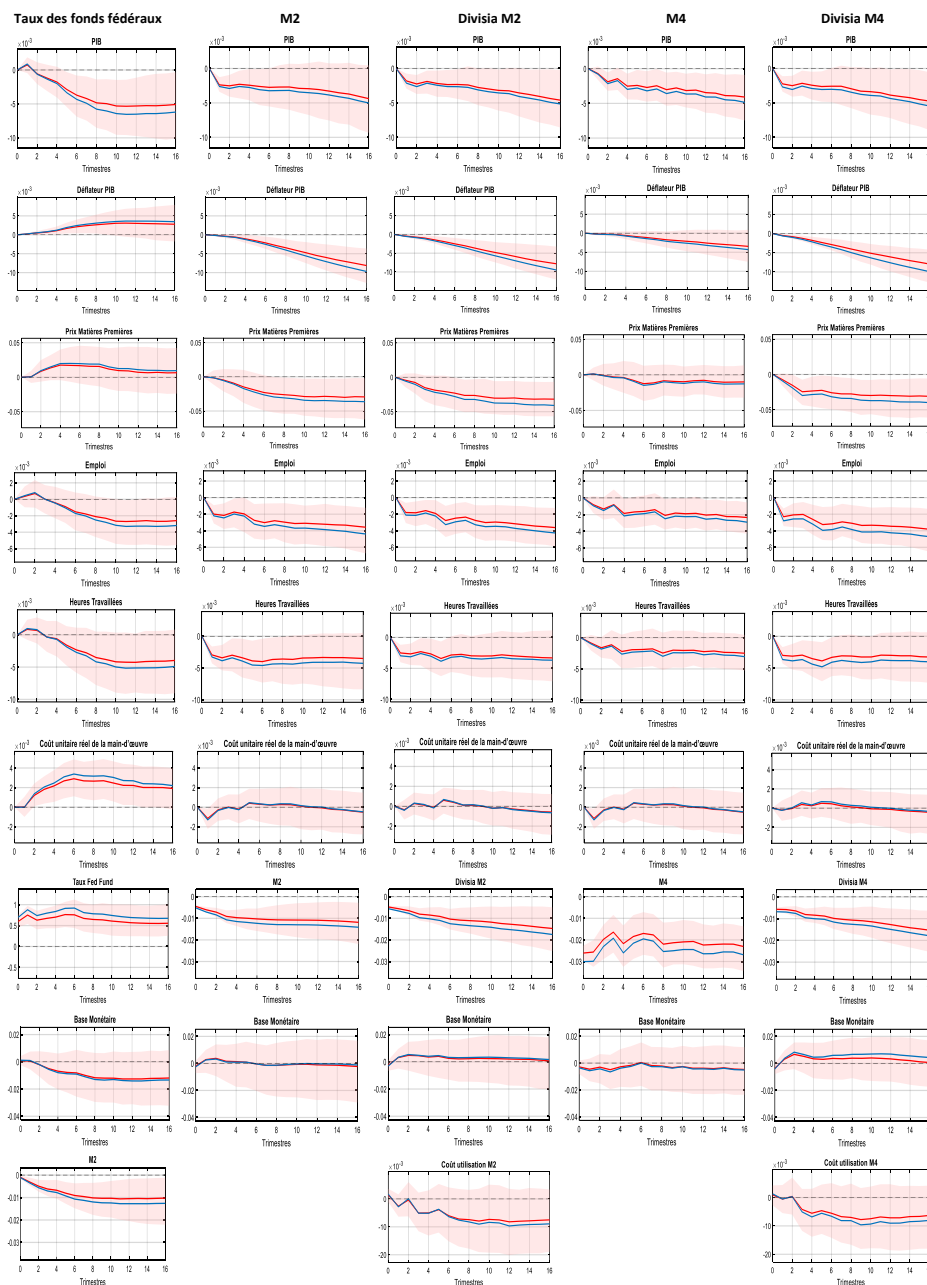
À la suite d'un choc identifié par l'agrégat Divisia M4, les deux estimations produisent des résultats globalement similaires pour la production et l'inflation, confirmant l'effet contractif attendu d'un resserrement monétaire sur l'activité réelle (Christiano et al., 1999). Ces résultats mettent également en évidence la supériorité informationnelle de l'agrégat Divisia M4. Des dynamiques comparables sont observées pour les variables du marché du travail, en particulier l'emploi et les heures travaillées. En revanche, s'agissant du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, les réponses demeurent de faible ampleur et proches entre les deux modèles, bien que légèrement plus prononcées dans le TVP-VAR. Cette différence s'explique par le caractère plus rigide du modèle à coefficients fixes, qui tend à lisser la réponse moyenne sur l'ensemble de l'échantillon, tandis que le TVP-VAR permet de capter des effets plus modulés et évolutifs dans le temps (Primiceri, 2005 ; Canova et Gambetti, 2009).

Pour un choc identifié par Divisia M2, les effets observés sont qualitativement similaires, mais d'une ampleur inférieure à ceux associés à Divisia M4, et ce quel que soit le cadre d'estimation retenu. De manière générale, la base monétaire réagit de façon comparable dans les deux modèles, bien que la réponse apparaisse très légèrement plus marquée dans le TVP-VAR à la suite d'un choc sur Divisia M4. Cette différence reflète la capacité du TVP-VAR à mieux intégrer les changements de régime monétaire intervenus depuis les années 2000, notamment le recours accru aux politiques monétaires non conventionnelles (Gagnon et al., 2011). Il convient toutefois de souligner que, quelle que soit la mesure du choc retenue, agrégats simples ou agrégats Divisia, la base monétaire fluctue globalement autour de son niveau d'équilibre.

Enfin, les chocs identifiés par les agrégats monétaires simples, M4 et M2, génèrent des réponses généralement plus faibles que celles observées avec leurs équivalents Divisia. Bien que le TVP-VAR amplifie dans certains cas les réactions des variables du marché du travail, notamment l'emploi et les heures travaillées, ces effets demeurent inférieurs à ceux induits par Divisia M4. Dans le cas du coût unitaire réel de la main-d'œuvre, l'utilisation de Divisia M2 permet en outre d'atténuer le paradoxe observé avec M2 classique, fournissant des résultats plus cohérents avec les prédictions théoriques. Globalement, l'agrégat Divisia M4 apparaît comme l'indicateur monétaire générant les effets les plus

prononcés dans les deux cadres d'estimation, soulignant sa capacité supérieure à capter l'intensité effective des impulsions monétaires et leur transmission à l'économie réelle, en particulier sur le marché du travail.

FIGURE 5.15 – Réponses impulsionnelles aux chocs monétaires : comparaison entre le modèle VAR à coefficients fixes et le modèle VAR à coefficients variables (1967T1 – 2024T3)



Note : La courbe en bleu correspond aux réponses impulsionnelles obtenues à partir du modèle TVP-VAR, tandis que la courbe en rouge représente celles issues du modèle VAR à coefficients fixes.

## 5.7 Visualisation 3D des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées

En complément des résultats présentés dans la sous-section 5.5.1, une représentation tridimensionnelle (3D) des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des variables macroéconomiques et du marché du travail est présentée en annexe (Figures C.1a à C.5b). Ces visualisations reposent sur des chocs de politique monétaire identifiés alternativement par le taux des fonds fédéraux, le taux d'intérêt *shadow*, la masse monétaire simple M4 et l'agrégat monétaire Divisia M4.

La Figure C.1a présente la réponse du PIB réel à un choc monétaire unitaire identifié à partir des indicateurs de taux d'intérêt. Conformément à l'intuition économique, en présence de rigidités nominales de court terme sur les prix et/ou les salaires, ainsi que sous l'effet des mécanismes de liquidité, les spécifications fondées sur le taux des fonds fédéraux et le taux d'intérêt *shadow* indiquent qu'une politique monétaire restrictive est suivie d'une contraction de la production réelle agrégée, au moins à partir du deuxième trimestre suivant le choc. L'impact positif observé au trimestre immédiatement postérieur au choc apparaît contre-intuitif, bien que son ampleur demeure relativement faible. Les enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle associées au *shadow rate* apparaissent par ailleurs globalement plus lisses sur l'ensemble de la période, même si l'intensité des effets varie selon les sous-périodes de l'échantillon.

La Figure C.3a illustre les réponses de l'emploi à un choc restrictif identifié par le taux des fonds fédéraux et le *shadow rate*. Les enveloppes tridimensionnelles des fonctions de réponse impulsionnelle mettent en évidence une dynamique non monotone, caractérisée par une réaction légèrement positive à l'impact, suivie d'une baisse de l'emploi dès le deuxième trimestre, dont l'ampleur et la persistance varient selon les périodes. Cette configuration reflète à la fois le contenu informationnel des chocs de taux et les rigidités inhérentes aux ajustements d'effectifs, l'effet contractionniste du resserrement monétaire devenant dominant à mesure que l'horizon s'allonge.

Les réponses des heures travaillées, présentées dans la Figure C.4a, révèlent un ajustement plus différé. Les enveloppes tridimensionnelles montrent que la contraction des heures devient perceptible à partir du quatrième trimestre suivant le choc monétaire, avec une intensité variable dans le temps. Cette dynamique est cohérente avec le rôle des heures travaillées en tant que marge d'ajustement intensive, mobilisée progressivement par les entreprises lorsque le durcissement des conditions financières se transmet pleinement à l'activité économique.

