

UNIVERSITÉ DU QUÉBEC À MONTRÉAL

UNE PERSPECTIVE DIVISIA SUR LA RELATION DE LONG TERME AUX  
ÉTATS-UNIS ENTRE LA MONNAIE, LES PRIX ET LA PRODUCTION.

MÉMOIRE  
PRÉSENTÉ  
COMME EXIGENCE PARTIELLE  
MAÎTRISE EN ÉCONOMIQUE

PAR  
ARLETTE MATHILDE WENDYAM ZONGO

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

Avant toute chose, je rends grâce à Dieu pour la sagesse, la force et la persévérance qui m'ont été accordées et qui m'ont accompagnée tout au long de ce parcours.

Je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance à mon directeur de mémoire, Alain Paquet, pour son accompagnement attentif, sa rigueur scientifique et la qualité de son encadrement. Sa disponibilité, ses orientations méthodologiques et la confiance qu'il m'a accordée ont joué un rôle essentiel dans l'avancement et l'aboutissement de ce travail.

Je remercie l'ensemble des professeurs du département pour la qualité remarquable de leur enseignement, qui a joué un rôle déterminant dans ma formation.

Je tiens également à remercier la Chaire de macroéconomie pour son appui financier, qui a constitué un soutien essentiel à la réalisation de ce mémoire et a contribué à offrir un cadre favorable à mes travaux de recherche.

J'adresse mes remerciements les plus sincères à mes parents, pour leur soutien indéfectible et les valeurs qu'ils m'ont transmises. Leur foi en mes capacités a constitué une source essentielle de motivation tout au long de mon parcours académique. Je tiens à exprimer une reconnaissance particulière à mon père, qui n'a cessé de croire en moi et de m'encourager à persévérer, notamment dans les moments les plus exigeants.

Enfin, je remercie mes amis et collègues pour leur soutien moral, leurs encouragements et les échanges enrichissants qui ont jalonné ce parcours académique.

## TABLE DES MATIÈRES

REMERCIEMENTS . . . . .	ii
LISTE DES TABLEAUX . . . . .	v
LISTE DES FIGURES . . . . .	vii
RÉSUMÉ . . . . .	ix
INTRODUCTION . . . . .	1
CHAPITRE I REVUE DE LA LITTÉRATURE . . . . .	4
1.1 Fondements théoriques de la demande de monnaie . . . . .	4
1.2 Les agrégats Divisia et la mesure économique de la monnaie. . . . .	6
1.3 Études empiriques récentes et limites de la littérature . . . . .	8
1.4 Positionnement du mémoire et contributions . . . . .	10
CHAPITRE II DESCRIPTION DES DONNÉES . . . . .	13
CHAPITRE III MÉTHODOLOGIE . . . . .	16
3.1 Présentation de l'approche ARDL . . . . .	16
3.2 Estimation et procédure empirique . . . . .	18
3.2.1 Identification et vérification de la relation de long terme . . . . .	19
3.2.2 Estimation et validation du modèle . . . . .	20
3.3 Validation et robustesse de la relation de long terme : comparaison entre l'approche ARDL et les régressions cointégrantes . . . . .	25
3.3.1 Justification du recours aux régressions cointégrantes . . . . .	25
3.3.2 Estimateur Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)	26
3.3.3 Estimateur Canonical Cointegrating Regression (CCR) . . . . .	27
3.3.4 Estimateur Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS) . . . . .	28
3.3.5 Tests de cointégration multivariée : approche de Johansen . . . . .	29

3.3.6	Tests de cointégration et stabilité de la relation de long terme	29
3.3.7	Comparaison entre la spécification ARDL standard et l'ARDL avec variables muettes : le cas de M4 et DM4 (1967-2024) . .	33
CHAPITRE IV RÉSULTATS . . . . .		34
4.1	Résultats des modèles ARDL et ECM . . . . .	35
4.1.1	Diagnostics des modèles ARDL . . . . .	35
4.1.2	Test de bornes pour la cointégration . . . . .	45
4.1.3	Coefficients de long terme . . . . .	47
4.1.4	Résultats du modèle ECM . . . . .	54
4.2	Résultats empiriques de la relation de long terme . . . . .	61
4.2.1	Agrégats monétaires étroits : comparaison entre M1 réel et DM1	61
4.2.2	Agrégats intermédiaires : comparaison entre M3 réel et DM3 .	67
4.2.3	Agrégat monétaire large : résultats pour M4 et DM4 . . . . .	72
4.2.4	Synthèse comparative et discussion des résultats de long terme	77
4.2.5	Comparaison entre ARDL standard et ARDL avec ruptures structurelles : le cas de DM4 . . . . .	80
Conclusion . . . . .		86
APPENDICE A TESTS DE RACINE UNITAIRE . . . . .		89
APPENDICE B TESTS DE STABILITÉ DES PARAMÈTRES (CUSUM ET CUSUMSQ) . . . . .		91
B.1	Période 1967–2008 . . . . .	91
B.2	Période 1967–2019 . . . . .	93

## LISTE DES TABLEAUX

Tableau	Page
2.1 Variables, description et sources . . . . .	14
3.1 Résumé comparatif des méthodes d'estimation et de test de cointégration . . . . .	31
3.2 Résumé comparatif des propriétés des estimateurs de cointégration	32
4.1 Significativité marginale de différents tests de diagnostics pour les modèles retenus . . . . .	36
4.2 Test de bornes (ARDL) : restricted constant . . . . .	45
4.3 Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2008) . . . . .	48
4.4 Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2019) . . . . .	50
4.5 Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2024) . . . . .	53
4.6 ECM — États-Unis (1967–2008) . . . . .	55
4.7 ECM — États-Unis (1967–2019) . . . . .	57
4.8 ECM — États-Unis (1967–2024) . . . . .	59
4.9 Résultats pour log(M1 réel) comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	62
4.10 Résultats pour log(Divisia M1 réel) comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	63
4.11 Résultats pour log(M3 réel) comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	68

4.12	Résultats pour $\log(\text{Divisia M3 réel})$ comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	69
4.13	Résultats pour $\log(\text{M4 réel})$ comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	73
4.14	Résultats pour $\log(\text{Divisia M4 réel})$ comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	74
4.15	Résultats pour spécification ARDL sans et avec variables muettes pour M4 et Divisia M4 – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4 . . . . .	82

## LISTE DES FIGURES

Figure	Page
2.1 Évolution des agrégats monétaires simples et Divisia . . . . .	14
2.2 Évolution comparative des agrégats monétaires simples et Divisia	15
4.1 Valeurs extrêmes lm1 1967-2019 . . . . .	39
4.2 Valeurs extrêmes lm1 1967-2024 . . . . .	39
4.3 Valeurs extrêmes ldm1 1967-2019 . . . . .	39
4.4 Valeurs extrêmes ldm1 1967-2024 . . . . .	39
4.5 Valeurs extrêmes lm4 1967-2019 . . . . .	40
4.6 Valeurs extrêmes lm4 1967-2024 . . . . .	40
4.7 Valeurs extrêmes ldm4 1967-2019 . . . . .	40
4.8 Valeurs extrêmes ldm4 1967-2024 . . . . .	40
4.9 Tests de CUSUM pour LM3 . . . . .	42
4.10 Tests de CUSUM pour LDM3 . . . . .	42
4.11 Tests de CUSUMSQ pour LM3 . . . . .	43
4.12 Tests de CUSUMSQ pour LDM3 . . . . .	43
4.13 Test de CUSUM pour LM4 . . . . .	43
4.14 Test de CUSUM pour LDM4 . . . . .	43
4.15 Test de CUSUMSQ pour LM4 . . . . .	43
4.16 Test de CUSUMSQ pour LDM4 . . . . .	43
4.17 Série cointégrante du modèle ARDL estimé pour l'agrégat Divisia M4 (1967–2024) . . . . .	47

4.18	Comparaison de l'ajustement des modèles ARDL pour M4 réel et DM4 réel, avec et sans variables indicatrices de ruptures structurelles	84
B.1	CUSUM LM3 . . . . .	91
B.2	CUSUMSQ LM3 . . . . .	91
B.3	CUSUM LDM3 . . . . .	91
B.4	CUSUMSQ LDM3 . . . . .	91
B.5	CUSUM LM4 . . . . .	92
B.6	CUSUMSQ LM4 . . . . .	92
B.7	CUSUM LDM4 . . . . .	92
B.8	CUSUMSQ LDM4 . . . . .	92
B.9	CUSUM LM3 . . . . .	93
B.10	CUSUMSQ LM3 . . . . .	93
B.11	CUSUM LDM3 . . . . .	93
B.12	CUSUMSQ LDM3 . . . . .	93
B.13	CUSUM LM4 . . . . .	94
B.14	CUSUMSQ LM4 . . . . .	94
B.15	CUSUM LDM4 . . . . .	94
B.16	CUSUMSQ LDM4 . . . . .	94

## RÉSUMÉ

Ce mémoire analyse les relations fondamentales entre la monnaie, les prix et la production aux États-Unis sur la période 1967–2024, en intégrant le taux d'intérêt et le taux de change effectif réel. Il s'inscrit dans le débat sur la pertinence des agrégats monétaires traditionnels et compare les agrégats Divisia aux agrégats simples afin d'évaluer la robustesse des relations de long terme. L'analyse repose sur des données trimestrielles et s'appuie principalement sur l'approche ARDL. La robustesse des résultats est évaluée à l'aide de méthodes de cointégration complémentaires ainsi que de tests de cointégration associés. Une attention particulière est accordée à l'impact d'épisodes susceptibles de générer des valeurs extrêmes, notamment la désinflation menée sous Volcker, la crise financière mondiale de 2008 et la crise sanitaire liée à la covid-19, sur l'estimation et l'inférence des relations de long terme. Les résultats empiriques suggèrent l'existence de relations de long terme économiquement cohérentes entre la monnaie et ses déterminants fondamentaux, tout en mettant en évidence une sensibilité de l'évidence empirique au choix de la mesure monétaire et à la période d'estimation. Ils révèlent des différences marquées entre agrégats simples et agrégats Divisia en termes de magnitude des coefficients, de significativité statistique et de stabilité des relations estimées. Les agrégats Divisia, en particulier l'agrégat large Divisia M4, permettent de mieux identifier le rôle du coût d'opportunité et se caractérisent par des relations de long terme plus stables face aux changements structurels. L'ensemble des résultats souligne l'importance de la prise en compte de l'hétérogénéité des composantes de la masse monétaire pour l'analyse empirique de la demande de monnaie à long terme.

## INTRODUCTION

Dans un monde où l'économie est de plus en plus interconnectée et volatile, comprendre les dynamiques qui régissent les interactions entre la monnaie, les prix et la production est crucial. Ces interactions sont au cœur des politiques monétaires mises en œuvre par les banques centrales à travers le monde. Celles-ci visent à stabiliser les économies face à des chocs externes tels que les crises sanitaires ou les tensions géopolitiques. Historiquement, la littérature économique a souvent relégué au second plan le rôle de la monnaie, en privilégiant plutôt le taux d'intérêt directeur comme principal instrument de la politique monétaire. Toutefois, des études récentes, y compris celles utilisant des agrégats monétaires Divisia, ont commencé à réévaluer cette perspective.

Dans cette optique, l'agrégat Divisia prend en compte l'hétérogénéité des composantes de la masse monétaire en termes de liquidité et de fonction transactionnelle. Il permet ainsi une analyse plus précise en intégrant une pondération des composantes de la masse monétaire. Barnett (1980) a démontré que cette méthode offre une mesure supérieure à celle des agrégats simples, en particulier pour capter les variations de la liquidité économique, même en présence de nouveaux instruments monétaires. Serletis et Gogas (2014) soutiennent que les agrégats monétaires Divisia améliorent la validité des relations monétaires à long terme et pourraient mieux éclairer la politique monétaire, tout en soulignant le rôle crucial de la monnaie pour la modélisation macroéconomique.

L'objectif de ce mémoire est de réévaluer les relations fondamentales entre la monnaie, les prix et la production à l'aide des agrégats monétaires Divisia, incluant un

taux d'intérêt et le taux de change effectif réel, en se concentrant sur l'économie des États-Unis sur la période 1967–2024. Cette période longue permet non seulement de couvrir plusieurs changements marqués dans la conduite de la politique monétaire, mais aussi d'intégrer des épisodes marqués par de fortes tensions, tels que la désinflation menée sous Volcker au début des années 1980, la crise financière mondiale de 2008 et la crise sanitaire liée à la covid-19. Une attention particulière est ainsi accordée à l'examen de la manière dont ces événements, susceptibles d'avoir engendré des valeurs extrêmes, peuvent affecter l'estimation et l'inférence relatives à l'existence des relations de long terme.

L'approche méthodologique retenue s'appuie sur le modèle ARDL<sup>1</sup>, ou modèle à retards échelonnés autorégressifs. Cette méthode permet d'estimer simultanément les relations de long terme à travers un test de cointégration par les bornes, ainsi que les ajustements propres à la dynamique de court terme à l'aide d'un modèle de correction d'erreur.

Au-delà de cette approche principale, ce mémoire adopte une démarche comparative visant à renforcer la robustesse de l'analyse empirique. Les relations de long terme mises en évidence par le modèle ARDL sont également estimées à l'aide de méthodes alternatives de régression cointégrante à équation unique, notamment les estimateurs Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Canonical Cointegrating Regression (CCR) et Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), ainsi qu'en recourant à l'estimation d'un système vectoriel d'équations avec correction d'erreurs (VECM). La comparaison systématique des coefficients de long terme obtenus à partir de ces différentes approches permet d'évaluer la cohérence et la stabilité des relations estimées entre la monnaie, les prix et la production selon plusieurs cadres économétriques. Cette démarche constitue une contribution ori-

---

1. Autoregressive Distributed Lag

ginale de ce travail, dans la mesure où la confrontation explicite des résultats issus de l'approche ARDL et des méthodes de régression cointégrante demeure encore peu explorée dans la littérature empirique existante.

Outre cette contribution méthodologique, ce travail apporte plusieurs contributions à la littérature empirique sur la demande de monnaie. Il mobilise les agrégats monétaires Divisia les plus récents disponibles pour les États-Unis, couvrant une période étendue allant de 1967 à 2024. Contrairement à la majorité des études antérieures, dont celle de Barnett *et al.* (2022), qui s'arrête à Divisia M3, cette recherche intègre également l'agrégat Divisia M4, offrant ainsi une mesure plus complète de la liquidité monétaire. De plus, en adoptant une approche par sous-périodes, ce travail tient compte des ruptures structurelles potentielles liées aux transformations économiques, institutionnelles et financières.

Ce mémoire est structuré en quatre chapitres. Le premier chapitre présente la revue de la littérature, en exposant les fondements théoriques de la demande de monnaie, les limites des agrégats simples et les apports des mesures Divisia. Le deuxième chapitre est consacré à la description des données, incluant leur origine, les transformations appliquées ainsi que la justification du découpage en sous-périodes. Le troisième chapitre détaille la méthodologie empirique adoptée, avec une attention particulière portée aux tests de stationnarité, aux tests de cointégration et à l'estimation du modèle ARDL, ainsi qu'à l'utilisation de méthodes de régression cointégrante à équation unique et d'approches multivariées mobilisées pour l'analyse de robustesse. Le quatrième chapitre expose et analyse les résultats empiriques obtenus. La conclusion résume les principaux résultats de l'analyse, dégage les enseignements majeurs de l'étude et propose des pistes de recherche pour de futurs travaux.

## CHAPITRE I

### REVUE DE LA LITTÉRATURE

#### 1.1 Fondements théoriques de la demande de monnaie

La demande de monnaie occupe une place importante dans l'analyse macroéconomique, dans la mesure où elle relie les comportements de détention d'encaisses des agents à l'évolution des prix, du revenu et des taux d'intérêt. Dans sa formulation théorique usuelle, elle renvoie à la quantité d'encaisses réelles que les agents souhaitent détenir en fonction de leurs besoins de transaction, de précaution et d'arbitrage.

Les premières formulations modernes de cette relation s'inscrivent dans le cadre de la théorie quantitative de la monnaie. L'équation d'échange  $MV = PT$ , généralement associée à Fisher (1911), établit un lien entre la quantité de monnaie en circulation, sa vitesse, le niveau général des prix et le volume des transactions. Dans cette perspective, la monnaie est appréhendée avant tout comme instrument d'échange, et l'hypothèse d'une vitesse relativement stable conduit à envisager une relation étroite entre variation monétaire et variation des prix.

L'école de Cambridge propose une reformulation de cette approche en mettant l'accent non plus sur le flux des transactions, mais sur la détention désirée d'encaisses. Chez Marshall et Pigou, la relation peut s'écrire sous la forme  $M = kPY$ , où  $k$  désigne la proportion du revenu nominal que les agents souhaitent conserver sous forme liquide. Cette formulation introduit une dimension comportementale plus explicite, dans la mesure où  $k$  peut varier selon les anticipations de revenu,

d'inflation ou plus largement selon les conditions économiques générales.

L'apport de Keynes (1936) marque ensuite une inflexion importante de l'analyse monétaire . Dans la Théorie générale, la demande de monnaie repose sur trois motifs que sont la transaction, la précaution et la spéculation et dépend du taux d'intérêt, interprété comme coût d'opportunité de la détention monétaire . Cette approche confère à la monnaie un rôle actif dans les choix de portefeuille et conduit à remettre en cause la neutralité monétaire à court terme.

Friedman (1956) renouvelle par la suite la théorie quantitative en proposant une conception plus explicitement microfondée de la demande de monnaie. Dans son approche, la monnaie est envisagée comme un actif au sein d'un portefeuille plus large, et sa détention dépend du revenu permanent ainsi que des rendements relatifs des actifs alternatifs. L'intérêt de cette reformulation tient notamment au fait qu'elle intègre de manière plus systématique les arbitrages patrimoniaux dans l'analyse de la demande de monnaie.

Les développements théoriques ultérieurs ont approfondi cette perspective. Certains travaux ont cherché à formaliser le rôle de la monnaie dans l'échange à travers des modèles de contrainte de paiement préalable, comme ceux de Clower (1967) et Lucas (1980), ou à travers des modèles de recherche monétaire, à l'instar de Kiyotaki et Wright (1989). D'autres contributions ont mis l'accent sur le fait que les actifs monétaires ne sauraient être traités comme des composantes homogènes. À cet égard, Hancock (1985) montre que les actifs inclus dans les agrégats monétaires procurent des degrés distincts de liquidité et, par conséquent, des services monétaires différenciés. Cette idée est particulièrement importante pour le présent mémoire, puisqu'elle fournit l'un des fondements théoriques directs de la mesure Divisia. Elle s'inscrit plus largement dans une tradition de modélisation intertemporelle, illustrée notamment par les travaux de Samuelson (1958), où la

structure des actifs et les choix de détention contribuent à façonner l'équilibre macroéconomique.

Dans l'ensemble, l'évolution de la théorie de la demande de monnaie traduit un déplacement analytique important, marqué par le passage d'une conception essentiellement agrégée et relativement homogène de la monnaie vers une conception dans laquelle celle-ci est comprise comme un ensemble d'actifs imparfaitement substituables, procurant des services de liquidité de nature et d'intensité différentes. Cette évolution constitue un point d'ancrage théorique important pour la littérature sur les agrégats Divisia.

## 1.2 Les agrégats Divisia et la mesure économique de la monnaie.

La construction des agrégats monétaires usuels repose sur une hypothèse implicite forte, à savoir que les différentes composantes de la monnaie seraient parfaitement substituables et offriraient des services monétaires identiques. Comme le souligne Barnett (1980), une telle hypothèse paraît toutefois difficile à soutenir dès lors que les actifs inclus dans ces agrégats diffèrent par leur degré de liquidité, leur rémunération et leur usage effectif dans les décisions des agents.

Cette critique s'est renforcée à la suite du débat sur la « monnaie manquante », généralement associé à Goldfeld *et al.* (1976), qui met en évidence l'instabilité empirique apparente de nombreuses fonctions de demande de monnaie estimées à partir d'agrégats simples. Dans cette perspective, les difficultés observées ne relèvent pas uniquement de la spécification économétrique des modèles, mais aussi, au moins en partie, de la qualité de la mesure monétaire utilisée. Si les actifs monétaires sont hétérogènes, leur simple addition comptable risque de masquer une partie de l'information économiquement pertinente.

C'est précisément pour répondre à cette limite que Barnett *et al.* (2022) proposent

les agrégats monétaires Divisia, fondés sur la théorie de l'agrégation économique. Le principe de construction consiste à pondérer les composantes monétaires en fonction de leur contribution aux services monétaires agrégés. Plus précisément, le taux de croissance de l'agrégat Divisia est obtenu comme une moyenne pondérée des taux de croissance de ses composantes, les poids étant déterminés par leurs parts de dépenses d'usage monétaire. Une telle procédure permet de mieux rendre compte de l'hétérogénéité des actifs et de produire une mesure de la liquidité plus conforme à leur contenu économique effectif.

L'intérêt des agrégats Divisia est donc à la fois théorique et empirique. Sur le plan théorique, ils apparaissent cohérents avec l'idée que les actifs monétaires procurent des services différenciés. Sur le plan empirique, ils semblent susceptibles d'améliorer l'identification des relations monétaires de long terme, en particulier dans des contextes caractérisés par l'innovation financière, la déréglementation ou des transformations importantes de la structure des portefeuilles, comme l'ont montré Barnett (1980) et plus récemment Belongia et Ireland (2019).

Dans ce cadre, l'analyse des agrégats larges revêt un intérêt particulier. L'intégration de Divisia M4 permet d'étendre l'examen au-delà des agrégats plus étroits ou intermédiaires, tels que M1 ou M3. D'un point de vue conceptuel, un agrégat plus large peut mieux capter la diversité des instruments utilisés par les agents dans leurs arbitrages entre rendement et liquidité. En présence d'innovations financières et de transformations de l'intermédiation, il est plausible que l'information monétaire pertinente ne soit pas entièrement contenue dans des agrégats plus restreints.

Barnett *et al.* (2022) et Barrette et Paquet (2025) ont récemment souligné l'intérêt empirique des agrégats Divisia larges. À ce titre, l'examen de Divisia M4 vise à déterminer si une mesure plus large des services monétaires peut améliorer l'identification de la relation de long terme entre monnaie, prix et production.

Ainsi, la littérature sur les agrégats Divisia suggère que la question de la mesure monétaire ne constitue pas un enjeu secondaire. Elle peut affecter de manière importante la capacité des modèles empiriques à mettre en évidence des relations stables, robustes et économiquement interprétables entre monnaie et variables macroéconomiques fondamentales.

### 1.3 Études empiriques récentes et limites de la littérature

Les travaux empiriques récents consacrés à la demande de monnaie et aux agrégats Divisia convergent globalement vers l'idée que le choix de la mesure monétaire influence sensiblement les résultats obtenus. Plusieurs études, notamment, Belongia et Ireland (2019) et Barnett *et al.* (2022) montrent ainsi que les agrégats Divisia permettent souvent d'identifier des relations plus stables, plus cohérentes économiquement ou potentiellement plus informatives que les agrégats simples.

Une première série de contributions s'intéresse à la stabilité de long terme de la relation entre monnaie, revenu, taux d'intérêt et prix. Dans cette littérature, les agrégats Divisia apparaissent souvent mieux adaptés pour capter le rôle du coût d'opportunité et des services monétaires. Néanmoins, ces résultats ne sont ni uniformes ni universels et dépendent du pays considéré, de la période d'estimation, du niveau d'agrégation retenu et de la méthode économétrique employée.

Une deuxième série d'études, mobilisant notamment des approches de cointégration ou des modèles ARDL, évalue plus directement l'existence d'une relation de long terme entre monnaie, prix et activité réelle. Ces travaux fournissent des résultats importants, mais ils laissent subsister plusieurs limites dans le cadre précis de l'analyse fondée sur les agrégats Divisia. À cet égard, des contributions comme Keating *et al.* (2019) soulignent également l'importance du choix de la stratégie économétrique dans l'évaluation des relations monétaires de long terme.

En premier lieu, la comparaison méthodologique demeure souvent incomplète. Certaines contributions s'appuient principalement sur une seule famille de méthodes, par exemple l'approche ARDL, alors que d'autres privilégient les régressions cointégrantes ou les systèmes multivariés. Or, l'identification d'une relation de long terme peut dépendre de manière non négligeable de la stratégie d'estimation retenue, surtout lorsque l'échantillon couvre de longues périodes marquées par des ruptures institutionnelles ou macroéconomiques. Il convient donc de nuancer l'idée selon laquelle cette comparaison serait absente dans la littérature en général, l'enjeu étant plutôt qu'elle demeure encore insuffisamment développée dans le contexte spécifique de la demande de monnaie Divisia.

Ensuite, plusieurs travaux récents se concentrent sur des agrégats allant jusqu'à Divisia M3, sans examiner de manière systématique la portée empirique d'un agrégat plus large comme Divisia M4. Cette limite paraît importante. Si l'hypothèse centrale des agrégats Divisia est que les actifs monétaires sont hétérogènes, il semble alors naturel d'évaluer si une mesure plus large de la liquidité fournit une information supplémentaire et améliore, le cas échéant, la stabilité des relations estimées. L'intégration de M4 ne constitue donc pas seulement un prolongement technique, mais aussi une manière de tester empiriquement la pertinence d'un champ d'agrégation plus étendu.

En outre, la littérature ne traite pas toujours de façon satisfaisante l'hétérogénéité temporelle des relations monétaires. Or, dans le cas des États-Unis, la relation entre monnaie, prix et production a pu être affectée par plusieurs transformations majeures, notamment les changements de régime de politique monétaire, la désinflation de Volcker, la crise financière mondiale et le choc lié à la pandémie de Covid-19. Dans un tel contexte, l'estimation d'une relation unique sur l'ensemble de l'échantillon peut masquer des changements importants dans la stabilité ou la signification économique des coefficients. Le recours à des sous-périodes répond

directement à cette lacune en permettant d'évaluer si la relation de long terme demeure stable dans des environnements macroéconomiques distincts.

Une quatrième limite tient à la portée des questions explorées dans la littérature récente. Certaines contributions, notamment celles de Serletis, Apostolos and Koustas, Zisimos (2019) et Barrette et Paquet (2025) élargissent l'analyse des agrégats Divisia à l'identification des chocs monétaires, au contenu informatif des agrégats tandis que Serletis et Xu (2025) en proposent une extension au crédit.

Dans l'ensemble, la littérature empirique récente fournit des arguments substantiels en faveur des agrégats Divisia, mais elle laisse encore ouvertes plusieurs questions importantes. Les résultats obtenus sont-ils robustes au choix de la méthode d'estimation ? Cette robustesse varie-t-elle selon les sous-périodes ? Un agrégat large comme Divisia M4 apporte-t-il une information supplémentaire par rapport à Divisia M3 ? Plus généralement, les agrégats Divisia permettent-ils d'identifier des relations de long terme plus stables et plus cohérentes que celles obtenues à partir des agrégats simples ?

#### 1.4 Positionnement du mémoire et contributions

Le présent mémoire s'inscrit dans cette littérature en adoptant un positionnement explicitement comparatif, à la fois du point de vue de la mesure monétaire, de la période d'analyse et de la méthode économétrique. Son apport ne réside pas uniquement dans la réestimation d'une relation déjà largement étudiée, mais aussi dans la volonté de répondre à plusieurs insuffisances relevées dans les travaux antérieurs.

Une première contribution consiste à comparer de manière systématique les agrégats simples et les agrégats Divisia afin d'évaluer si la qualité de la mesure monétaire modifie la nature de la relation estimée entre monnaie, prix et production.

Une deuxième contribution réside dans l'extension de l'analyse à Divisia M4, ce qui permet d'examiner si un agrégat large des services monétaires apporte une information empirique supplémentaire par rapport aux agrégats plus étroits ou intermédiaires. Une troisième contribution tient au fait que le mémoire ne se limite pas à une seule stratégie d'estimation. Il confronte les résultats issus de l'approche ARDL à ceux obtenus à partir de plusieurs régressions cointégrantes, dans une logique de validation croisée de la robustesse des résultats, dans la lignée des préoccupations exprimées par Keating *et al.* (2019). Une quatrième contribution réside dans l'introduction de sous-périodes, qui vise à déterminer si les relations de long terme demeurent stables à travers différents contextes macroéconomiques, ce qui répond directement au problème d'hétérogénéité temporelle insuffisamment traité dans une partie de la littérature.

L'une des contributions principales du mémoire consiste ainsi en l'examen conjoint de trois dimensions rarement articulées de manière aussi systématique : le niveau d'agrégation monétaire, la comparaison multi-méthodes et la stabilité intertemporelle des relations de long terme. L'objectif n'est donc pas seulement de déterminer si les agrégats Divisia améliorent l'identification empirique de la demande de monnaie, mais également de préciser dans quelles conditions, pour quels agrégats et avec quel degré de robustesse méthodologique cette amélioration peut être observée.