Enfin, la Figure C.5a met en évidence la réponse du coût unitaire réel de la main-d'œuvre à un choc restrictif de politique monétaire fondé sur les taux d'intérêt. Les enveloppes tridimensionnelles indiquent une réaction positive et persistante du salaire réel, qui s'étend sur les horizons de court et moyen termes et demeure relativement stable dans le temps. Cette persistance s'explique par la présence de rigidités nominales et institutionnelles sur les salaires, combinées à des effets de composition liés à la contraction de l'emploi et des heures travaillées, ainsi qu'à une désinflation plus rapide que l'ajustement des salaires nominaux. La dynamique observée est ainsi compatible avec les modèles à rigidités nominales, dans lesquels les salaires réels s'ajustent lentement.

Les Figures C.1b à C.5b présentent les réponses macroéconomiques à un choc restrictif de politique monétaire identifié à partir des agrégats monétaires M4 et Divisia M4. S'agissant du PIB réel, un choc identifié par M4 induit une contraction progressive de l'activité, qui s'intensifie à moyen horizon avant de s'atténuer graduellement, avec une amplitude variable selon les périodes. En comparaison, lorsque le choc est identifié à partir de Divisia M4, la contraction du PIB réel apparaît plus marquée et plus régulière, avec une dispersion temporelle plus faible, en particulier à partir des années 1990,

suggérant une transmission monétaire plus stable et plus lisible.

Les réponses du déflateur du PIB, illustrées dans la Figure C.2b, confirment cette lecture. Dans la spécification M4, les enveloppes tridimensionnelles montrent une désinflation graduelle, dont l'intensité varie selon les régimes macroéconomiques. À l'inverse, les réponses fondées sur Divisia M4 se caractérisent par une baisse plus prononcée et plus homogène du niveau des prix, avec une dynamique particulièrement stable à partir des années 1990, indiquant une transmission désinflationniste plus cohérente lorsque la politique monétaire est appréhendée à travers un agrégat monétaire pondéré.

Sur le marché du travail, les Figures C.3b à C.5b montrent que le choc restrictif identifié par M4 entraîne une contraction progressive des quantités de travail. En effet, l'emploi diminue de manière persistante à moyen horizon, tandis que les heures travaillées présentent un ajustement plus graduel. En revanche, le coût unitaire réel de la main-d'œuvre réagit positivement et de façon persistante. Dans la spécification Divisia M4, les enveloppes tridimensionnelles révèlent une transmission plus nette et plus stable. Ainsi, l'emploi et les heures travaillées affichent des contractions plus profondes et plus régulières, tandis que le coût unitaire réel de la main-d'œuvre augmente initialement, avant de fluctuer autour de sa moyenne à mesure que l'horizon s'allonge.

# CONCLUSION

Ce mémoire avait pour objectif, dans la continuité de Barrette et Paquet (2025), d'évaluer la pertinence des agrégats monétaires Divisia dans l'analyse de la politique monétaire américaine, en particulier à travers leurs effets sur les principales variables du marché du travail. À partir de données trimestrielles couvrant la période 1967T1–2024T3, l'analyse a mobilisé des statistiques descriptives, un VAR à coefficients fixes identifié par décomposition de Cholesky en blocs, ainsi qu'un modèle TVP-VAR, afin de comparer les agrégats monétaires simples (M2, M4) aux indices Divisia (Divisia M2, Divisia M4) issus du cadre de Barnett (1980).

Les résultats descriptifs mettent en évidence une dynamique plus cohérente des agrégats Divisia avec les cycles économiques, ainsi que des corrélations plus stables avec les variables du marché du travail. Ces éléments suggèrent que l'intégration du coût d'usage améliore la capacité des indices Divisia à capter les fluctuations pertinentes de liquidité.

Les résultats du VAR à coefficients fixes confirment cette supériorité informationnelle. Les fonctions de réponse impulsionnelle indiquent que les chocs monétaires fondés sur les agrégats Divisia produisent des effets plus rapides, plus marqués et plus persistants sur l'emploi et les heures travaillées, tandis que les salaires s'ajustent de manière plus graduelle, en cohérence avec les rigidités nominales documentées dans la littérature. Parmi les indicateurs considérés, Divisia M4 apparaît comme l'agrégat le plus informatif et le plus cohérent pour la transmission monétaire.

En revanche, les chocs identifiés à partir du taux des fonds fédéraux et du *shadow rate* présentent plusieurs comportements atypiques, notamment des réactions initialement positives de l'emploi, de la production et des heures travaillées avant leur convergence vers une dynamique négative. Le déflateur du PIB et les matières premières affichent également des réponses positives persistantes, traduisant une forme d'énigme des prix (*price puzzle*). Ces résultats, bien établis dans la littérature VAR, suggèrent des limites d'identification liées aux anticipations non observées ou à la spécification des chocs monétaires.

Ces anomalies mettent en évidence les limites des taux directeurs comme unique mesure des chocs de politique monétaire. Dans le cadre du double mandat de la Réserve fédérale (stabilité des prix et plein emploi), ces résultats soulignent la difficulté à capturer simultanément les effets de la politique monétaire sur ces deux dimensions à partir des seuls taux d'intérêt. Ils renforcent ainsi l'intérêt d'indicateurs alternatifs fondés sur la dynamique de la liquidité globale.

Le modèle TVP-VAR confirme par ailleurs l'existence d'hétérogénéités temporelles importantes dans les mécanismes de transmission, notamment lors des épisodes de désinflation des années 1980, des crises financières, des phases de politiques non conventionnelles et de la période post-pandémique. Malgré ces ruptures, les agrégats Divisia, et en particulier Divisia M4, conservent une stabilité remarquable et un contenu informationnel robuste.

Les exercices de prévision pseudo-hors-échantillon sur la période 2011–2024 renforcent ces résul-

tats. Divisia M4 domine systématiquement les autres indicateurs en termes de performance prédictive, avec les erreurs quadratiques moyennes les plus faibles et des distributions plus concentrées, en particulier pour l'emploi et les heures travaillées, tout en conservant un avantage pour le salaire réel. Les tests de robustesse, incluant les variations du nombre de retards et les ordonnancements alternatifs, confirment la stabilité de ces conclusions.

Enfin, un résultat central de ce mémoire réside dans la robustesse des performances des agrégats de Divisia aux spécifications alternatives du SVAR récursif. La supériorité de Divisia M4 est préservée même lorsque ces agrégats sont placés avant le taux des fonds fédéraux, ce qui suggère que leur contenu informationnel ne provient pas d'une simple captation mécanique de l'information contemporaine associée à ce dernier. Ce résultat renforce leur pertinence empirique dans l'analyse de la politique monétaire.

Dans cette perspective, ce mémoire contribue à la réévaluation du rôle des agrégats monétaires dans l'analyse de la politique monétaire américaine. Il met également en lumière plusieurs extensions possibles, notamment l'intégration des agrégats de Divisia dans des modèles DSGE, le recours à des approches non linéaires et des analyses comparatives internationales.

Sur le plan empirique, des stratégies d'identification alternatives, telles que les restrictions de signe, les instruments à haute fréquence à la Gertler-Karadi ou les approches à volatilité variable, permettraient de renforcer la crédibilité des chocs estimés. De même, une meilleure prise en compte des dynamiques du marché du travail, via la normalisation par la population et des mesures d'heures travaillées ajustées, permettrait d'isoler plus finement les fluctuations conjoncturelles.

Enfin, l'introduction d'intervalles de confiance pour les décompositions de variance constituerait une amélioration méthodologique importante, en permettant de quantifier l'incertitude associée aux contributions des chocs et de renforcer la robustesse statistique des résultats.

# Annexe A : Critères d'information

TABLEAU A.1 – Critères d'information AIC et BIC pour différents retards et agrégats monétaires (1967T1 – 2024T3)

Retard	TFF		M4		M2		Divisia M4		Divisia M2	
	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC	AIC	BIC
1	-0.2429	-0.2279	-5.8931	-5.8781	-8.9836	-8.9686	-8.3684	-8.3534	-8.8728	-8.8578
2	-0.2585	-0.2284	-5.8892	-5.8591	-9.0008	-8.9707	-8.4153	-8.3853	-8.9193	-8.8892
3	-0.2739	-0.2286	-5.8829	-5.8376	-9.0162	-8.9710	-8.4564	-8.4111	-8.9612	-8.9159
4	-0.2630	-0.2025	-5.8962	-5.8357	-9.0041	-8.9435	-8.4604	-8.3999	-8.9485	-8.8880
5	-0.2818	-0.2059	-5.9188	-5.8429	-8.9907	-8.9148	-8.4514	-8.3754	-8.9411	-8.8652
6	-0.3038	-0.2124	-5.9183	-5.8269	-8.9798	-8.8885	-8.4473	-8.3559	-8.9281	-8.8367
7	-0.3342	-0.2273	-5.9052	-5.7983	-8.9697	-8.8627	-8.4367	-8.3298	-8.9180	-8.8110
8	-0.3216	-0.1989	-5.9157	-5.7931	-8.9617	-8.8391	-8.4247	-8.3021	-8.9055	-8.7828

TABLEAU A.2 – Valeur propre maximale de la matrice de coefficients compagnon de différent VAR ayant différentes variables indicatrices pour l'échantillon (1967T1 – 2024T3)