À partir de ce positionnement, plusieurs attentes théoriques structurent l'analyse empirique. D'abord, comme l'ont souligné Barnett (1980) et Hancock (1985), les agrégats Divisia devraient produire des relations de long terme plus cohérentes économiquement que les agrégats simples, en raison de leur meilleure prise en compte des services monétaires. Ensuite, dans la lignée de Barnett *et al.* (2022) et Barrette et Paquet (2025), un agrégat large comme Divisia M4 devrait mieux capter l'hétérogénéité des actifs monétaires et le rôle du coût d'opportunité que des

agrégats plus restreints. Par ailleurs, la robustesse d'une relation de long terme entre monnaie, prix et production gagne à être évaluée par la confrontation de plusieurs méthodes d'estimation. Enfin, cette relation est susceptible de varier selon les sous-périodes en raison des ruptures structurelles et des changements de régime macroéconomique.

Les travaux existants ont largement montré l'intérêt théorique et empirique des agrégats Divisia, mais ils laissent subsister des zones d'ombre concernant l'effet du niveau d'agrégation, la robustesse des résultats au choix de la méthode et la stabilité de la relation de long terme à travers le temps. C'est précisément à ces questions que l'analyse empirique qui suit cherche à apporter des éléments de réponse dans le cas des États-Unis.

## CHAPITRE II

### DESCRIPTION DES DONNÉES

Notre étude s'appuie sur des données trimestrielles allant du premier trimestre de 1967 au quatrième trimestre de 2024 pour les États-Unis. Les indices Divisia M1, Divisia M3 et Divisia M4 proviennent du Center for Financial Stability (CFS) de même que les agrégats simples correspondants. Ces séries ont été normalisées à 100 en 1967 Q1 puis converties en données trimestrielles pour l'analyse. Conformément à Barnett *et al.* (2022), les agrégats simples et Divisia sont exprimés en termes réels à partir des valeurs nominales corrigées des indices de prix à la consommation.

Le taux interbancaire à trois mois, le taux d'intérêt à long terme et le PIB réel ont été obtenus sur le site de l'organisme de coopération et de développement économique (OCDE).

Par ailleurs, l'indice des prix à la consommation et le taux de change effectif réel proviennent de la Banque des Règlements Internationaux (BRI). Le taux de change effectif réel a été construit à partir des indices Broad et Narrow publiés par la Banque des Règlements Internationaux (BRI). L'indice Broad, disponible à partir de 1994, a été prolongé par l'indice Narrow pour les périodes antérieures, conformément à la méthodologie de Barnett *et al.* (2022).

TABLEAU 2.1 – Variables, description et sources

Variable	Description	Source
M1, M3, M4	Agrégats monétaires simples	CFS
DM1, DM3, DM4	Agrégats monétaires Divisia	CFS
Y	Produit intérieur brut réel	OECD
IPC	Indice des prix à la consommation	BIS
E	Taux de change effectif réel	BIS
R (IR3, LTIR)	Taux d'intérêt	OECD

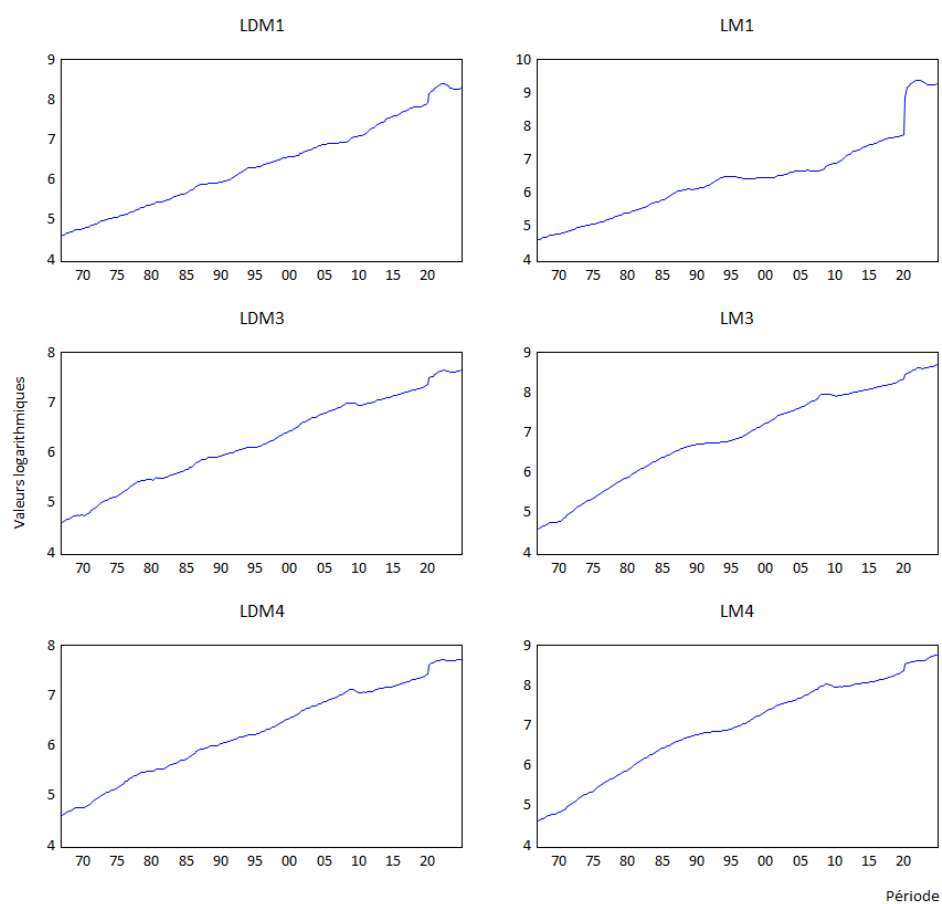


FIGURE 2.1 – Évolution des agrégats monétaires simples et Divisia

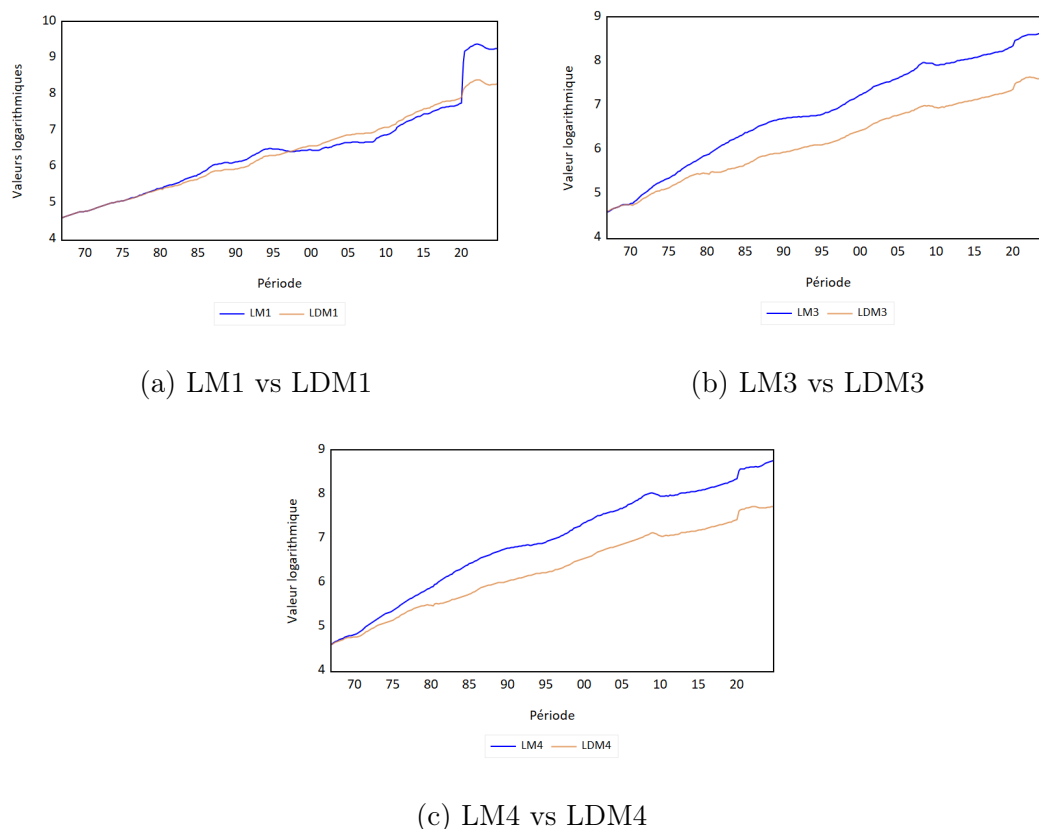


FIGURE 2.2 – Évolution comparative des agrégats monétaires simples et Divisia

La représentation graphique des agrégats simples et Divisia met en évidence deux régularités empiriques. Les trajectoires de M1 et de Divisia M1 sont quasi identiques jusqu'au premier trimestre 2020, puis un écart important apparaît, M1 affichant une hausse nettement plus marquée que Divisia M1. Cet écart s'explique par la redéfinition réglementaire de M1 en mai 2020, qui a réintégré les dépôts d'épargne dans l'agrégat simple, alors que la pondération par le coût d'opportunité propre à Divisia atténue ce type de modification. Les indices Divisia M3 et Divisia M4 demeurent systématiquement supérieurs à leurs équivalents simples, soit M3 et M4. L'écart s'accroît à partir des années 1980, en raison de la pondération des actifs selon leur liquidité dans les agrégats Divisia.

## CHAPITRE III

### MÉTHODOLOGIE

#### 3.1 Présentation de l'approche ARDL

Dans le cadre de notre étude, l'approche retenue repose sur le modèle auto-regressif à retards distribués (modèle ARDL) conformément à l'approche développée par Pesaran *et al.* (2001) et retenue dans les travaux récents de Barnett *et al.* (2022). Cette approche permet d'analyser conjointement les dynamiques de court et de long terme entre les variables macroéconomiques. Son principal avantage est de pouvoir traiter des séries intégrées d'ordres mixtes I(0) et I(1) à condition qu'aucune ne soit intégrée d'ordre deux I(2).<sup>1</sup>

Le modèle ARDL standard s'écrit comme suit :

$$y_t = \sum_{j=1}^p \psi_j y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \sum_{j=0}^{p_r} \beta_{rj} x_{r,t-j} + \sum_{s=1}^n \alpha_s d_{s,t} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

où  $\varepsilon_t$  représente le terme d'erreur, les coefficients  $\psi_j$  sont associés aux re-

---

1. Une série I(0) est une série stationnaire, tandis qu'une série I(1) est une série non stationnaire qui devient stationnaire après une différenciation. Une série I(2), quant à elle, nécessite deux différenciations pour devenir stationnaire.

tards de la variable dépendante  $y_t$ , les coefficients  $\beta_{r,j}$  correspondent aux retards distribués des  $k$  régresseurs  $x_r$  et les coefficients  $\alpha_s$  sont liés aux variables exogènes  $d_{s,t}$ .

Le modèle peut être réécrit de manière à distinguer explicitement les effets de court terme et la relation de long terme entre les variables. Cette reformulation met en évidence, d'une part, un ajustement ou une correction imbriquée dans la dynamique à la suite d'un écart observé par rapport à la relation de long terme, et d'autre part, des ajustements propres à la dynamique de court terme.

$$\Delta y_t = \underbrace{-\phi \left( y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \frac{\lambda_r}{\phi} x_{r,t-1} \right)}_{\text{Terme de correction d'erreur (long terme)}} + \underbrace{\left( \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \eta_r \Delta x_{r,t} + \sum_{r=1}^k \sum_{j=1}^{p_r} \delta_{r,j} \Delta x_{r,t-j} + \sum_{s=1}^m \alpha_s d_{s,t} \right)}_{\text{Court terme}} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

En mettant en évidence le mécanisme reliant les dynamiques de court terme et la relation de long terme, le modèle peut être interprété comme un modèle de correction d'erreur (ECM). Dans cette représentation, le terme de correction d'erreur mesure l'écart par rapport à l'équilibre de long terme, tandis que son coefficient traduit la vitesse d'ajustement de la variable dépendante vers cet équilibre.

Dans notre étude, nous avons retenu la spécification du modèle ARDL avec la constante restreinte. Dans cette spécification, la constante est intégrée dans la relation de long terme, ce qui signifie qu'elle n'apparaît pas comme un terme libre mais est contrainte à faire partie de la combinaison en niveaux des variables explicatives. L'équation correspondante s'écrit comme suit :

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx.x}(\mathbf{x}_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + w' \Delta \mathbf{x}_t + u_t \quad (3.3)$$

L'équation (3.3) reformule le modèle ARDL sous une forme compatible avec une constante restreinte. Le terme  $(y_{t-1} - \mu_y)$  représente l'écart de la variable dépendante par rapport à sa moyenne de long terme, tandis que  $(x_{t-1} - \mu_x)$  désigne l'écart correspondant pour les variables explicatives. Les coefficients  $\pi_{yy}$  et  $\pi_{yx \cdot x}$  mesurent respectivement la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme et l'effet de long terme des variables explicatives sur la variable dépendante. Le vecteur  $z_t$  regroupe les variables du modèle en niveaux retardés, alors que le vecteur  $w$  contient les coefficients associés aux variations contemporaines des variables explicatives. Enfin,  $u_t$  représente le terme d'erreur.

Dans le cadre de cette étude, la variable dépendante  $y_t$  correspond au logarithme des encaisses monétaires réelles, mesurées à partir des agrégats monétaires simples et Divisia (LM1, LDM1, LM3, LDM3, LM4 et LDM4 selon les spécifications retenues). Les variables explicatives  $x_t$  incluent le logarithme du produit intérieur brut réel ( $\ln Y_t$ ), le taux d'intérêt ( $R_t$ ), mesuré soit par le taux interbancaire à trois mois (IR3), soit par le taux d'intérêt de long terme (LTIR), ainsi que le logarithme du taux de change effectif réel ( $\ln E_t$ ). Enfin, les variables exogènes correspondent à des variables indicatrices introduites dans la spécification étendue présentée à la section 4.2.5 afin de tenir compte des épisodes de désinflation sous Volcker, de la crise financière mondiale de 2008 et de la pandémie de covid-19.

### 3.2 Estimation et procédure empirique

La mise en œuvre empirique du modèle ARDL repose sur une démarche séquentielle, allant de la sélection des retards à la vérification de la stabilité des paramètres. Inspirée des travaux de Pesaran *et al.* (2001) et reprise plus récemment

par Barnett *et al.* (2022) cette procédure distingue les dynamiques de long terme et de court terme tout en garantissant la robustesse des résultats.

### 3.2.1 Identification et vérification de la relation de long terme

La détermination de l'ordre optimal des retards constitue une étape préalable essentielle à l'estimation du modèle ARDL. À cet effet, le critère d'information de Hannan-Quinn (HQ) est retenu. Ce critère occupe une position intermédiaire entre le critère d'information d'Akaike (AIC), qui tend à sélectionner des modèles avec plus de retards, et le critère d'information bayésien (BIC), qui privilégie des spécifications plus parcimonieuses. Le critère HQ offre ainsi un compromis méthodologique pertinent puisqu'il pénalise davantage l'ajout de retards comparativement au critère AIC. Il réduit donc le risque de sur-ajustement, tout en demeurant moins restrictif que le BIC. En effet, l'arbitrage se situe entre la perte de précision dans l'estimation découlant d'un trop grand nombre de paramètres à estimer et l'existence de biais dans l'estimation des paramètres causés par un nombre trop faible de retards, en raison d'une dynamique mal spécifiée. Conformément à la fréquence trimestrielle des données, la valeur maximale de retards testée a été fixée à 4, à la fois pour la variable dépendante et pour les régresseurs.

Une fois les retards optimaux identifiés, la présence d'une relation de long terme entre les variables est examinée à l'aide du test de cointégration par l'approche des bornes (Bounds Test) développé par Pesaran *et al.* (2001). Ce test repose sur la comparaison d'une statistique de Fisher issue du modèle ARDL avec des seuils critiques, permettant de conclure à l'existence ou non d'une relation de cointégration, indépendamment de l'ordre d'intégration des variables ( $I(0)$  ou  $I(1)$ ).<sup>2</sup>

---

2. Un test de dépendance temporelle sur les résidus sera appliqué afin de diagnostiquer la possibilité de variables manquantes associées à la dynamique qui se traduiraient par de l'auto-corrélation dans le terme d'erreur.

$$\begin{cases} H_0 : \lambda_y = \lambda_1 = \dots = \lambda_k = 0 & \text{(absence de relation de long terme)} \\ H_1 : \exists j \in \{1, \dots, k\} \text{ tel que } \lambda_j \neq 0 & \text{(existence d'une relation de long terme)} \end{cases}$$

Lorsque la statistique calculée se situe au-dessus de la borne supérieure, l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est rejetée, ainsi en faveur de l'existence d'une relation de long terme. Dans le cas contraire, lorsque la statistique est inférieure à la borne inférieure, l'hypothèse nulle ne peut être rejetée. Enfin, si la statistique se situe dans la zone intermédiaire, le résultat demeure indéterminé et appelle à une analyse complémentaire. Cette zone inconclusive s'explique par le fait que le test ARDL est conçu pour être valide quel que soit l'ordre d'intégration des variables (I(0) ou I(1)). Lorsque la statistique se situe entre les deux bornes, il est impossible de déterminer si la combinaison linéaire présente une véritable relation de long terme, car le seuil exact dépendrait de l'ordre d'intégration véritable des séries. Le test ne peut donc trancher, ce qui justifie la nécessité d'analyses complémentaires.

### 3.2.2 Estimation et validation du modèle

Une fois la cointégration confirmée par l'approche des bornes, l'analyse se poursuit en deux étapes complémentaires.

Dans un premier temps, l'estimation de la relation de long terme permet d'identifier les coefficients  $\theta_r$ , qui traduisent l'effet permanent des variables explicatives sur la variable dépendante. Ces coefficients se déduisent des polynômes de retards

de l'ARDL selon la relation :<sup>3</sup>

$$\theta_r = \frac{\sum_{j=0}^{q_r} \beta_{rj}}{1 - \sum_{j=1}^p \psi_j},$$

où le numérateur correspond à la somme des effets retardés de  $x_r$ , et le dénominateur reflète la persistance dynamique de  $y_t$ . Les  $\theta_r$  ainsi obtenus sont interprétés comme des élasticités ou effets de niveau, indiquant l'ampleur de la relation structurelle à long terme.

Dans un second temps, la dynamique à court terme est analysée au moyen du modèle à correction d'erreur (ECM), qui repose notamment sur le terme de cointégration défini par :

$$EC_{t-1} = y_{t-1} - \sum_{r=1}^k \theta_r x_{r,t-1},$$

qui mesure une déviation prévalente en  $t - 1$  par rapport à l'équilibre de long terme. L'ECM prend alors la forme suivante :

$$\Delta y_t = \phi EC_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \sum_{j=0}^{q_r-1} \delta_{rj} \Delta x_{r,t-j} + \varepsilon_t.$$

Le paramètre  $\phi$  mesure la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Un coefficient significativement négatif traduit un mécanisme correcteur : une valeur absolue élevée indique un retour rapide à l'équilibre, parce qu'une valeur positive de  $EC_{t-1}$  entraîne ceteris paribus un impact négatif important sur  $\Delta y_t$ . À l'inverse, une valeur absolue plus faible signale un ajustement graduel. Les coefficients  $\gamma_j$

---

3. Les coefficients de long terme  $\theta_r$  découlent de la spécification ARDL :  $y_t = \sum_{j=1}^p \psi_j y_{t-j} + \sum_{r=1}^k \sum_{j=0}^{q_r} \beta_{rj} x_{r,t-j} + \varepsilon_t$ . En sommant les effets retardés de  $x_r$  et en normalisant par  $1 - \sum_{j=1}^p \psi_j$ , on obtient la formule  $\theta_r = \frac{\sum_{j=0}^{q_r} \beta_{rj}}{1 - \sum_{j=1}^p \psi_j}$ .

et  $\delta_{rj}$  décrivent, quant à eux, les effets à court terme associés aux variations contemporaines et retardées des variables explicatives.

Après l'estimation du modèle ARDL, une série de tests de diagnostic est appliquée afin de vérifier la validité des hypothèses et d'assurer la robustesse des résultats. Ces tests portent à la fois sur les propriétés des résidus et sur la stabilité des coefficients estimés. La vérification préalable de l'absence d'autocorrélation résiduelle et d'hétéroscédasticité permet de s'assurer que les modèles estimés ne présentent pas de problèmes de spécification susceptibles d'affecter l'analyse des relations de long terme. Les tests de cointégration sont alors mis en œuvre sur la base de modèles dont la validité statistique a été préalablement établie.

(i) **Autocorrélation des résidus**

L'absence de corrélation sérielle est vérifiée à l'aide du test de Ljung-Box (Q-stat) appliqué aux résidus sur plusieurs retards, ainsi que du test LM de Breusch-Godfrey. Dans les deux cas, l'hypothèse nulle stipule l'absence d'autocorrélation des résidus jusqu'à un certain ordre. Une valeur p supérieure à 5% indique que l'on ne rejette pas  $H_0$ , ce qui signifie que l'autocorrélation résiduelle n'est pas significative. À l'inverse, une valeur p en dessous de 5% entraîne le rejet de  $H_0$  et donc la mise en évidence d'une autocorrélation des erreurs.

(ii) **Hétéroscédasticité**

La stabilité de la variance des erreurs est évaluée à l'aide du test de White, qui détecte une variance non constante, et du test d'ARCH, qui met en évidence une hétéroscédasticité conditionnelle autorégressive. Sous l'hypothèse nulle, les résidus sont homoscedastiques. Dans un tel contexte, bien que les estimateurs des moindres carrés demeurent convergents, la matrice

de variance-covariance est biaisée, rendant les statistiques de test de Student et de Fisher non fiables. Afin d'assurer la validité de l'inférence statistique, nous retenons une matrice de variance-covariance robuste de type Huber–White–Hinkley, qui demeure asymptotiquement valide en présence d'hétéroscédasticité.

(iii) **Normalité des résidus**

La normalité des résidus est vérifiée à l'aide du test de Jarque–Bera, fondé sur les coefficients d'asymétrie et d'aplatissement. L'hypothèse nulle stipule que les valeurs des degrés d'asymétrie et d'aplatissement sont ceux attendus pour des erreurs qui suivent une distribution normale, soit 0 et 3 respectivement. Le rejet de cette hypothèse n'affecte pas la convergence des estimateurs, mais peut compromettre la validité des tests statistiques en petits échantillons. En présence de non-normalité, l'inférence repose sur une justification asymptotique fondée sur l'utilisation d'un estimateur robuste de la matrice de variance, pour une spécification sans dynamique manquante et l'application du théorème central limite supportent la validité de l'inférence.

(iv) **Stabilité des coefficients**

Le test CUSUM permet de vérifier la stabilité des coefficients dans le temps. Cette procédure repose sur l'évolution cumulative des résidus, comparée à des intervalles de confiance établis à 5%. Lorsque les trajectoires demeurent à l'intérieur de ces bornes, on considère que les coefficients estimés restent constants au cours de la période d'échantillon, ce qui confirme la stabilité du modèle. À l'inverse, un dépassement des limites critiques suggère une instabilité des paramètres, susceptible de traduire des ruptures structurelles ou des modifications dans la relation modélisée. Par ailleurs, la stabilité

du modèle peut également être évaluée du point de vue de la variance des erreurs à l'aide du test CUSUMSQ.

Le test CUSUMSQ, fondé sur la somme cumulée des carrés des résidus récurrents, permet d'évaluer la stabilité de la variance des erreurs au cours du temps. Il est particulièrement sensible aux épisodes d'hétéroscédasticité et aux changements de volatilité, plutôt qu'aux variations des coefficients du modèle. Lorsque la statistique CUSUMSQ dépasse les bandes de confiance à 5%, cela indique une instabilité de la variance des résidus, suggérant la présence de fluctuations de volatilité ou de regroupements de variance au sein du processus étudié.

#### (v) **Détection des valeurs extrêmes**

L'analyse des valeurs extrêmes relève d'une démarche exploratoire visant à repérer les observations atypiques susceptibles d'affecter la stabilité des relations estimées. Ces valeurs correspondent à des observations situées au-delà de bornes statistiques usuelles, définies à partir de mesures de dispersion telles que l'écart interquartile ou la variabilité autour de la moyenne. Dans le cadre de séries macroéconomiques de long terme, la présence de telles observations ne doit pas être interprétée comme le signe d'erreurs statistiques, mais plutôt comme le reflet d'épisodes de chocs économiques majeurs. Leur identification permet ainsi d'apprécier la sensibilité des résultats empiriques à ces périodes particulières et de justifier le recours à des tests de stabilité ainsi qu'à des méthodes d'estimation robustes, sans qu'il soit nécessaire d'exclure systématiquement les observations concernées.

### 3.3 Validation et robustesse de la relation de long terme : comparaison entre l'approche ARDL et les régressions cointégrantes

Cette section a pour objectif d'examiner la validité et la robustesse de la relation de long terme mise en évidence par l'approche ARDL, en la comparant aux résultats issus de différentes méthodes de régression cointégrante. Cette démarche comparative permet d'apprécier la cohérence et la stabilité des coefficients estimés, indépendamment de la méthode d'estimation retenue.

#### 3.3.1 Justification du recours aux régressions cointégrantes

L'analyse empirique de cette étude repose principalement sur l'approche ARDL de Pesaran *et al.* (2001), qui permet d'identifier et d'estimer simultanément les relations de court et de long terme entre les variables économiques indépendamment de l'ordre d'intégration des variables, sous réserve qu'aucune ne soit intégrée d'ordre deux. Cette approche présente l'avantage d'offrir un cadre flexible et opérationnel pour l'analyse dynamique, tout en permettant de tester l'existence d'une relation de cointégration à l'aide du test des bornes.

Néanmoins, bien que l'approche ARDL constitue un cadre robuste, l'estimation de la relation de long terme qu'elle implique repose sur une estimation par moindres carrés ordinaires conditionnels. Dans un contexte où les variables sont non stationnaires et cointégrées, cette estimation peut être affectée par des biais résultant de l'endogénéité des régresseurs et de la corrélation sérielle de long terme entre les innovations, susceptibles d'altérer la validité de l'inférence statistique. Comme le souligne la littérature consacrée à l'analyse de la cointégration, l'identification d'une relation de long terme ne garantit pas, à elle seule, la robustesse des coefficients estimés, ceux-ci pouvant s'avérer sensibles à la méthode d'estimation retenue.

Étant donné que la période d'échantillon considérée a été marquée par plusieurs perturbations majeures susceptibles d'engendrer des valeurs extrêmes, notamment lors de la phase de désinflation menée sous Volcker, de la crise financière de 2008 et de la pandémie de covid-19, il apparaît particulièrement pertinent de comparer les estimations de la relation de long terme associée à l'équilibre monétaire obtenues à l'aide de différents estimateurs. Cette démarche permet également d'examiner la robustesse de l'inférence relative à l'existence ou non d'une relation de cointégration.

Dans cette perspective, et afin de renforcer la robustesse des résultats issus de l'approche ARDL, cette étude recourt à des méthodes alternatives d'estimation appartenant à la littérature des régressions cointégrantes à équation unique, à savoir les estimateurs Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), Canonical Cointegrating Regression (CCR) et Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS). Ces méthodes ont été spécifiquement conçues pour corriger les biais liés à l'endogénéité et à la dépendance sérielle de long terme inhérentes aux relations cointégrantes, et constituent des outils pour l'estimation des coefficients de long terme.

Par ailleurs, l'analyse retient l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur par maximum de vraisemblance, selon l'approche proposée par Johansen et Juselius (1990). Cette méthode permet de déterminer la dimension de l'espace de cointégration à partir du rang de la matrice associée aux relations de long terme reliant les variables en niveau dans le modèle empirique.

### 3.3.2 Estimateur Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS)

L'estimateur Fully Modified Ordinary Least Squares (FMOLS), proposé par Phillips et Hansen (1990), a été développé afin de fournir des estimations fiables des coefficients de cointégration en présence d'endogénéité entre les variables ex-

plicatives et le terme d'erreur, ainsi que de corrélation sérielle de long terme. Ces deux sources de biais apparaissent fréquemment dans les relations cointégrantes estimées en niveaux et sont susceptibles d'affecter la validité de l'inférence statistique fondée sur les moindres carrés ordinaires.

Cette méthode repose sur une correction semi-paramétrique de l'estimateur OLS, fondée sur l'estimation des covariances de long terme entre les innovations des variables explicatives et le terme d'erreur de la relation cointégrante. L'objectif est de neutraliser les biais asymptotiques liés à l'endogénéité et à la dépendance sérielle, tout en assurant aux estimateurs une distribution asymptotique standard. Les coefficients estimés à l'aide du FMOLS présentent ainsi des propriétés de super-convergence et permettent une inférence statistique valide, notamment à travers l'utilisation de tests de Wald.