Retard	TFF	Shadow Rate	M4	M2	Divisia M4	Divisia M2
1	0.9744	0.9744	0.9652	0.9744	0.9693	0.9697
2	0.9844	0.9844	0.9817	0.9844	0.9828	0.9813
3	0.9883	0.9884	0.9850	0.9883	0.9876	0.9865
4	0.9895	0.9897	0.9899	0.9895	0.9896	0.9889
5	0.9899	0.9901	0.9898	0.9899	0.9900	0.9896
6	0.9911	0.9913	0.9909	0.9911	0.9904	0.9901
7	0.9930	0.9931	0.9929	0.9930	0.9941	0.9940
8	0.9932	0.9932	0.9939	0.9932	0.9946	0.9930

# ANNEXE B : Décomposition de la variance

TABLEAU B.1 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision — Divisia M2 et M2 classique 1967T1–2024T3

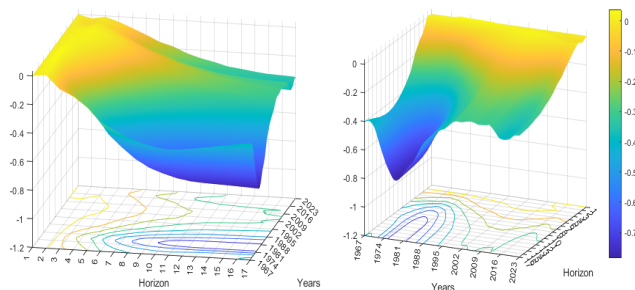
Modèles	Variabes	Horizon	PIB	Déflateur	Prix MP	Emploi	Heures	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	TFF	Agrégat	Base M.
Modèle incluant Taux des Fonds Fédéraux (TFF) et Masse Monétaire classique M2	Emploi	1	42,75	4,15	2,33	44,75	0,63	0,19	0,18	4,76	0,25
		2	40,38	3,93	2,66	42,59	4,59	0,33	0,30	4,52	0,72
		3	38,36	4,26	2,61	40,44	4,88	3,40	0,83	4,48	0,74
		4	37,76	4,46	3,24	40,01	4,97	3,36	1,02	4,46	0,72
		5	36,59	4,33	3,39	39,04	4,85	4,66	1,28	5,07	0,79
		6	35,87	4,21	3,91	38,60	4,72	5,14	1,62	4,99	0,94
		7	35,72	4,20	3,93	38,45	4,71	5,28	1,69	5,00	1,01
		8	35,68	4,18	3,93	38,27	4,69	5,38	1,87	4,99	1,02
	Heures travaillées	1	50,01	3,24	2,67	26,35	9,82	0,00	0,60	7,04	0,26
		2	46,87	3,07	2,95	25,19	13,13	0,23	0,58	6,82	1,16
		3	45,05	3,04	2,83	25,06	12,95	1,98	1,32	6,66	1,12
		4	43,67	3,14	4,59	24,90	12,59	1,92	1,35	6,60	1,23
		5	41,86	3,04	5,17	24,15	12,46	3,14	2,05	6,53	1,60
		6	40,87	2,99	5,79	23,93	12,08	3,85	2,38	6,33	1,79
		7	40,70	2,99	5,80	23,84	12,09	3,93	2,52	6,33	1,80
		8	40,59	2,99	5,80	23,64	11,97	4,02	2,94	6,26	1,78
	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1	25,30	10,94	2,66	9,73	1,50	47,14	0,07	1,63	1,04
		2	22,72	9,79	4,46	11,01	1,36	43,26	3,27	3,20	0,94
		3	23,57	10,97	4,33	10,18	2,49	40,29	3,98	3,27	0,92
		4	22,71	11,58	4,94	10,30	2,72	39,12	4,49	3,24	0,90
		5	21,23	11,35	4,69	11,08	3,31	37,00	5,86	4,65	0,84
		6	21,07	11,30	4,70	11,00	3,26	36,58	6,37	4,86	0,87
		7	20,49	11,44	4,79	11,88	3,18	35,95	6,20	5,06	1,02
		8	20,51	11,30	4,69	12,20	3,19	35,38	6,13	5,60	1,00
Modèle incluant Shadow Rate et la masse monétaire classique M2	Emploi	1	42,81	4,33	2,28	44,74	0,63	0,21	0,20	4,60	0,20
		2	40,47	4,12	2,67	42,65	4,48	0,29	0,28	4,40	0,64
		3	38,63	4,39	2,64	40,69	4,75	3,31	0,61	4,31	0,67
		4	38,09	4,59	3,27	40,25	4,84	3,27	0,69	4,33	0,66
		5	36,89	4,46	3,47	39,22	4,74	4,68	0,85	4,96	0,74
		6	36,04	4,34	4,05	38,71	4,62	5,12	1,28	4,90	0,95
		7	35,89	4,33	4,07	38,55	4,61	5,23	1,41	4,90	1,02
		8	35,90	4,31	4,07	38,37	4,58	5,31	1,53	4,88	1,03
	Heures travaillées	1	50,37	3,35	2,57	26,51	9,73	0,00	0,60	6,65	0,21
		2	47,30	3,16	2,89	25,36	12,92	0,15	0,62	6,51	1,09
		3	45,68	3,12	2,78	25,33	12,77	1,91	1,01	6,33	1,06
		4	44,31	3,22	4,64	25,05	12,42	1,86	1,03	6,32	1,15
		5	42,48	3,10	5,30	24,27	12,32	3,14	1,58	6,27	1,55
		6	41,40	3,06	5,99	23,94	11,96	3,82	1,93	6,09	1,81
		7	41,21	3,07	6,01	23,84	11,96	3,87	2,14	6,08	1,82
		8	41,16	3,08	6,00	23,69	11,86	3,96	2,42	6,02	1,81
	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1	25,76	11,18	2,82	9,54	1,47	46,52	0,02	1,56	1,12
		2	23,20	10,05	4,54	11,02	1,34	42,94	3,04	2,85	1,01
		3	23,96	11,50	4,42	10,29	2,47	40,28	3,19	2,86	1,03
		4	23,05	12,08	5,13	10,50	2,72	39,13	3,58	2,79	1,01
		5	21,59	11,88	4,87	11,28	3,34	37,08	4,88	4,14	0,94
		6	21,51	11,87	4,89	11,22	3,29	36,66	5,32	4,29	0,96
		7	20,95	12,04	4,95	11,98	3,20	36,10	5,17	4,52	1,08
		8	20,96	11,90	4,87	12,25	3,22	35,59	5,09	5,06	1,06
Modèle incluant le Taux des Fonds Fédéraux et Divisia M2	Emploi	1	42,70	3,95	2,36	45,18	0,71	0,11	0,06	4,49	0,29
		2	40,12	3,68	2,68	42,79	5,10	0,24	0,06	4,17	0,60
		3	38,03	3,99	2,62	40,58	5,39	3,10	0,26	4,03	0,66
		4	37,34	4,25	3,31	40,10	5,40	3,07	0,49	4,06	0,65
		5	36,17	4,13	3,49	39,06	5,29	4,27	0,86	4,81	0,63
		6	35,54	4,03	4,22	38,45	5,14	4,68	1,01	4,74	0,87
		7	35,39	4,01	4,24	38,29	5,17	4,80	1,02	4,74	0,81
		8	35,10	3,96	4,27	37,82	5,09	4,88	1,63	4,86	0,92
	Heures travaillées	1	50,06	3,04	2,54	27,02	10,43	0,03	0,27	6,00	0,30
		2	46,42	2,90	2,84	25,59	14,41	0,27	0,42	5,57	0,93
		3	44,32	2,84	2,71	25,33	14,18	1,80	0,81	5,49	0,92
		4	42,94	3,01	4,43	25,23	13,74	1,74	0,91	5,42	0,98
		5	41,18	2,92	5,12	24,40	13,65	2,92	1,55	5,56	1,06
		6	40,26	2,90	5,92	24,04	13,22	3,47	1,72	5,58	1,27
		7	40,03	2,89	5,90	23,93	13,22	3,59	1,74	5,56	1,27
		8	39,67	2,88	5,90	23,51	12,98	3,62	2,82	5,49	1,25
	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1	29,17	9,69	3,04	9,03	1,38	45,26	0,80	0,01	1,46
		2	26,47	8,78	4,76	10,82	1,25	42,04	2,57	1,30	1,34
		3	26,74	10,20	4,39	9,79	2,57	38,66	3,83	1,22	1,22
		4	25,95	10,61	4,86	9,85	2,83	37,73	4,20	1,23	1,21
		5	23,78	10,37	4,49	10,71	3,95	35,31	5,19	3,11	1,10
		6	23,51	10,34	4,67	10,62	3,91	34,90	5,57	3,21	1,17
		7	22,88	10,55	4,93	11,38	3,81	34,23	5,49	3,21	1,46
		8	22,91	10,61	4,83	11,67	3,79	33,52	5,57	3,65	1,44

TABLEAU B.2 – Décomposition de la variance de l’erreur de prévision — Divisia M4 et M4 classique 1967T1–2024T3