Dans le cadre de cette étude, l'estimateur FMOLS est appliqué à la relation de long terme entre la monnaie, les prix et la production, en retenant la même spécification de base que celle utilisée dans l'approche ARDL. Cette cohérence de spécification permet une comparaison directe des coefficients de long terme estimés par les deux méthodes et contribue à évaluer la robustesse des relations mises en évidence. Le recours au FMOLS vise ainsi à vérifier que les résultats obtenus à partir de l'ARDL ne dépendent pas exclusivement de la méthode d'estimation retenue, mais reflètent une relation structurelle stable entre les variables considérées.

### 3.3.3 Estimateur Canonical Cointegrating Regression (CCR)

L'estimateur Canonical Cointegrating Regression, introduit par Park (1992), constitue une alternative au FMOLS pour l'estimation des relations cointégrantes. Alors que le FMOLS procède à une correction a posteriori de l'estimateur des moindres carrés ordinaires, le CCR repose sur une transformation canonique préa-

lable des variables intervenant dans la relation de long terme. Cette transformation a pour objectif de neutraliser, en amont de l'estimation, les composantes de long terme à l'origine de l'endogénéité et de la corrélation sérielle.

À la suite de cette transformation, l'estimation par OLS conduit à des coefficients asymptotiquement efficaces et à une distribution limite standard. Dans cette étude, le CCR est mobilisé comme outil de validation supplémentaire des résultats de long terme, permettant de vérifier que les relations estimées ne dépendent pas du type de correction retenu.

### 3.3.4 Estimateur Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS)

L'estimateur Dynamic Ordinary Least Squares (DOLS), proposé par Saikkonen (1992) et Stock et Watson (1993), constitue une approche paramétrique visant à corriger les problèmes d'endogénéité et de corrélation sérielle associés aux relations cointégrantes. Le principe du DOLS consiste à enrichir l'équation de cointégration par l'introduction d'avances et de retards des différences premières des variables explicatives, afin de prendre en compte explicitement les ajustements de court terme autour de la relation de long terme. Cette spécification permet d'assurer l'orthogonalité du terme d'erreur vis-à-vis des innovations des régresseurs et conduit à des estimateurs admettant une distribution asymptotique normale.

Le nombre d'avances et de retards retenu dans la spécification DOLS est déterminé automatiquement à partir du critère d'information de Hannan-Quinn (HQC). Le recours au même critère que celui utilisé pour la sélection des retards dans l'approche ARDL permet d'assurer une cohérence méthodologique entre les différentes spécifications estimées.

Le DOLS est par ailleurs reconnu pour ses bonnes propriétés en échantillons finis, ce qui le rend particulièrement adapté aux analyses empiriques portant sur des

périodes longues. Dans le cadre de notre étude, il est mobilisé afin d'évaluer la stabilité des coefficients de long terme obtenus à partir de l'approche ARDL et des autres méthodes de régression cointégrante.

### 3.3.5 Tests de cointégration multivariée : approche de Johansen

En complément des tests de cointégration à équation unique, l'analyse mobilise également l'approche du maximum de vraisemblance de Johansen afin d'évaluer l'existence et le nombre de relations de cointégration entre la monnaie, les prix et la production dans un cadre multivarié. Cette méthode repose sur l'estimation d'un modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM), dans lequel le rang de la matrice d'impact de long terme détermine le nombre de relations cointégrantes. Les statistiques de trace et de valeur propre maximale sont utilisées à cette fin, à titre de validation statistique complémentaire, sans se substituer au cadre principal fondé sur l'approche ARDL et les méthodes à équation unique.

### 3.3.6 Tests de cointégration et stabilité de la relation de long terme

L'estimation de la relation de long terme par les méthodes FMOLS, CCR et DOLS est complétée par des tests de cointégration à équation unique fondés sur l'analyse des résidus. Les tests d'Engle et Granger et de Phillips et Ouliaris permettent d'évaluer l'existence d'une relation de cointégration en examinant la possibilité de rejeter la présence d'une racine unitaire dans les résidus de la régression MCO statique, puisque les résidus représentent une combinaison linéaire des variables qui doit être stationnaire si ces variables sont cointégrés. Le test d'Engle et Granger évalue la cointégration à partir d'un test paramétrique de type Dickey-Fuller augmenté appliqué aux résidus de la relation de long terme, tandis que le test de Phillips et Ouliaris repose sur une approche non paramétrique, fon-

dée sur la méthodologie de Phillips–Perron, permettant de corriger les effets de dépendance sérielle et d’hétéroscédasticité des erreurs.

Afin de compléter l’analyse et de vérifier que la relation de long terme estimée repose sur une spécification adéquate, il est pertinent de recourir à un test portant explicitement sur la validité de la spécification cointégrante.

Le test des variables ajoutées de Park est un test de cointégration à équation unique qui permet de vérifier la validité de la spécification de la relation de long terme. Il consiste à introduire des termes déterministes supplémentaires, généralement sous forme de puissances de la tendance temporelle, et à tester leur significativité conjointe. Si la relation est correctement spécifiée, ces termes ne doivent pas être significatifs, ce qui permet de détecter la présence éventuelle de composantes de tendance fallacieuses. La validité de la spécification ne garantit toutefois pas la stabilité de la relation de long terme au cours du temps. Dans un contexte susceptible de changements structurels, il est donc nécessaire d’examiner la constance des paramètres estimés. Cette dimension est prise en compte au moyen du test de stabilité de Hansen.

Le test de stabilité de Hansen est un test de cointégration fondé sur l’hypothèse nulle d’existence d’une relation de long terme caractérisée par des paramètres stables au cours du temps, face à l’hypothèse alternative d’absence de cointégration ou d’instabilité des coefficients. Il repose sur l’analyse des variations temporelles des scores issus de l’équation cointégrante estimée, les scores correspondant aux contributions individuelles de chaque observation à l’estimation des paramètres de long terme. La statistique de test, dérivée de la théorie des tests du multiplicateur de Lagrange, permet ainsi d’évaluer la stabilité des coefficients dans le temps.

Compte tenu de la possibilité d’instabilités paramétriques sur des périodes longues

marquées par des chocs économiques majeurs, le test de Hansen constitue un outil méthodologique pertinent pour compléter les tests résiduels standards et apprécier la robustesse de l'hypothèse de cointégration.

TABLEAU 3.1 – Résumé comparatif des méthodes d'estimation et de test de cointégration

Méthode d'estimation / test	Efficacité asymptotique	Robustesse aux ruptures structurelles	Performance en petit échantillon	Gestion de l'endogénéité	Complexité computationnelle
FMOLS	Élevée	Modérée	Sensible	Excellente	Modérée
DOLS	Élevée	Modérée	Sensible	Excellente	Modérée
CCR	Élevée	Modérée	Sensible	Excellente	Modérée
ARDL	Modérée	Élevée (avec variables muettes)	Bonne	Bonne	Faible
Méthode de Johansen	Très élevée	Modérée (améliorable avec ajustements)	Variable	Bonne	Élevée

**Note :**

Compilation de Paquet (2025)

TABLEAU 3.2 – Résumé comparatif des propriétés des estimateurs de cointégration

Méthode	Taux de convergence	Distribution asymptotique	Faisabilité de l'inférence standard	Caractéristiques clés / corrections
Régression Statique MCO (SOLS)	T (super-convergence)	Non standard ; implique des fonctionnelles du mouvement brownien	Limitée ; nécessite des valeurs critiques personnalisées	Aucune correction pour l'endogénéité ou la corrélation sérielle
Méthode MCO (OLS) Entièrement Modifiée (FMOLS)	T (super-convergence)	Normale mixte, après correction non paramétrique du biais	Oui ; convient à l'inférence standard	Corrige l'endogénéité et la corrélation sérielle via des méthodes d'ajustement
Régression Canonique de Cointégration (CCR)	T (super-convergence)	Normale mixte	Oui ; améliore l'efficacité des tests d'hypothèses	Implémente une transformation pour éliminer les effets endogènes
MCO (OLS) Dynamique (DOLS)	T (super-convergence)	Approximativement normale standard, lorsque le modèle est correctement spécifié	Oui ; à condition que les termes dynamiques soient correctement capturés	Incorpore des avances et des retards pour traiter la dynamique et l'endogénéité
Estimation du Système VECM	T (super-convergence basée sur le système)	Normale mixte dans un cadre multivarié	Oui ; en utilisant une inférence basée sur le maximum de vraisemblance	Estime le système conjointement, capturant les liens inter-équations
Méthode ARDL de Pesaran et Shin	Varie (robuste à travers les processus I(0) et I(1))	Distribution asymptotique standard pour les coefficients de long terme	Oui ; permet une inférence standard grâce à des tests de bornes	Flexibilité avec des ordres d'intégration mixtes ; incorpore une structure de retards échelonnés

**Note :**

Compilation de Paquet (2025)

Source : Engle and Granger (1987) ; Johansen (1995) ; Park (1992) ; Pesaran and Shin (1999) ; Phillips (1995) ; Phillips et Hansen (1990) ; Saikkonen (1991) ; Stock et Watson (1993) ; Stypka, Wagner, Grabarczyk et Kawka (2025).

### 3.3.7 Comparaison entre la spécification ARDL standard et l'ARDL avec variables muettes : le cas de M4 et DM4 (1967-2024)

Afin d'évaluer la robustesse des relations de long terme estimées, une extension de la spécification ARDL standard est proposée en intégrant des variables muettes correspondant à certains épisodes macroéconomiques majeurs. Cette approche vise à examiner si la prise en compte de chocs exceptionnels est susceptible de modifier les résultats empiriques, tant en termes de coefficients estimés que de conclusions relatives à la cointégration.

Trois événements spécifiques sont considérés, à savoir la période de désinflation associée à la politique monétaire menée sous la présidence de Paul Volcker au début des années 1980, la crise financière mondiale de 2008, ainsi que la crise sanitaire liée à la pandémie de covid-19 à partir de 2020. Pour chacun de ces épisodes, des variables dichotomiques sont introduites dans les spécifications ARDL.

La comparaison entre les modèles ARDL sans variables muettes et ceux incluant ces indicateurs permet d'apprécier l'impact potentiel de ces chocs sur la dynamique de court terme, l'ajustement vers l'équilibre de long terme et la stabilité globale des relations estimées. Cette analyse complémentaire contribue ainsi à renforcer l'interprétation des résultats en tenant compte des changements conjoncturels susceptibles d'affecter le comportement de la demande de monnaie.

## CHAPITRE IV

### RÉSULTATS

Ce chapitre présente les résultats empiriques issus des estimations réalisées pour les différentes spécifications retenues. L'analyse vise à identifier l'existence d'une relation de long terme entre les agrégats monétaires, le revenu réel, les taux d'intérêt et le taux de change réel, ainsi qu'à caractériser les dynamiques d'ajustement à court terme qui en découlent. Les résultats sont organisés de manière à évaluer la cohérence économique des modèles, la stabilité de leurs paramètres et leur capacité à rendre compte de la dynamique de la demande de monnaie aux États-Unis sur les différentes sous-périodes considérées.

La première section rassemble les résultats obtenus à partir des modèles ARDL et des modèles à correction d'erreur qui en sont dérivés. Elle débute par la présentation des diagnostics statistiques permettant d'apprécier la validité interne des modèles, notamment en termes de stabilité des coefficients, de comportement des résidus et de qualité de l'ajustement. L'analyse empirique s'organise ensuite autour de trois volets complémentaires, à savoir la mise en évidence d'une relation de cointégration à partir des tests de bornes, l'estimation des coefficients de long terme et l'étude des mécanismes d'ajustement de court terme au moyen des modèles ECM.

La seconde section approfondit l'analyse empirique de la relation de long terme entre la monnaie, les prix et la production. Elle examine la robustesse des résultats en confrontant plusieurs cadres d'estimation, tant à équation unique que multivariés, et en comparant différentes spécifications dynamiques du modèle ARDL. L'existence et la stabilité des relations de long terme sont ensuite évaluées à l'aide de tests de cointégration et de stabilité des paramètres, afin d'apprécier la solidité des conclusions empiriques.

#### 4.1 Résultats des modèles ARDL et ECM

Cette section est consacrée à l'analyse des résultats empiriques obtenus à partir des modèles ARDL estimés pour les différentes sous-périodes, ainsi que les modèles à correction d'erreur qui en sont dérivés. L'analyse débute par l'examen des diagnostics statistiques, permettant d'évaluer la validité et la stabilité des modèles. Nous testons ensuite l'existence d'une relation de long terme entre les variables retenues avant de discuter des coefficients estimés à long et à court terme. L'objectif est de caractériser la dynamique de la demande de monnaie et d'en évaluer la cohérence empirique au regard des différentes configurations temporelles.

##### 4.1.1 Diagnostics des modèles ARDL

Afin d'évaluer la robustesse empirique interne des modèles ARDL et d'apporter, le cas échéant, des corrections à la spécification ou aux méthodes d'estimation, nous examinons une série de diagnostics portant sur l'autocorrélation, l'hétéroscédasticité, la normalité des résidus et la stabilité des coefficients. Le ta-

bleau 4.1 synthétise ces résultats pour l'ensemble des agrégats monétaires et des sous-périodes.

TABLEAU 4.1 – Significativité marginale de différents tests de diagnostics pour les modèles retenus

Période	Test (spécification)	M1	M3	M4	Div M1	Div M3	Div M4
<b>1967Q1–2008 Q4</b>	Ljung–Box $Q$ (lag $k=8$ ), $p$	0.490	0.310	0.782	0.602	0.266	0.403
	Breusch–Godfrey LM (lag $m=4$ ), $p$	0.142	0.453	0.241	0.635	0.111	0.0783
	White (hétéroscédasticité), $p$	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
	ARCH LM (lag $q=4$ ), $p$	0.074	<b>0.00</b>	<b>0.003</b>	<b>0.029</b>	0.177	0.127
	Jarque–Bera (normalité), $p$	<b>0.00</b>	0.357	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
<b>1967Q1–2019Q4</b>	Ljung–Box $Q$ (lag $k=8$ ), $p$	0.907	0.389	0.996	0.631	0.721	0.630
	Breusch–Godfrey LM (lag $m=4$ ), $p$	0.691	0.308	0.988	0.811	0.466	0.108
	White (hétéroscédasticité), $p$	<b>0.00</b>	0.311	<b>0.00</b>	0.160	<b>0.00</b>	<b>0.006</b>
	ARCH LM (lag $q=4$ ), $p$	0.191	0.093	<b>0.009</b>	0.075	0.078	<b>0.00</b>
	Jarque–Bera (normalité), $p$	<b>0.00</b>	0.423	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
<b>1967Q1–2024Q4</b>	Ljung–Box $Q$ (lag $k=8$ ), $p$	0.538	0.351	0.363	0.076	0.156	0.422
	Breusch–Godfrey LM (lag $m=4$ ), $p$	0.704	0.778	0.385	0.585	0.608	0.670
	White (hétéroscédasticité), $p$	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>
	ARCH LM (lag $q=4$ ), $p$	0.999	0.991	0.996	0.795	0.887	0.984
	Jarque–Bera (normalité), $p$	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>	<b>0.00</b>

*Note* : Les valeurs reportées en caractère gras correspondent à des probabilités marginales inférieures au seuil de 5%.

Les résultats reportés dans le tableau 4.1 révèlent plusieurs éléments quant à la qualité de spécification des modèles ARDL. Certains aspects apparaissent robustes quelle que soit la sous-période retenue, tandis que d'autres présentent des divergences entre agrégats simples et agrégats Divisia. Les principales conclusions issues de ces diagnostics sont détaillées ci-dessous.

— **Autocorrélation résiduelle : tests de Ljung-Box et Breusch-Godfrey**

Les diagnostics du test de Ljung-Box indiquent, pour l'ensemble des spécifications, l'absence d'autocorrélation résiduelle. Les valeurs  $p$  excèdent systématiquement le seuil de 5%, en particulier sur les sous-périodes récentes (1967–2019 et 1967–2024), ce qui suggère que la dynamique retenue dans les modèles ARDL est adéquate. Les résultats du test LM de Breusch–Godfrey confirment cette conclusion, car pour la majorité des agrégats et des sous-périodes, les probabilités associées à la statistique  $\chi^2$  dépassent 0,10, ce qui conduit à ne pas rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation.

Quelques probabilités marginales plus faibles sont observées au début de l'échantillon, notamment pour Divisia M4 sur la sous-période 1967–2008 ( $p = 0.0783$ ). Toutefois, ces valeurs demeurent supérieures aux seuils usuels de significativité. Ainsi, aucune spécification ne présente d'autocorrélation résiduelle problématique, ce qui supporte l'adéquation statistique de la dynamique interne des modèles ARDL estimés.

— **Hétéroscédasticité : test de White et test ARCH-LM**

Le test de White met en évidence une hétéroscédasticité significative dans plusieurs modèles, en particulier pour les agrégats simples M1 et M3 ainsi que pour Divisia M1. Les probabilités marginales (valeurs  $p$ ) des tests inférieurs à 0,05 indiquent un rejet clair de l'hypothèse d'homoscédasticité des erreurs. Ce résultat est cohérent avec les propriétés des séries monétaires américaines, souvent affectées par des périodes de forte volatilité.

En revanche, le test ARCH-LM révèle l'absence d'hétéroscédasticité conditionnelle pour la majorité des agrégats Divisia, notamment dans les sous-périodes les plus

récentes. Les valeurs  $p$  très élevées (souvent supérieures à 0.90) montrent que, malgré l'hétéroscédasticité globale détectée par White, la variance conditionnelle ne suit pas une dynamique ARCH persistante. Pour les agrégats simples, des effets ARCH apparaissent dans la première sous-période, mais disparaissent à partir des années 1980.

Ainsi, l'hétéroscédasticité observée semble davantage liée à des changements structurels de variance qu'à une dynamique conditionnelle systématique. Ce diagnostic nous amène donc à utiliser un estimateur de variance-covariance des coefficients des modèles qui est asymptotiquement robuste à la présence d'hétéroscédasticité.

#### — Normalité des résidus : test de Jarque-Bera

Dans nos résultats, le kurtosis est systématiquement supérieur à trois et le skewness s'écarte de zéro, ce qui indique une distribution des résidus caractérisée par une asymétrie et des queues épaisses. Conformément au test de Jarque-Bera, ces écarts conduisent au rejet de l'hypothèse de normalité des résidus.

Cette déviation par rapport à la normalité n'affecte cependant pas la validité des estimations ARDL. En principe, les propriétés asymptotiques de l'estimateur demeurent inchangées tant que la dynamique du modèle est correctement spécifiée, ce qui permet de poursuivre l'analyse de cointégration et des relations de long terme sans ajustement particulier.

Toutefois, en fonction des résultats présentés dans la sous-section suivante, nous examinerons si ces valeurs extrêmes pourraient affecter l'évidence relative à l'existence d'une relation de cointégration.

## — Analyse des ruptures structurelles

L'analyse des ruptures structurelles potentielles s'appuie sur l'examen des variations des agrégats monétaires, afin d'identifier les périodes où leur comportement s'écarte sensiblement de la dynamique habituelle. Les graphiques présentés permettent de repérer ces épisodes et de les mettre en perspective avec les principaux chocs macroéconomiques ayant marqué l'économie américaine. Cette approche offre ainsi un éclairage complémentaire sur la nature des ajustements observés dans la demande de monnaie.

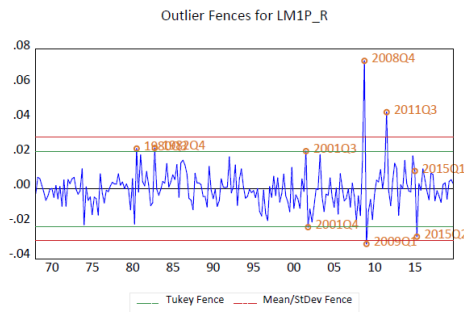


FIGURE 4.1 – Valeurs extrêmes lm1 1967-2019

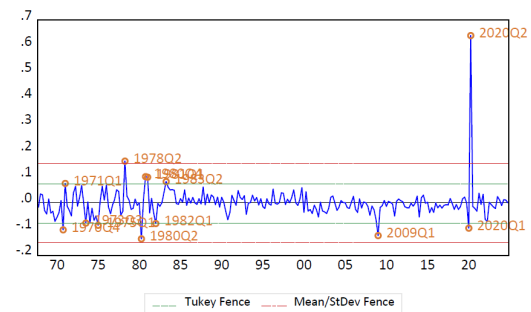


FIGURE 4.2 – Valeurs extrêmes lm1 1967-2024

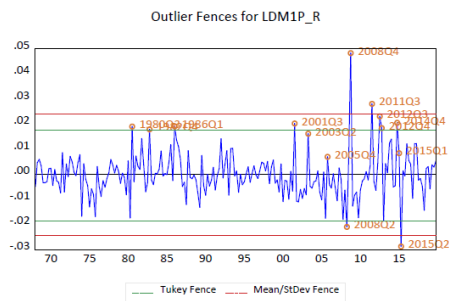


FIGURE 4.3 – Valeurs extrêmes ldm1 1967-2019

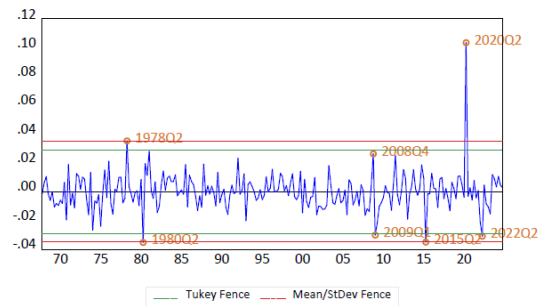


FIGURE 4.4 – Valeurs extrêmes ldm1 1967-2024

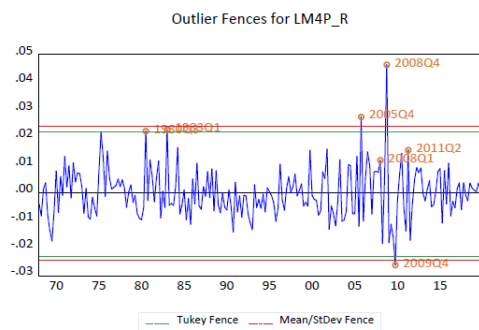


FIGURE 4.5 – Valeurs extrêmes lm4 1967-2019

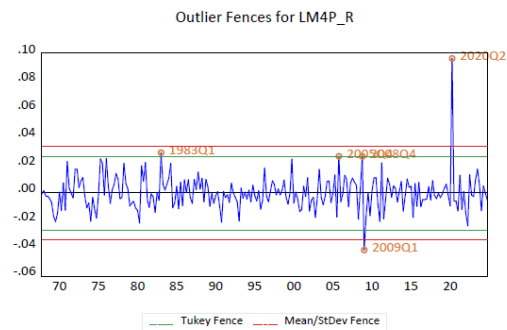


FIGURE 4.6 – Valeurs extrêmes lm4 1967-2024

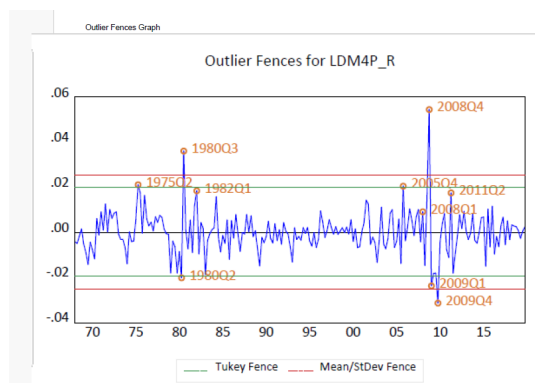


FIGURE 4.7 – Valeurs extrêmes ldm4 1967-2019

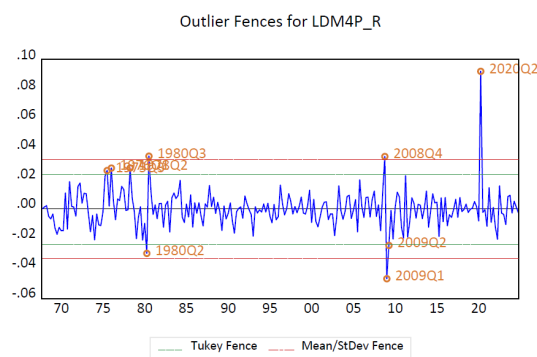


FIGURE 4.8 – Valeurs extrêmes ldm4 1967-2024

Les graphiques font ressortir plusieurs périodes où les variations des agrégats monétaires s'écartent nettement de leur comportement habituel. Ces observations correspondent à des moments où l'économie américaine a été particulièrement secouée, ce qui a provoqué des ajustements rapides et importantes dans la quantité de médium d'échange en circulation et dans sa quantité demandée.

Une première série de points marquants apparaît entre la fin des années 1970 et le début des années 1980. Cette période est souvent décrite comme l'une des plus instables de l'histoire monétaire récente, marquée à la fois par une inflation

très élevée, des tensions persistantes sur les marchés pétroliers et un changement profond dans la conduite de la politique monétaire américaine. Les pics observés autour de la période 1978–1982 reflètent directement cet environnement macroéconomique particulièrement instable, marqué notamment par la désinflation menée par Volcker à partir de 1979, caractérisée par un resserrement monétaire sans précédent de la politique de la Réserve fédérale.

Un deuxième groupe d’observations correspond à la crise financière de 2008–2009. Les variations très fortes enregistrées durant ces trimestres renvoient à l’effondrement des marchés financiers, à la perte de confiance interbancaire et aux interventions massives de la Réserve fédérale. Ces dates apparaissent dans toutes les séries, ce qui montre à quel point ce choc a perturbé le comportement monétaire.

Enfin, la période la plus récente est dominée par le choc de 2020, lié à la crise sanitaire. L’observation très élevée au deuxième trimestre de cette année reflète l’ampleur des mesures prises pour soutenir l’économie ainsi que la forte incertitude qui régnait au début de la pandémie. Ce point ressort nettement et de manière cohérente dans la majorité des agrégats.

Les graphiques mettent également en évidence d’autres dates, comme 2005, 2011 ou encore 2015. Ces observations ne correspondent pas à des épisodes macroéconomiques majeurs clairement identifiés. Elles semblent plutôt refléter des fluctuations ponctuelles dans les séries monétaires, susceptibles d’être liées à des ajustements transitoires ou à des variations inhabituelles mais limitées. Leur présence ne modifie pas l’interprétation générale des résultats ni la stabilité des relations estimées.

Dans l’ensemble, ces observations extrêmes ne sont pas nécessairement des anomalies statistiques. Elles s’inscrivent dans des périodes de tension macroéconomique bien documentées et confirment que les séries monétaires réagissent fortement lorsque l’économie traverse des épisodes de stress ou de réorganisation.

Néanmoins, à la lumière des résultats obtenus, nous examinerons si certains épisodes particulièrement marquants, tels que 1979–1980, 2008 et 2020, sont susceptibles d’affecter les estimations et l’inférence relative à l’existence et à la stabilité d’une relation de long terme.

### — Stabilité structurelle(CUSUM et CUSUMSQ)

La stabilité des coefficients est évaluée à l’aide des tests CUSUM et CUSUMSQ. Afin d’éviter une présentation redondante, seuls les résultats correspondant aux agrégats larges M3 et M4 ainsi qu’aux indices Divisia M3 et Divisia M4 sont reportés sur l’échantillon complet allant de 1967 à 2024. Les diagnostics obtenus pour les autres agrégats présentent des conclusions similaires.