Modèles	Variables	Horizon	PIB	Déflateur	Prix MP	Emploi	Heures	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	TFF	Agrégat	Base M.
Modèle avec Taux des Fonds Fédéraux (TFF) et Masse Monétaire classique M4	Emploi	1	46.71	4.24	2.27	44.63	0.34	0.31	0.09	0.91	0.49
		2	44.02	3.96	2.86	42.33	4.43	0.55	0.12	1.16	0.56
		3	41.53	4.48	2.86	39.86	4.79	3.35	1.07	1.47	0.60
		4	40.45	4.50	3.39	39.01	4.89	3.25	1.14	2.77	0.59
		5	39.29	4.36	3.55	38.12	4.73	4.77	1.48	2.71	0.98
		6	38.79	4.32	3.85	37.88	4.67	5.02	1.81	2.67	1.00
		7	38.60	4.36	3.94	37.71	4.72	5.17	1.81	2.68	1.00
		8	38.37	4.30	3.89	37.29	4.65	5.25	2.07	3.16	1.02
	Heures travaillées	1	56.69	3.38	2.50	26.03	9.84	0.00	0.44	0.69	0.42
		2	52.81	3.22	3.01	24.77	13.53	0.26	0.50	1.07	0.84
		3	50.79	3.21	2.87	24.72	13.38	1.61	1.45	1.16	0.80
		4	48.83	3.20	4.57	24.46	12.95	1.56	1.43	2.04	0.96
		5	46.45	3.12	5.17	23.63	12.57	3.08	2.34	1.99	1.65
		6	45.83	3.06	5.53	23.50	12.35	3.42	2.66	1.96	1.69
		7	45.61	3.13	5.60	23.39	12.46	3.47	2.71	1.95	1.69
		8	45.30	3.09	5.52	23.08	12.26	3.49	3.27	2.28	1.71
	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1	27.60	11.58	2.38	8.75	1.56	46.58	0.10	0.23	1.22
		2	24.78	10.39	4.18	9.99	1.40	43.30	3.31	1.39	1.27
		3	25.59	11.52	4.07	9.28	2.63	40.61	3.58	1.55	1.17
		4	24.88	12.19	4.64	9.29	2.85	39.31	3.96	1.76	1.12
		5	23.72	12.06	4.44	10.25	3.45	37.56	5.25	2.14	1.13
		6	24.11	12.17	4.49	10.08	3.38	36.84	5.30	2.14	1.49
		7	23.25	12.20	4.36	10.88	3.43	36.24	5.10	2.44	2.09
		8	23.76	12.04	4.33	11.08	3.42	35.47	5.14	2.60	2.17
Modèle incluant le Taux des Fonds Fédéraux (TFF) et la masse monétaire Divisia M4	Emploi	1	38.62	3.64	2.66	44.74	1.23	0.24	0.09	7.91	0.69
		2	36.16	3.39	3.06	42.41	5.69	0.31	0.11	7.39	0.99
		3	34.40	3.75	2.95	40.39	5.94	3.06	0.44	7.03	0.99
		4	33.70	3.95	3.49	39.84	5.97	3.07	0.63	7.22	0.99
		5	32.62	3.86	3.55	38.79	5.79	4.48	1.11	7.41	1.02
		6	31.93	3.77	4.30	38.22	5.64	5.11	1.33	7.21	1.09
		7	31.75	3.75	4.32	38.00	5.66	5.28	1.40	7.24	1.08
		8	31.51	3.71	4.33	37.72	5.59	5.33	1.89	7.21	1.12
	Heures travaillées	1	46.33	3.13	2.81	26.61	10.65	0.00	0.27	8.98	0.71
		2	43.15	3.00	3.14	25.37	14.45	0.23	0.32	8.39	1.39
		3	41.49	2.95	3.03	25.34	14.26	1.66	0.87	8.08	1.34
		4	40.18	3.07	4.62	25.29	13.84	1.61	0.95	8.10	1.34
		5	38.62	2.95	5.18	24.53	13.64	2.80	1.78	7.88	1.60
		6	37.64	2.97	5.92	24.21	13.22	3.47	2.01	7.89	1.65
		7	37.38	2.95	5.91	24.06	13.22	3.62	2.08	7.88	1.64
		8	37.12	2.93	5.90	23.80	13.03	3.66	2.89	7.77	1.62
	Coût unitaire réel de la main-d’œuvre	1	29.07	9.05	3.73	8.61	1.36	45.95	0.81	0.18	0.91
		2	26.74	8.42	5.37	10.73	1.25	42.57	2.93	0.62	0.83
		3	26.73	10.06	5.00	9.61	2.45	38.98	3.65	1.67	0.77
		4	26.01	10.47	5.41	9.75	2.58	38.13	4.00	1.80	0.75
		5	24.04	10.23	5.02	11.03	3.80	35.71	4.96	2.65	0.70
		6	23.72	10.34	5.08	10.87	3.76	35.01	5.28	2.94	0.98
		7	23.09	10.33	5.27	12.14	3.66	34.30	5.16	3.04	1.04
		8	23.14	10.51	5.17	12.25	3.82	33.65	5.18	3.33	1.02

Figure C.1a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du PIB réel à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur le PIB réel



### Impact d'un choc du *shadow rate* sur le PIB réel

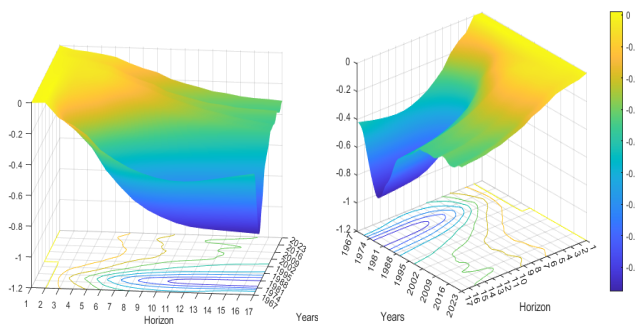
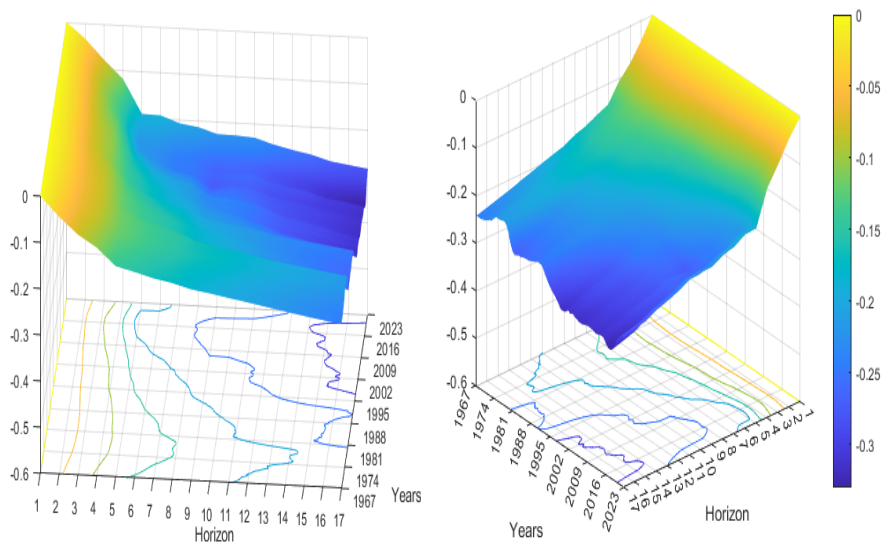


Figure C.1b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du PIB réel à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du M4 sur le PIB réel



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur le PIB réel

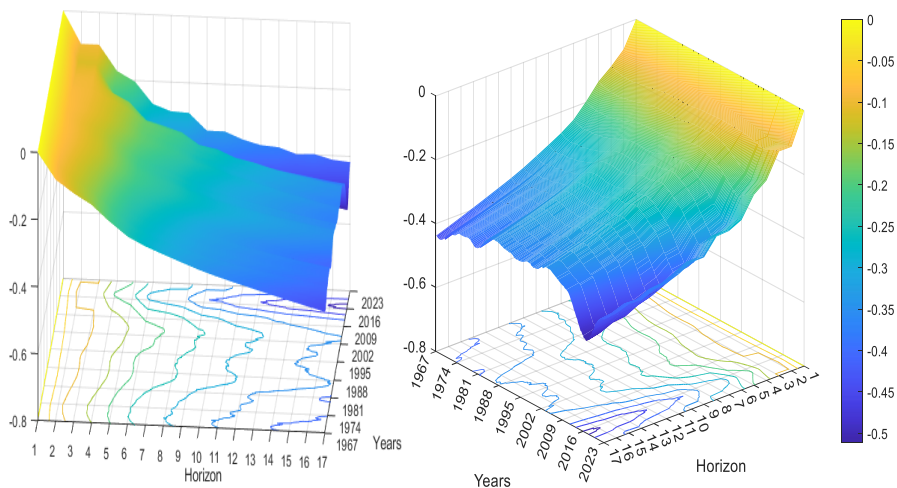
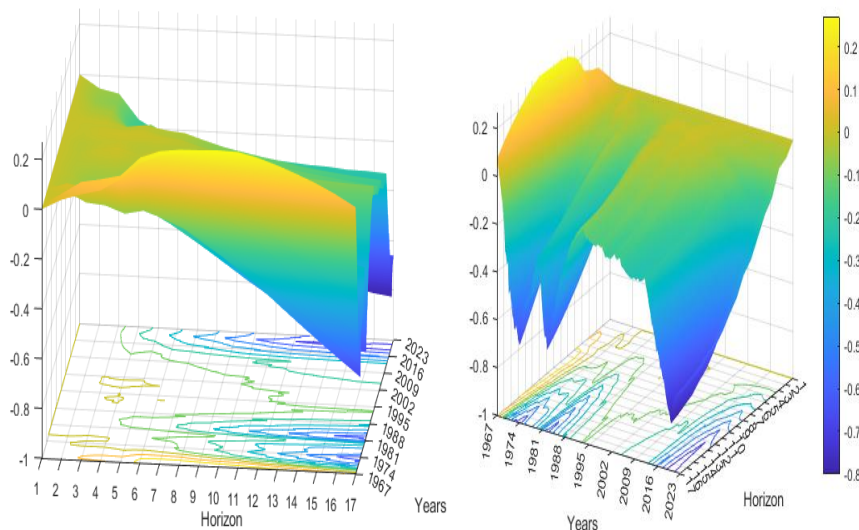


Figure C.2a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du déflateur du PIB à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur le déflateur du PIB



### Impact d'un choc du *shadow rate* sur le déflateur du PIB

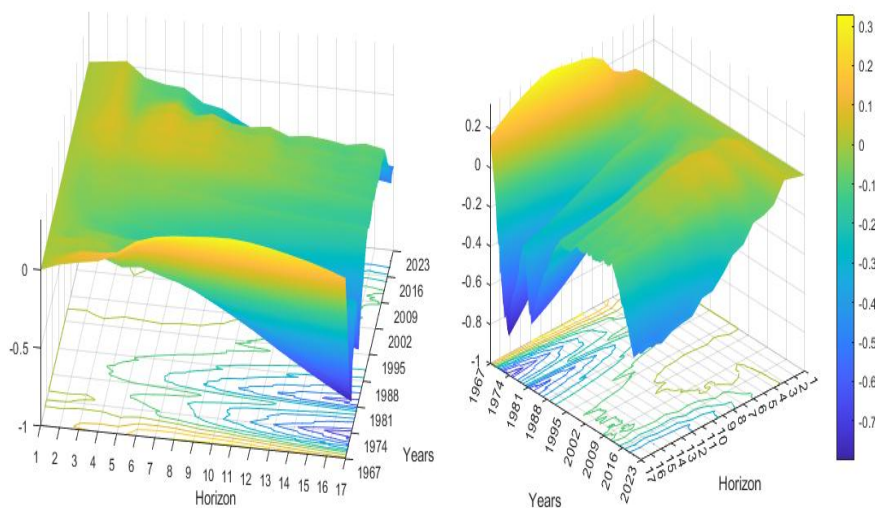
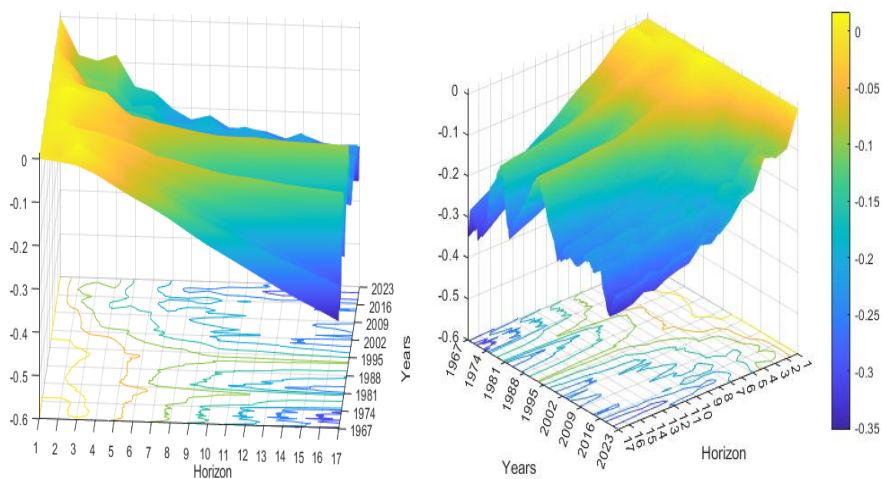


Figure C.2b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du déflateur du PIB à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du M4 sur le déflateur du PIB



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur le déflateur du PIB

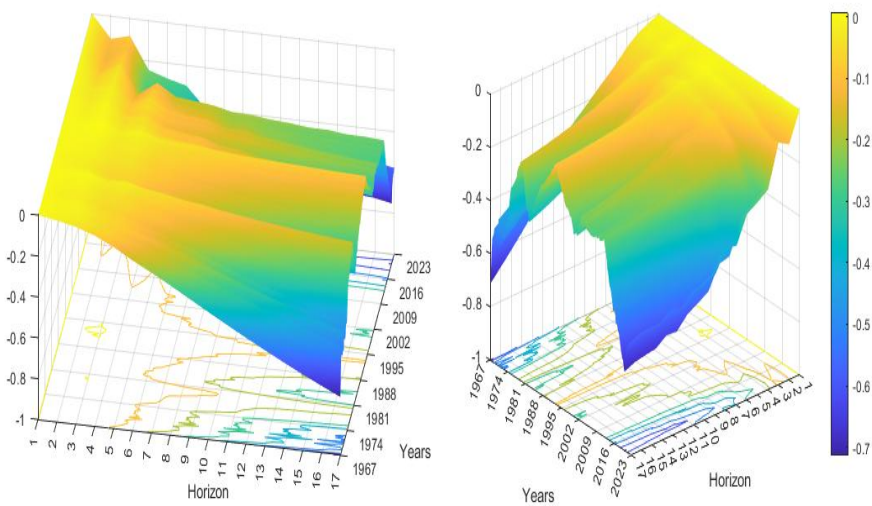
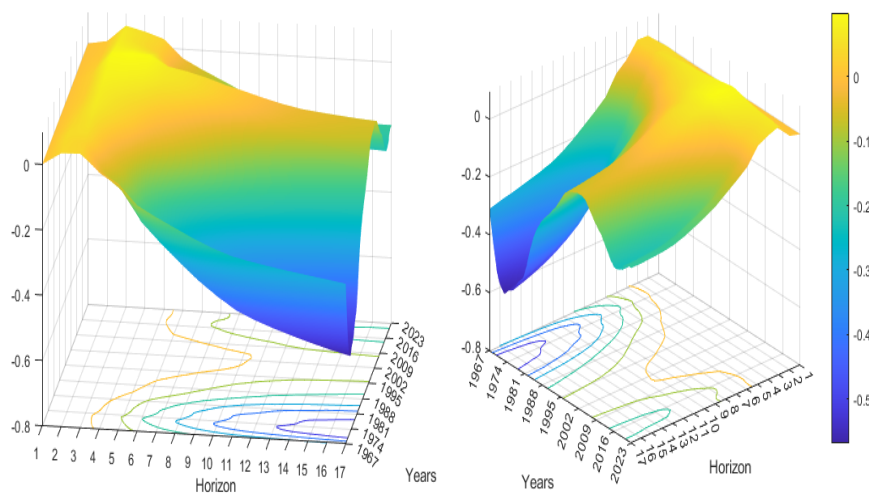


Figure C.3a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées de l'emploi à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur l'emploi



### Impact d'un choc du *shadow rate* sur l'emploi

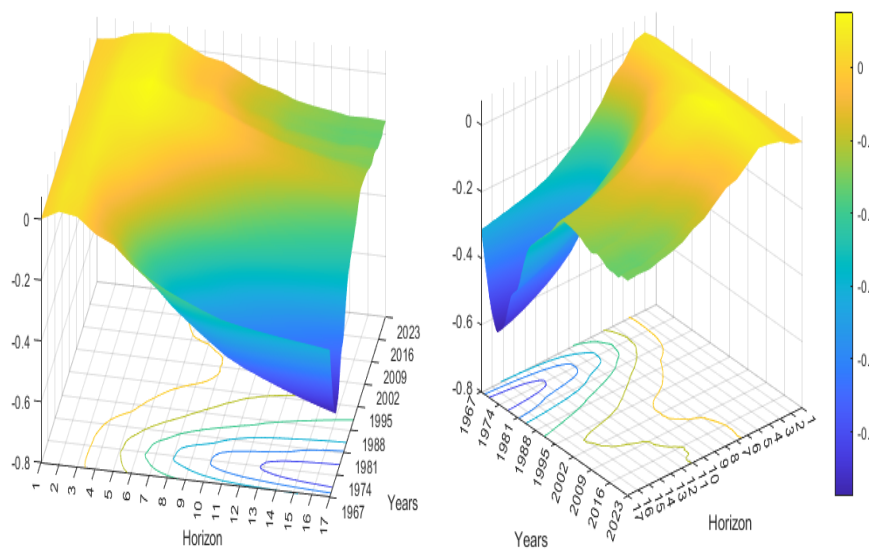
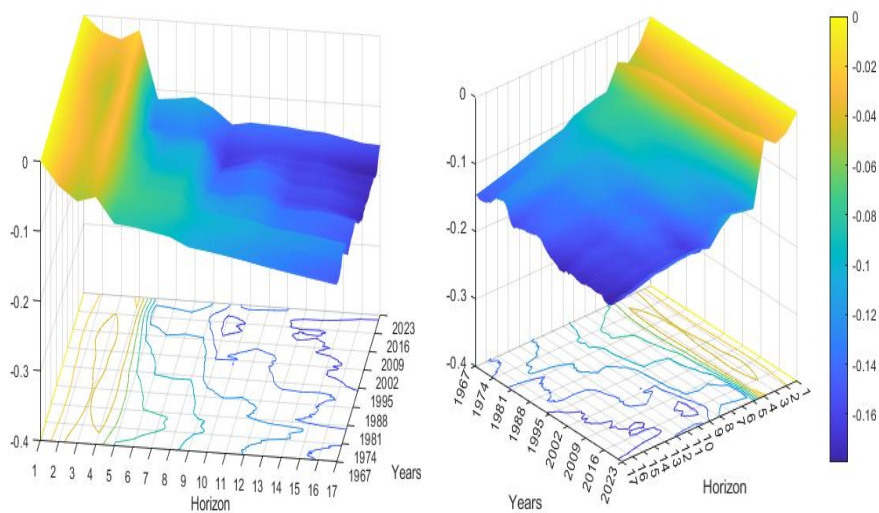