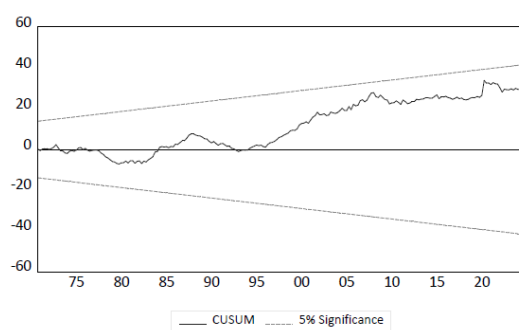


FIGURE 4.9 – Tests de CUSUM pour LM3

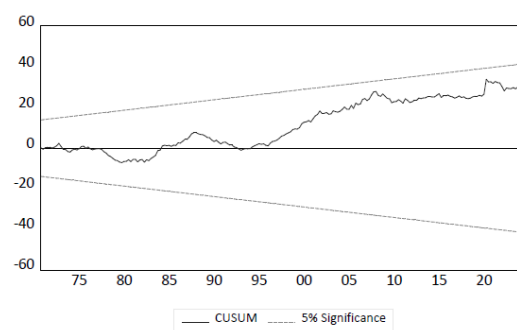


FIGURE 4.10 – Tests de CUSUM pour LDM3

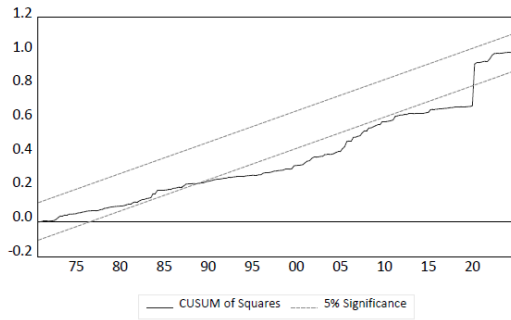


FIGURE 4.11 – Tests de CUSUMSQ pour LM3

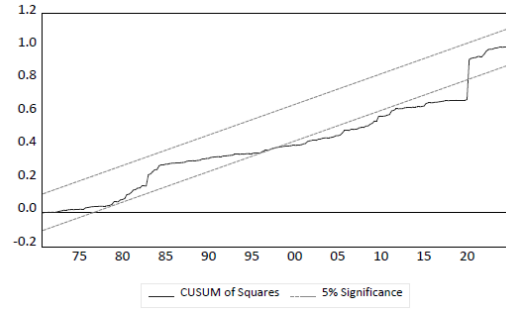


FIGURE 4.12 – Tests de CUSUMSQ pour LDM3

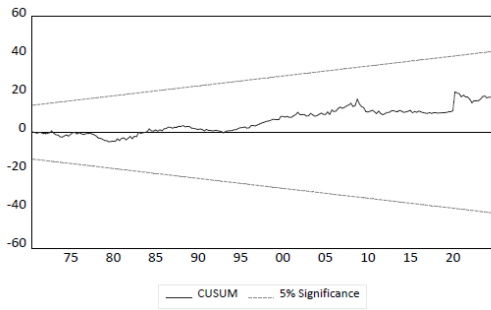


FIGURE 4.13 – Test de CUSUM pour LM4

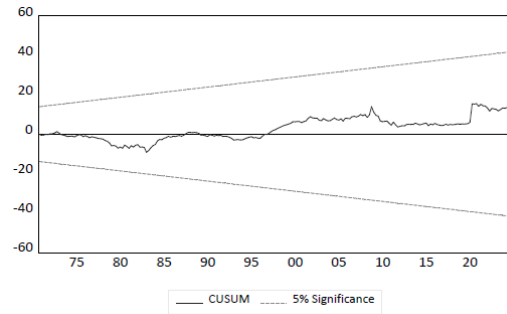


FIGURE 4.14 – Test de CUSUM pour LDM4

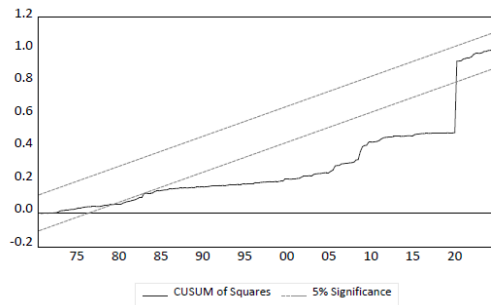


FIGURE 4.15 – Test de CUSUMSQ pour LM4

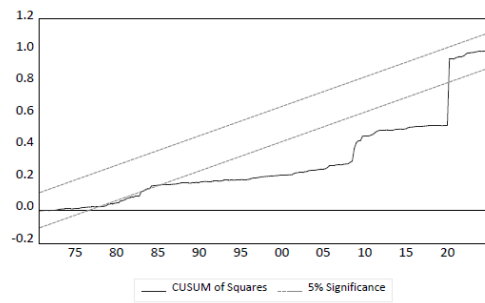


FIGURE 4.16 – Test de CUSUMSQ pour LDM4

Les diagnostics de stabilité des paramètres fondés sur les statistiques CUSUM et CUSUMSQ montrent des résultats contrastés. Les courbes CUSUM demeurent en tout temps à l'intérieur des bandes de confiance à 5%, ce qui indique que les coefficients estimés restent stables sur l'ensemble de la période. L'évolution est relativement régulière, sans signal de rupture majeure, même durant les épisodes économiques perturbés tels que les récessions du début des années 1980, la crise financière de 2008 ou la période post-pandémique.

Les courbes CUSUMSQ montrent une sortie marquée de l'intervalle de confiance à 5%, particulièrement pour les agrégats larges. Ceci suggère que la variance des erreurs a sensiblement changé au cours du temps, en conformité avec les résultats obtenus par les tests d'hétéroscédasticité.

Dans l'ensemble, les résultats des deux tests appuient l'hypothèse de stabilité des modèles ARDL estimés. La constance des coefficients mise en évidence par le CUSUM indique que la relation structurelle entre la monnaie, le revenu, les taux d'intérêt et le taux de change reste cohérente sur l'horizon 1967–2024. Cette stabilité des paramètres est observée même si la variance du terme d'erreur n'est pas constante. En conséquence, cela constitue une motivation supplémentaire pour recourir à un estimateur robuste des écarts-types des coefficients. Il convient enfin de noter que l'instabilité de la variance peut également être liée à la présence de valeurs extrêmes, souvent associées à des périodes de crise particulièrement marquées.

## 4.1.2 Test de bornes pour la cointégration

TABLEAU 4.2 – Test de bornes (ARDL) : restricted constant

Agrégat	Période		
	1967Q1–2008Q4	1967Q1–2019Q4	1967Q1–2024Q4
M1	3.50***	3.22*	7.34*
M3	3.38***	4.56**	4.20**
M4	2.57***	5.67***	6.04*
DivM1	5.69*	7.76***	5.02*
DivM3	2.02	2.70	3.93*
DivM4	2.07	3.30***	5.24*

*Note* : Les symboles \*, \*\* et \*\*\* correspondent respectivement à des niveaux de significativité de 10%, 5% et 1%.

Le tableau 4.2 présente les statistiques du test de bornes pour les différents agrégats monétaires sur les trois sous-périodes considérées. Les résultats mettent en évidence des comportements contrastés selon l'agrégat et l'horizon d'estimation. Sur la première période de 1967 à 2008, plusieurs agrégats affichent une statistique F supérieure à la borne  $I(1)$ , ce qui confirme l'existence d'une relation de long terme pour M1, M3 et, plus nettement encore, pour Divisia M1. À l'inverse, certains agrégats demeurent dans une zone de non conclusion, notamment Divisia M3 et Divisia M4 dont les valeurs se situent entre les bornes  $I(0)$  et  $I(1)$ , ce qui ne permet ni de rejeter ni d'accepter formellement l'hypothèse de non cointégration. Ce résultat suggère que, sur cette première période, la relation de moyen et long terme entre la monnaie et les variables économiques fondamentales ne s'impose pas encore de manière robuste pour l'ensemble des agrégats.

L'élargissement de l'échantillon à 2019 conduit à des résultats qui deviennent plus clairement établis. Les tests de bornes pour les agrégats plus larges dépassent désormais clairement la borne supérieure, ce qui indique que la cointégration devient plus stable. Divisia M1 et Divisia M4 présentent des statistiques F particulière-

ment élevées, confirmant leur capacité à capturer la relation structurelle de long terme. En revanche, Divisia M3 demeure dans la zone non conclusive pour cette sous-période, reflétant une relation de long terme moins affirmée pour cet agrégat intermédiaire.

Lorsque l'on considère l'échantillon complet jusqu'en 2024, la statistique F dépasse la borne supérieure pour presque tous les agrégats, ce qui suggère que la relation de long terme est nettement plus affirmée dans les données récentes. Les agrégats Divisia en particulier Divisia M1 et Divisia M4 se distinguent par leur stabilité à travers les périodes, ce qui est cohérent avec les arguments théoriques soulignant leur capacité à mieux refléter la véritable liquidité du système monétaire.

Dans l'ensemble, les résultats montrent que la cointégration est plus incertaine dans la première sous période, ou plusieurs agrégats se situent dans la zone de non-conclusion, tandis qu'elle apparaît plus robuste dans les périodes récentes. Cette évolution renforce l'idée que les mesures Divisia constituent des indicateurs plus fiables de la demande de monnaie à long terme, particulièrement dans un contexte où les comportements financiers et les innovations monétaires ont progressivement modifié les déterminants de la liquidité.

Pour illustrer l'écart de long terme associé au modèle, la figure 4.17 présente la série cointégrante estimée pour Divisia M4.

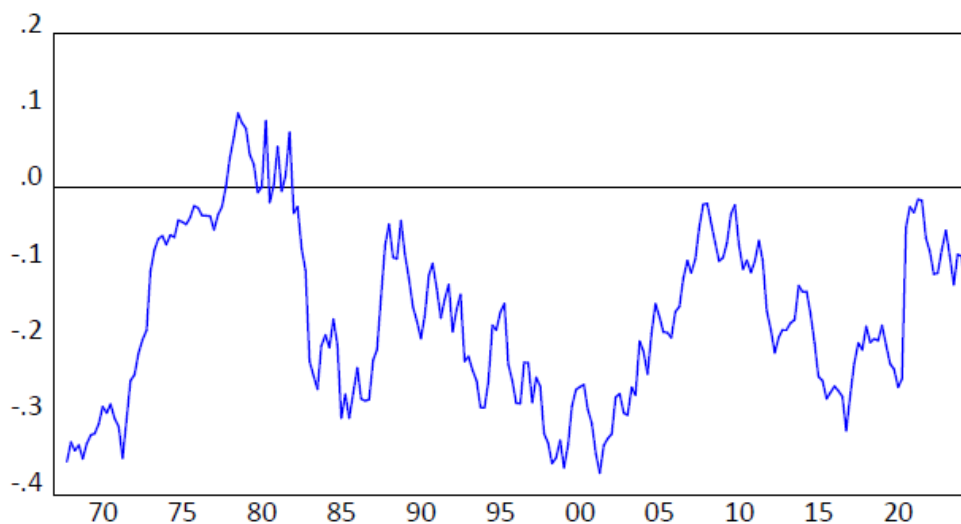


FIGURE 4.17 – Série cointégrante du modèle ARDL estimé pour l’agrégat Divisia M4 (1967–2024)

La figure 4.17 présente la série cointégrante estimée pour l’agrégat Divisia M4. La trajectoire demeure bornée et oscille autour d’un niveau d’équilibre, déterminé par la constante de la relation cointégrante. Ce comportement est cohérent avec l’existence d’une relation de long terme mise en évidence par les tests de cointégration précédents.

#### 4.1.3 Coefficients de long terme

Les tableaux 4.3 à 4.5 présentent les coefficients de long terme associés à chaque agrégat monétaire pour les différentes périodes. Dans ces tableaux,  $\ln Y$  désigne le logarithme du PIB réel,  $R$  représente le taux d’intérêt et  $\ln E$  correspond au logarithme du taux de change effectif réel. Les résultats montrent des contrastes significatifs entre les agrégats traditionnels et les mesures Divisia, de même qu’une modification perceptible des relations de long terme au travers du temps.

TABLEAU 4.3 – Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2008)

ARDL	Variables	Ln Y	R	Ln E	Constante
(3,1,2,1)	M1	0.12	-0.034	-0.21	2.85
	Écart-type	0.08	0.00	0.21	1.18
	Significativité	–	***	–	**
(3,0,2,0)	M3	1.42	0.006	1.42	-9.28
	Écart-type	0.34	0.026	1.06	5.96
	Significativité	***	–	–	–
(4,0,3,0)	M4	1.71	-0.0008	1.88	-12.06
	Écart-type	1.13	0.05	3.25	18.26
	Significativité	–	–	–	–
(2,1,4,0)	Div M1	0.42	-0.06	0.51	-1.49
	Écart-type	0.07	0.009	0.18	1.02
	Significativité	***	***	***	–
(4,0,2,0)	Div M3	0.66	-0.08	1.69	-7.55
	Écart-type	0.43	0.04	1.30	7.24
	Significativité	–	*	–	–
(4,0,2,0)	Div M4	1.35	-0.12	2.94	-15.41
	Écart-type	2.08	0.16	5.45	31.19
	Significativité	–	–	–	–

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%. Les tirets (–) correspondent à des coefficients qui ne sont pas significatifs.

Sur la période 1967–2008, les estimations mettent en évidence une hétérogénéité notable des résultats selon la mesure de la monnaie retenue, suggérant que le choix de l'agrégat monétaire joue un rôle déterminant dans la caractérisation de la relation de long terme entre la monnaie et ses fondamentaux macroéconomiques.

Pour les agrégats simples, les coefficients associés au revenu réel apparaissent globalement peu robustes. Dans le cas de M1, le coefficient du revenu est faible et

statistiquement non significatif, ce qui suggère l'absence d'une relation stable entre la demande de monnaie étroite et l'activité réelle sur cette période. En revanche, pour M3, le coefficient du revenu est positif et fortement significatif, indiquant une élasticité-revenu supérieure à l'unité, tandis que M4 présente un coefficient positif mais non significatif, traduisant une perte de précision lorsque l'agrégat monétaire devient plus large.

Par ailleurs, le taux d'intérêt ne ressort pas comme un déterminant statistiquement significatif de la demande de monnaie pour les agrégats simples. Cette absence de significativité limite l'évidence empirique du canal du coût d'opportunité dans ces spécifications traditionnelles. De même, le taux de change réel n'apparaît pas comme un facteur explicatif systématique de la demande de monnaie simple sur la période considérée.

À l'inverse, les agrégats Divisia produisent des résultats plus cohérents. Dans le cas de Divisia M1, les coefficients associés au revenu, au taux d'intérêt et au taux de change sont statistiquement significatifs, suggérant une meilleure prise en compte des services monétaires effectivement utilisés par les agents économiques. Les résultats obtenus pour Divisia M3 et Divisia M4 vont dans le même sens, avec des élasticités du revenu positives et, dans certains cas, une sensibilité significative au taux d'intérêt.

Dans l'ensemble, ces résultats suggèrent que, sur la période antérieure à la crise financière mondiale, les mesures Divisia offrent une représentation plus stable et plus conforme aux fondements théoriques de la demande de monnaie que les agrégats simples, dont les performances empiriques apparaissent plus contrastées.