Figure C.3b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées de l'emploi à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du M4 sur l'emploi



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur l'emploi

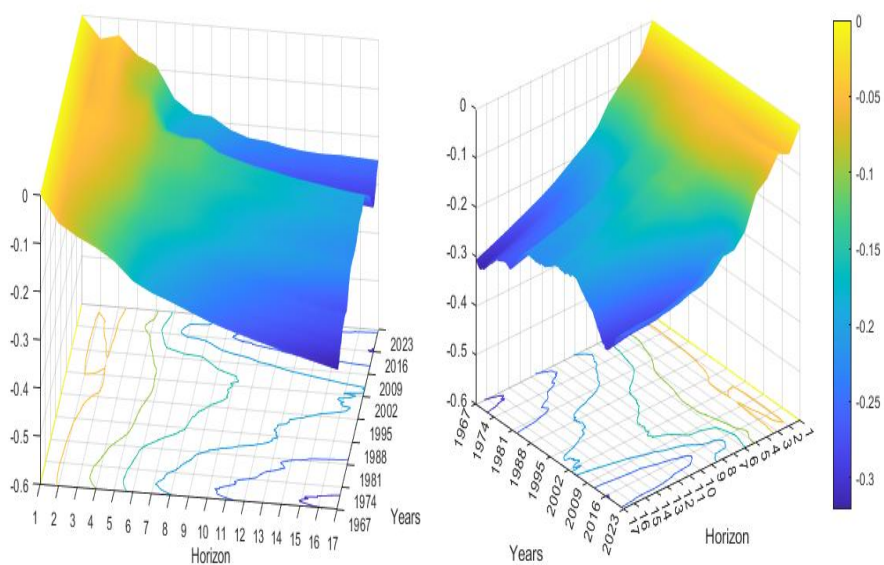
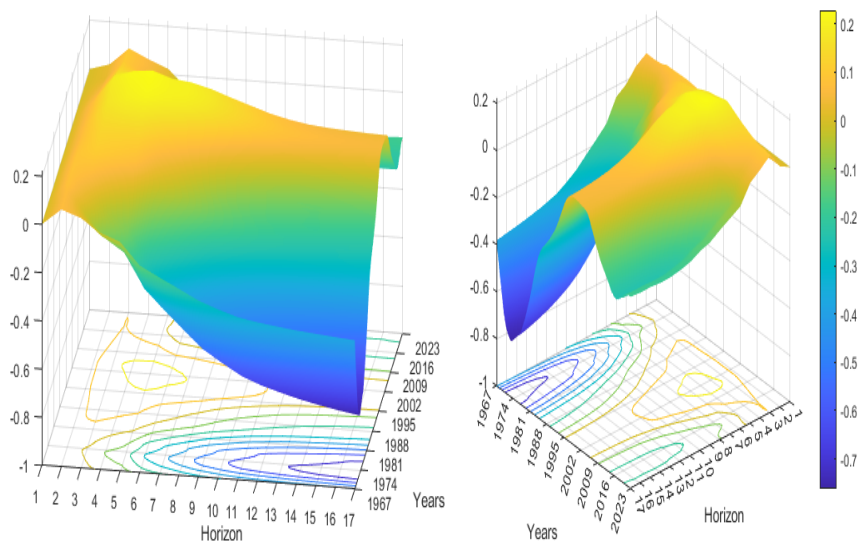


Figure C.4a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des heures travaillées à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt 1967T1-2024T3

Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur les heures travaillées



Impact d'un choc du *shadow rate* sur les heures travaillées

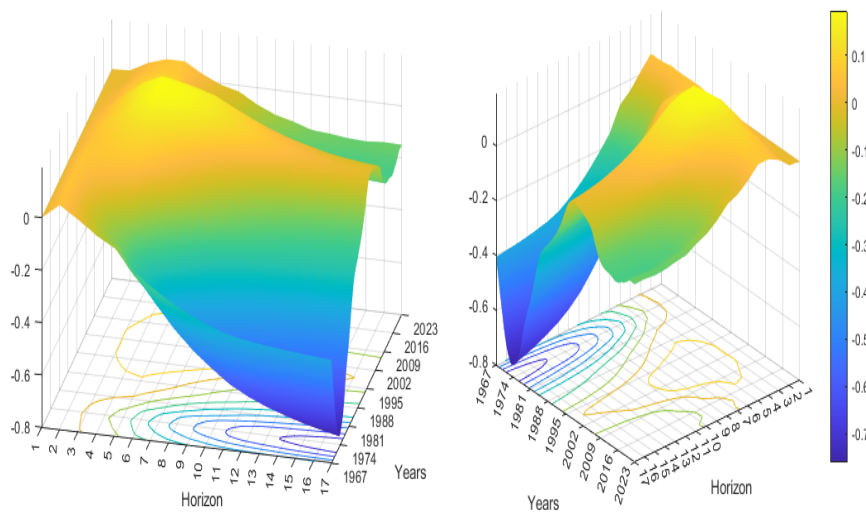
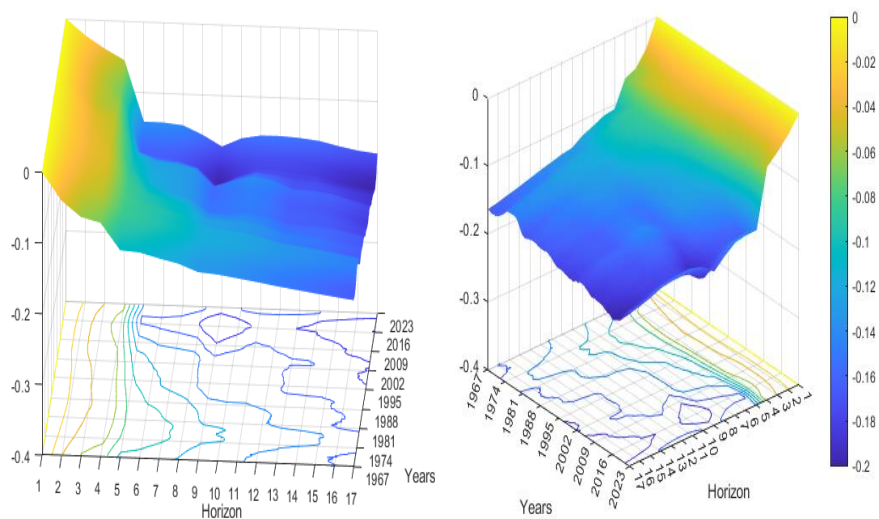


Figure C.4b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées des heures travaillées à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du M4 sur les heures travaillées



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur les heures travaillées

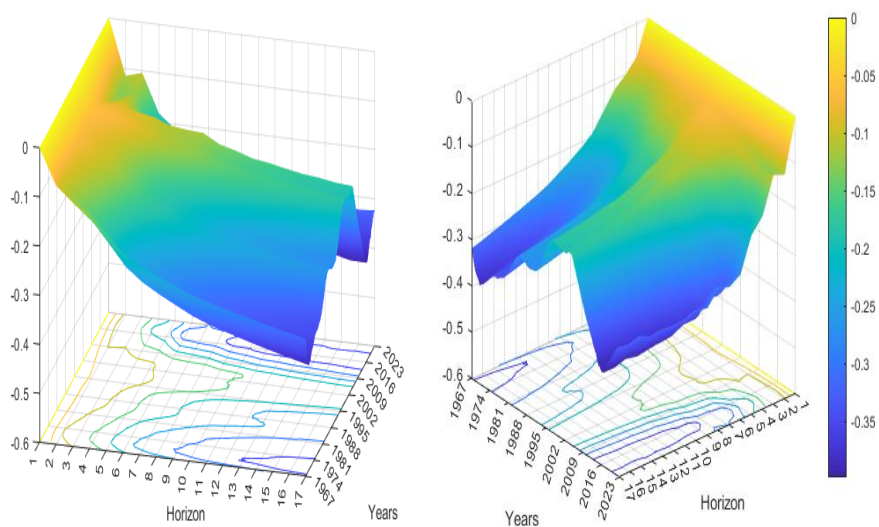
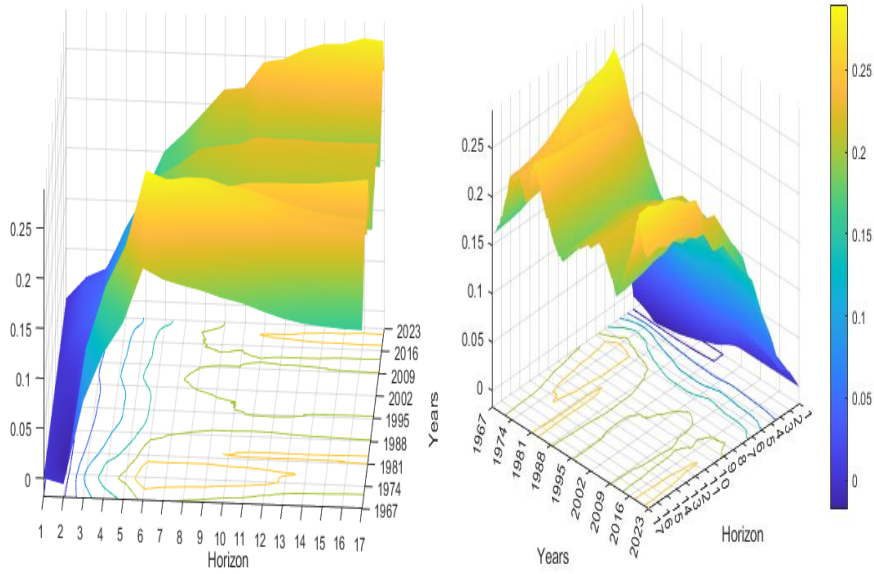


Figure C.5a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du coût unitaire réel de main-d'œuvre à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt 1967T1-2024T3

**Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur le coût unitaire réel de main-d'œuvre**



**Impact d'un choc du *shadow rate* sur le coût unitaire réel de main-d'œuvre**

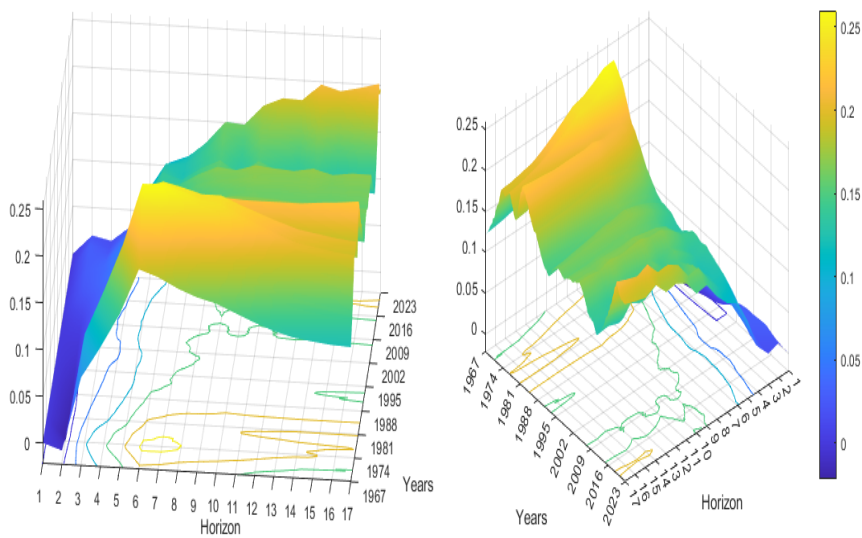
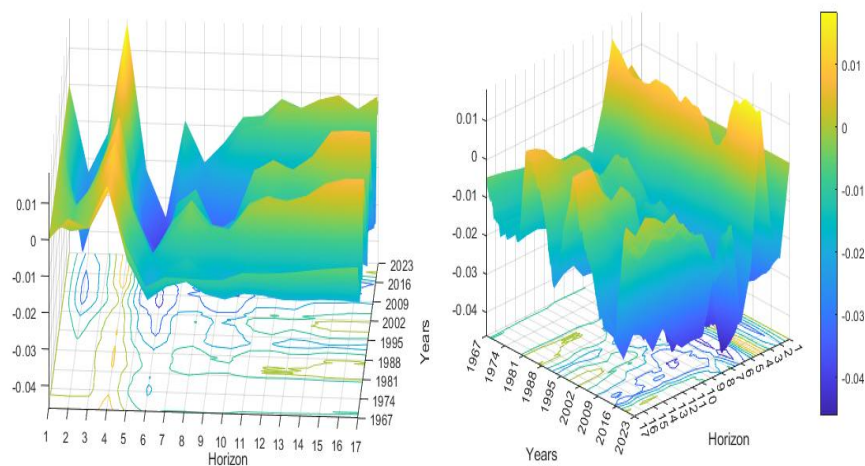


Figure C.5b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du coût unitaire réel de main-d'œuvre à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du M4 sur le coût unitaire réel de main-d'œuvre



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur le coût unitaire réel de main-d'œuvre

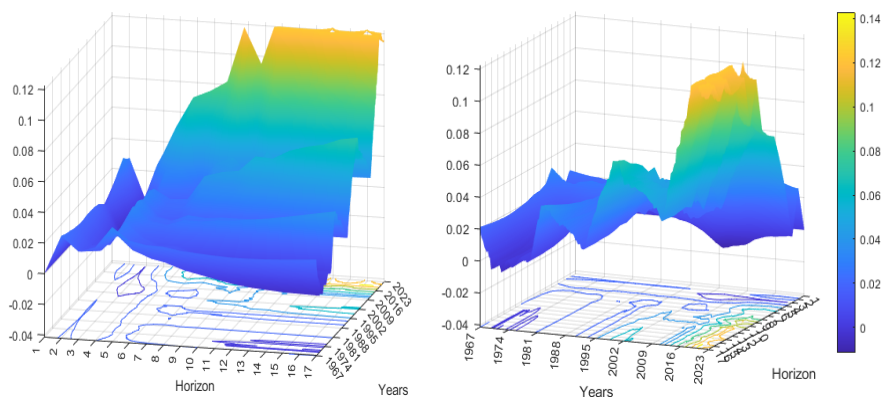
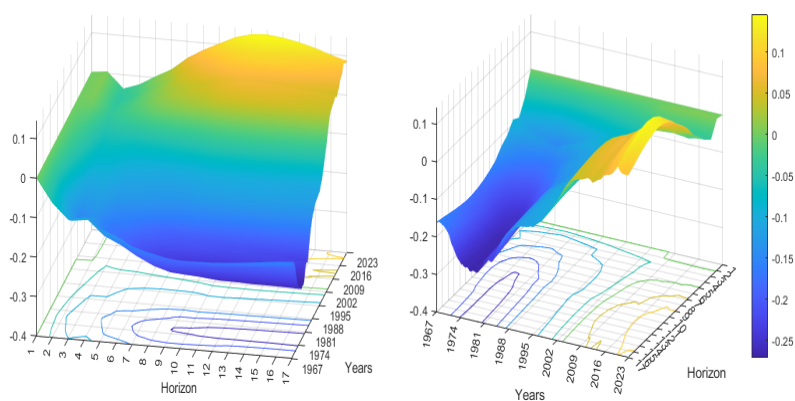


Figure C.6a : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du salaire réel (Rémunération horaire réelle) à la suite d'un choc de politique monétaire sur les taux d'intérêt la période 1967T1-2024T3

### Impact d'un choc du taux des fonds fédéraux sur le salaire réel



### Impact d'un choc du *shadow rate* sur le salaire réel

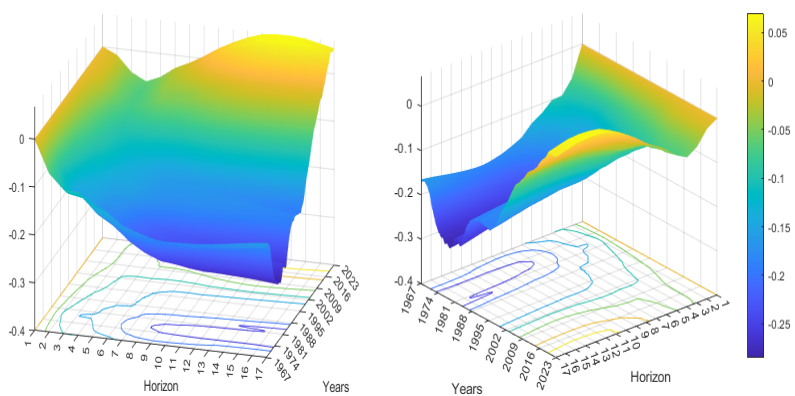
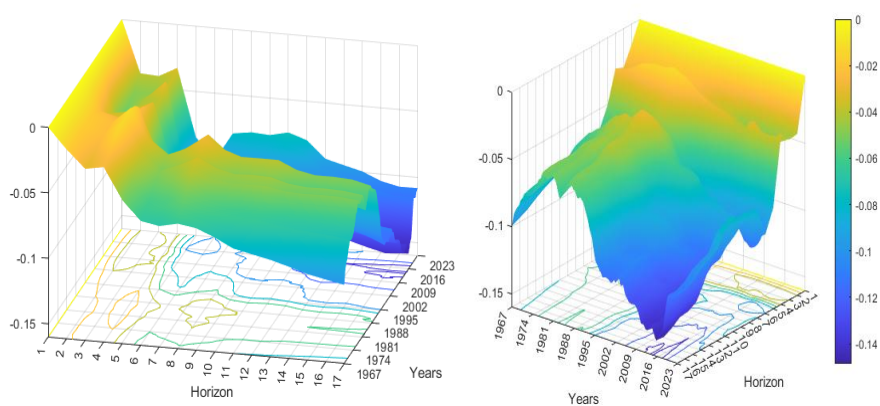
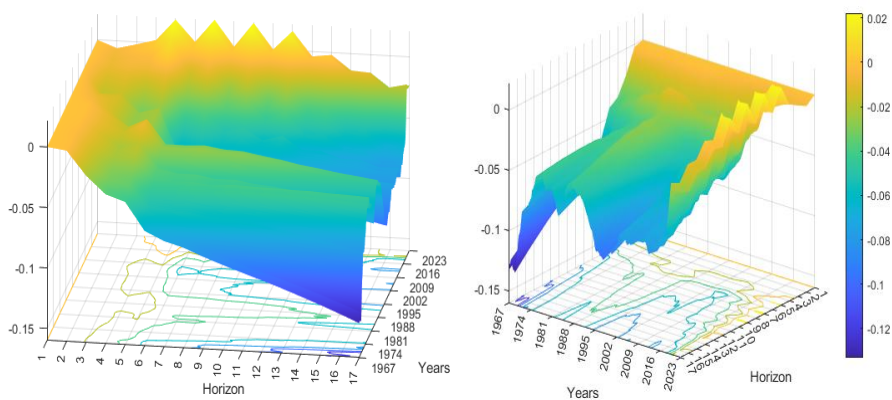


Figure C.6b : Enveloppes des fonctions de réponse impulsionnelle cumulées du salaire réel (Rémunération horaire réelle) à la suite d'un choc de politique monétaire sur M4 et Divisia M4 (1967T1-2024T3)

### Impact d'un choc du M4 sur le salaire réel



### Impact d'un choc du Divisia M4 sur le salaire réel



# BIBLIOGRAPHIE

Anderson, R. G., & Jones, D. (2011). Divisia monetary aggregates and monetary policy : Evidence from the United States. *Journal of Monetary Economics*, 58(4), 361–375.

Anderson, R., Jones, P., & Nesmith, S. (1997). Monetary aggregates and the transmission of policy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(2), 123–145.

Anderson, R., & Butkiewicz, J. (2021). Treasury General Account and monetary transmission. *Federal Reserve Working Paper Series*.

Arestis, P., Demetriades, P. O., & Luintel, K. B. (2001). Financial development and economic growth : The role of stock markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, 33(1), 16–41.

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

Barnett, W. A. (1978). The user cost of money. *Economic Letters*, 1(2), 145–149.

Barnett, W. A. (1980). Economic monetary aggregates : An application of index number and aggregation theory. *Journal of Econometrics*, 14(1), 11–48.

Barnett, W. A. (1987). The user cost of money and the theory of monetary aggregates. *Journal of Economic Theory*, 41(2), 293–328.

Barnett, W. A. (2012). *Getting it right : Markets, government, and the monetary aggregates*. Cambridge University Press.

Barnett, W. A., & Chauvet, M. (2011). Money, prices, and the transmission of monetary policy. *Journal of Monetary Economics*, 58(7), 739–752.

Barnett, W. A., & Su, L. (2018). Financial firm production of inside monetary and credit card services : An aggregation theoretic approach. *Macroeconomic Dynamics*, 24(1), 130–160.

Barnett, W. A., Chauvet, M., Leiva Leon, D., & Su, L. (2024). The credit card services augmented Divisia monetary aggregates. *Journal of Money, Credit and Banking*, 56(5), 1163–1202.

Barrette, C. & Paquet, A. (2025) Shocking the from 1967 up to 2023 : Reinforcing the Relevance of Divisia Money in US Monetary Policy, special issue on Divisia Monetary Aggregates and the

Macroeconomy, A. Serletis, ed., *Macroeconomic Dynamics*, Volume 29, 2025, e114

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2015). Interest rates, money, and the new Keynesian transmission mechanism. *Journal of Money, Credit and Banking*, 47(7), 1237–1273.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2016). Money and output : Friedman and Schwartz revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(6), 1223–1266.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2018). Targeting constant money growth at the zero lower bound. *International Journal of Central Banking*, 14(2), 159–204.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2019). The demand for Divisia money : Theory and evidence. *Journal of Macroeconomics*, 61, 103128.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2021). A classical view of the business cycle. *Journal of Money, Credit and Banking*, 53(2–3), 333–366.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2022). A reconsideration of money growth rules. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 135, 104312.

Belongia, M. T., & Ireland, P. N. (2024). The transmission of monetary policy shocks through the markets for reserves and money. *Journal of Macroeconomics*, 80.

Benati, L. (2015). Monetary policy, money aggregates, and the business cycle : Evidence from the US. *Journal of Monetary Economics*, 72, 1–18.

Bernanke, B. S. (2020). The new tools of monetary policy. *American Economic Review*, 110(4), 943–983.

Bernanke, B. S., & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901–921.

Bernanke, B. S., & Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 869–902.

Binner, J. M., Bissoondeal, R. K., Jones, B. E., & Valcarcel, V. J. (2025). Identifying monetary policy shocks using Divisia money in the United Kingdom. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e86. <https://doi.org/10.1017/S13651>

Bils, M. (1985). Real wages over the business cycle : Evidence from panel data. *Journal of Political Economy*, 93(4), 666–689.

Blanchard, O., & Katz, L. F. (1997). What we know and do not know about the natural rate of unemployment. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 51–72.

Blanchard, O. J. (2010). *Macroeconomics* (5th ed.). Pearson Education.

Brunner, K., & Meltzer, A. H. (1972). Liquidity effects and the theory of money. *Journal of Political*

*Economy*, 80(5), 819–857.

Canova, F., & Gambetti, L. (2009). Structural changes in the US economy : Is there a role for monetary policy? *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(9), 1620–1647.

Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (1999). Monetary policy shocks : What have we learned and to what end? In J. B. Taylor & M. Woodford (Eds.), *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 1C, pp. 65–148). Elsevier.

Christiano, L., Eichenbaum, M., & Evans, C. (2005). Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, 113(1), 1–45.

Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1999). The science of monetary policy : A New Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, 37(4), 1661–1707.

Dery, C. (2025). Sectorial economic activity and Divisia monetary aggregates. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e34.

Dery, C., & Serletis, A. (2023). Monetary policy and economic fluctuations. *Macroeconomic Dynamics*, 28(7), 1493–1511.

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.

Divisia, F. (1925). L'indice monétaire et la théorie de la monnaie. *Revue d'Économie politique*, 39(4–6), 842–861, 980–1008, 1121–1151.

Dreger, C., & Wolters, J. (2014). Money demand and the role of monetary indicators in forecasting Euro area inflation. *International Journal of Forecasting*, 30(2), 303–312.

Diewert, W. E. (1976). Exact and superlative index numbers. *Journal of Econometrics*, 4(2), 115–145.

Faust, J., Swanson, E., & Wright, J. (2004). Identifying VARs based on high frequency futures data. *Journal of Monetary Economics*, 51(6), 1107–1131.

Fisher, I. (1911). *The purchasing power of money*. Macmillan.

Fleissig, A. R., & Jones, B. E. (2024). UK household sector money demand and Divisia monetary aggregates in the new millennium. *Macroeconomic Dynamics*, 28(1), 51–73.

Friedman, M. (1956). The quantity theory of money — A restatement. In M. Friedman (Ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money* (pp. 3–21). University of Chicago Press.

Galí, J. (2015). *Monetary policy, inflation, and the business cycle : An introduction to the new Keynesian framework*. Princeton University Press.

Galí, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy.

*Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734.

Gagnon, J., Raskin, M., Remache, J., & Sack, B. (2011). The financial market effects of the Federal Reserve's large-scale asset purchases. *International Journal of Central Banking*, 7(1), 3–43.

Greenwood, R., Hanson, S., & Stein, J. C. (2016). The Federal Reserve's balance sheet as a financial-stability tool. *Journal of Economic Perspectives*, 30(3), 3–28.

Goldfeld, S. M. (1976). Specification error in macro-econometric models : The influence of policy goals : Comment. *American Economic Review*, 66(4), 662–664.

Goulet Coulombe, P. (2023). Time-Varying Parameters as Ridge Regressions. *arXiv :2009.00401*.

Ireland, P. N. (2019). The implementation of monetary policy : A more effective and efficient use of the Federal Reserve's balance sheet. *Journal of Applied Corporate Finance*, 31(4), 68–76.

Keating, J. W., Kelly, L. J., & Valcarcel, V. J. (2014). Solving the price puzzle with an alternative indicator of monetary policy. *Economics Letters*, 124(2), 188–194.

Liu, J., & Serletis, A. (2020). Money growth variability and output : Evidence with credit card augmented Divisia monetary aggregates. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 24(5).

Lucas, R. E. (1980). Two illustrations of the quantity theory of money. *American Economic Review*, 70(5), 1005–1014.

Ng, S., & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.

Primiceri, G. E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *Review of Economic Studies*, 72(3), 821–852.

Said, S. E., & Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika*, 71(3), 599–607.

Serletis, A., & Gogas, P. (2014). Divisia monetary aggregates, the great ratios, and classical money demand functions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(1), 229–241.

Serletis, A., & Xu, L. (2025). The credit-augmented Divisia aggregates and the monetary business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e4.

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

Solon, G. (1994). Intergenerational earnings mobility in the United States. *American Economic Review*, 84(1), 393–408.

Taylor, J. B. (1980). Aggregate dynamics and staggered contracts. *Journal of Political Economy*, 88(1), 1–23.

Taylor, J. B. (1993). Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.

Woodford, M. (2003). *Interest and prices : Foundations of a theory of monetary policy*. Princeton University Press.

Wu, J. C., & 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.