TABLEAU 4.4 – Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2019)

ARDL	Modèles	Ln Y	R	Ln E	Constante
(2,1,0,0)	M1	-2.008	-0.87	12.65	-34.68
	Ecart-type	7.30	1.84	23.45	63.18
	Significativité	–	–	–	–
(3,0,3,2)	M3	1.30	0.0006	1.09	-7.31
	Ecart-type	0.17	0.01	0.55	3.03
	Significativité	***	–	**	**
(4,0,1,2)	M4	1.22	0.0052	0.58	-4.69
	Ecart type	0.08	0.01	0.27	1.50
	Significativité	***	–	**	***
(2,0,4,1)	Div M1	0.70	-0.22	0.83	-2.59
	Ecart-type	0.43	0.13	1.10	6.11
	Significativité	***	***	***	–
(4,0,2,3)	Div M3	0.45	-0.069	1.15	-4.50
	Ecart-type	0.17	0.01	0.52	2.90
	Significativité	–	–	*	–
(4,0,2,0)	Div M4	0.48	-0.05	0.87	-3.38
	Ecart-type	0.12	0.01	0.38	2.09
	Significativité	–	–	–	–

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%. Les tirets (–) correspondent à des coefficients qui ne sont pas significatifs.

L'extension de l'échantillon jusqu'en 2019 conduit à une évolution sensible des résultats, mettant en évidence l'impact des changements structurels intervenus à la suite de la crise financière mondiale.

Dans le cas de M1, l'ensemble des coefficients devient statistiquement non significatif et s'accompagne d'écart-types particulièrement élevés, traduisant une forte instabilité de la relation de long terme. Cette instabilité apparaît cohérente avec les transformations profondes du système financier, la persistance de taux d'intérêt historiquement bas et le développement des innovations financières au cours de la période récente.

À l'inverse, les agrégats simples M3 et M4 présentent des coefficients du revenu positifs et fortement significatifs, confirmant le rôle central de l'activité économique dans la détermination de la demande de monnaie large. Les coefficients associés au taux d'intérêt dans ces estimations présentent toutefois un signe positif, contrairement aux prédictions théoriques habituelles de la demande de monnaie, selon lesquelles une hausse du taux d'intérêt devrait réduire la détention d'encas monétaires réelles en raison de l'augmentation du coût d'opportunité de détention de monnaie. Ces coefficients demeurent toutefois statistiquement non significatifs.

Plusieurs facteurs peuvent contribuer à expliquer ce résultat. D'une part, les agrégats monétaires larges tels que M3 et M4 incluent des composantes monétaires portant intérêt dont le rendement peut évoluer conjointement avec les taux d'intérêt, ce qui peut atténuer, voire inverser, la relation négative attendue entre monnaie et coût d'opportunité. D'autre part, la période étudiée couvre d'importantes transformations financières et institutionnelles susceptibles d'avoir modifié le comportement de détention des actifs monétaires au cours du temps. Cette divergence empirique illustre la difficulté des agrégats simples à capter adéquatement le canal du coût d'opportunité en l'absence de pondération par le degré de

liquidité des composantes.

Du côté des agrégats Divisia, les résultats apparaissent nettement plus cohérents avec les prédictions théoriques. Divisia M1 affiche des coefficients du revenu, du taux d'intérêt et du taux de change réel tous statistiquement significatifs et de signes conformes à la théorie, suggérant une fonction de demande de monnaie particulièrement bien identifiée pour cet agrégat. Divisia M3 et Divisia M4 présentent quant à eux des coefficients de signe négatif pour le taux d'intérêt, conformes aux prédictions théoriques, mais dont la précision statistique demeure plus limitée. Cette cohérence en matière de signe, supérieure à celle observée pour les agrégats simples, suggère que les agrégats pondérés par les coûts d'usage permettent de mieux représenter les choix de détention de monnaie des agents économiques.

Dans l'ensemble, ces résultats renforcent l'idée selon laquelle l'instabilité observée dans les fonctions de demande de monnaie fondées sur les agrégats simples peut refléter une mesure imparfaite de la liquidité pertinente, plutôt qu'une remise en cause du lien fondamental entre la monnaie et l'activité économique.

TABLEAU 4.5 – Coefficients de long terme estimés pour les modèles de demande de monnaie (1967–2024)

ARDL	Modèles	Ln Y	R	Ln E	Constante
(2,3,0,0)	M1	-1.98	-0.83	11.03	-29.17
	Ecart-type	6.89	1.67	19.37	52.23
	significativité	–	–	–	–
(3,3,2,0)	M3	1.15	-0.01	0.87	-5.51
	Ecart-type	0.14	0.01	0.46	2.37
	significativité	***	–	*	**
(3,3,1,0)	M4	1.16	-0.006	0.63	-4.49
	Ecart-type	0.08	0.01	0.28	1.47
	significativité	***	–	–	**
(3,3,2,0)	Div M1	0.47	-0.15	1.66	-5.63
	Ecart-type	0.40	0.07	0.97	5.04
	significativité	–	–	**	*
(3,3,2,0)	Div M3	0.36	-0.07	1.01	-3.36
	Ecart-type	0.12	0.01	0.36	1.88
	significativité	***	***	**	–
(3,3,2,0)	Div M4	0.41	-0.05	0.81	-2.68
	Ecart-type	0.09	0.01	0.27	1.43
	significativité	***	***	**	–

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent respectivement les seuils de significativité de 10%, 5% et 1%. Les tirets (–) correspondent à des coefficients qui ne sont pas significatifs.

Sur l'échantillon complet couvrant la période 1967–2024, les différences entre les agrégats simples et les agrégats Divisia apparaissent de manière encore plus marquée.

Les agrégats simples, et plus particulièrement M1, ne mettent pas en évidence de relation de long terme statistiquement significative avec les principaux fondamentaux macroéconomiques. Les coefficients estimés se caractérisent par une forte

instabilité et une faible précision, ce qui suggère que, dans le cadre des estimations réalisées sur l'échantillon considéré, la relation de long terme entre M1 et ses déterminants est difficilement identifiable. Les agrégats M3 et M4 conservent une élasticité-revenu positive et significative, indiquant un lien persistant avec l'activité réelle, mais les autres déterminants de la demande de monnaie restent globalement peu identifiés.

À l'inverse, les agrégats Divisia, en particulier Divisia M3 et Divisia M4, présentent des coefficients statistiquement significatifs et économiquement cohérents pour le revenu, le taux d'intérêt et, dans plusieurs spécifications, le taux de change réel. La robustesse de ces résultats sur l'ensemble de la période étudiée suggère que les agrégats Divisia permettent de mieux capter les services monétaires effectivement utilisés par les agents économiques.

#### 4.1.4 Résultats du modèle ECM

Les ajustements de court terme associés à la relation de long terme sont analysés à partir des modèles ECM estimés pour chacune des périodes. Ces modèles permettent d'examiner la réaction de la demande de monnaie aux variations contemporaines et retardées de ses déterminants, ainsi que la vitesse de retour vers l'équilibre. Les Tableaux 4.6 à 4.8 présentent les résultats correspondants pour l'ensemble des agrégats simples et Divisia.

TABLEAU 4.6 – ECM — États-Unis (1967–2008)

	M1	M3	M4	Div M1	Div M3	Div M4
$\Delta \ln(DV)$						
contemporain	-	-	-	0.33	-	-
p-value	-	-	-	0.00	-	-
significativité	-	-	-	***	-	-
lag -1	0.466	0.41	0.338	-	0.28	0.29
p-value	0.00	0.00	0.00	-	0.00	0.00
significativité	***	***	***	-	***	***
lag -2	0.300	0.19	0.072	-	0.038	-0.006
p-value	0.00	0.007	0.38	-	0.59	0.93
significativité	***	***	-	-	-	-
lag -3	-	-	0.17	-	0.19	0.20
p-value	-	-	0.027	-	0.0029	0.00
significativité	-	-	**	-	***	***
$\Delta \ln Y$						
contemporain	-0.29	-	-	-0.15	-	-
p-value	0.002	-	-	0.037	-	-
significativité	***	-	-	**	-	-
lag -1	-	-	-	-0.15	-	-
p-value	-	-	-	0.03	-	-
significativité	-	-	-	**	-	-
$\Delta R$						
contemporain	-0.002	-0.0035	-0.0035	-0.003	-0.004	-0.0052
p-value	0.008	0.021	0.011	0.05	0.00	0.00
significativité	***	**	**	*	***	***
lag -1	-0.003	-0.0035	-0.0041	-0.0037	-0.008	-0.0071
p-value	0.00	0.02	0.0042	0.00	0.00	0.00
significativité	***	**	***	***	***	***
lag -2	-	0.004	0.0034	0.0013	-	-
p-value	-	0.004	0.017	0.076	-	-
significativité	-	***	**	*	-	-
lag -3	-	-	-	-0.002	-	-
p-value	-	-	-	0.003	-	-
significativité	-	-	-	***	-	-
$\Delta \ln E$						
contemporain	0.063	0.016	-	-	-	-
p-value	0.047	0.56	-	-	-	-
significativité	**	-	-	-	-	-
lag -1	-	-0.07	-	-	-	-
p-value	-	0.006	-	-	-	-
significativité	-	***	-	-	-	-
$ECT_{t-1}$	-0.040	-0.01	-0.006	-0.036	-	-
p-value	0.00	0.0001	0.00	0.00	-	-
significativité	***	***	***	***	-	-
<i>ARDL sélectionné</i>	[3,0,3,2]	[3,0,3,2]	[4,0,3,0]	[2,1,4,0]	[4,0,2,0]	[4,0,2,0]

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent une significativité statistique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

Sur la période 1967-2008, les résultats des modèles ECM mettent en évidence des différences nettes dans les mécanismes d'ajustement selon la mesure de la monnaie utilisée, en particulier lorsqu'on compare les agrégats simples à leurs contreparties Divisia. Pour les agrégats simples, et plus particulièrement M1, la dynamique de court terme est essentiellement portée par les variations passées de la monnaie elle-même. En revanche, les effets du revenu réel et du taux d'intérêt apparaissent faibles, voire irréguliers. Cette configuration suggère que, sur cette période, la demande de monnaie étroite demeure peu réactive aux principaux déterminants macroéconomiques, limitant ainsi la pertinence de M1 pour l'analyse des ajustements de court terme.

À l'inverse, les agrégats monétaires plus larges, et notamment les agrégats Divisia, affichent des dynamiques de court terme plus stables et économiquement cohérentes. Les variations du revenu réel et du taux d'intérêt y interviennent de manière plus fréquente et significative, ce qui indique une meilleure prise en compte des facteurs économiques sous-jacents à la demande de monnaie. Ces résultats indiquent que les agrégats Divisia offrent une meilleure représentation des décisions de détention de monnaie des agents économiques, notamment dans leurs ajustements de court terme.

L'élément le plus déterminant concerne toutefois le terme de correction d'erreur. Sur cette sous-période, le coefficient associé à  $ECT_{t-1}$  est négatif et statistiquement significatif pour M1, M3, M4 et Divisia M1, ce qui confirme l'existence d'un mécanisme de retour vers l'équilibre de long terme pour ces spécifications. À l'inverse, le terme de correction d'erreur n'apparaît pas significatif pour Divisia M3 et Divisia M4, ce qui suggère que la dynamique de retour à l'équilibre demeure plus difficile à identifier pour ces deux agrégats sur la période antérieure à la crise financière de 2008.

TABLEAU 4.7 – ECM — États-Unis (1967–2019)

	M1	M3	M4	Div M1	Div M3	Div M4
$\Delta \ln(DV)$						
contemporain	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -1	0.43	0.37	0.29	0.38	0.307	0.26
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	***	***	***	***	***	***
lag -2	0.12	0.21	0.10	-	0.056	-0.006
p-value	0.063	0.00	0.14	-	0.39	0.926
significativité	*	***	-	-	-	-
lag -3	-	-	0.14	-	0.149	0.184
p-value	-	-	0.02	-	0.014	0.002
significativité	-	-	**	-	**	***
$\Delta \ln Y$						
contemporain	-0.26	-	-	-	-	-
p-value	0.009	-	-	-	-	-
significativité	***	-	-	-	-	-
lag -1	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -2	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$\Delta R$						
contemporain	-0.0009	-0.005	-0.005	-0.001	-0.006	-0.005
p-value	0.29	0.00	0.00	0.008	0.00	0.00
significativité	-	***	***	***	***	***
lag -1	-0.005	-0.0026	-	-0.004	-0.005	-0.0055
p-value	0.00	0.063	-	0.00	0.00	0.00
significativité	***	*	-	***	***	***
lag -2	0.0006	0.0035	-	0.001	-	-
p-value	0.47	0.009	-	0.12	-	-
significativité	-	***	-	-	-	-
lag -3	-0.002	-	-	0.052	-	-
p-value	0.0027	-	-	0.03	-	-
significativité	***	-	-	**	-	-
$\Delta \ln E$						
contemporain	-	0.03	0.03	0.052	0.042	-
p-value	-	0.18	0.21	0.03	0.072	-
significativité	-	-	-	**	*	-
lag -1	-	-0.077	-0.072	-	-0.065	-
p-value	-	0.0019	0.004	-	0.00	-
significativité	-	***	***	-	***	-
lag -2	-	-	-	-	0.045	-
p-value	-	-	-	-	0.057	-
significativité	-	-	-	-	*	-
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$ECT_{t-1}$	-8.65E-05	-0.017	-0.032	-0.005	-0.016	-0.024
p-value	-	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	-	***	***	***	***	***
$ARDL$ sélectionné	[3,1,4,0]	[3,0,3,2]	[4,0,1,2]	[2,0,4,1]	[4,0,2,3]	[4,0,2,0]

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent une significativité statistique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

L'élargissement de l'horizon d'analyse jusqu'en 2019 met en évidence une reconfiguration progressive des mécanismes d'ajustement monétaire, en lien avec l'évolution du cadre de la politique monétaire depuis la crise financière mondiale. Les résultats obtenus pour M1 soulignent une dégradation marquée de la dynamique de court terme, caractérisée par une forte dépendance aux ajustements passés et une faible intégration des autres variables macroéconomiques. Cette évolution suggère que l'agrégat étroit est de moins en moins en mesure de refléter les conditions monétaires dans un environnement dominé par des taux d'intérêt durablement faibles et par une modification des canaux de transmission de la politique monétaire.

Pour les agrégats simples plus larges, M3 et M4, la demande de monnaie demeure partiellement liée à l'évolution de l'activité réelle, ce qui se traduit par des effets significatifs du revenu. Néanmoins, l'instabilité relative des coefficients et leur sensibilité aux choix de spécification indiquent que ces agrégats peinent à fournir une représentation pleinement stable du processus d'ajustement de long terme sur cette période.

En revanche, les estimations associées aux agrégats Divisia font apparaître un schéma d'ajustement sensiblement différent. La dynamique de court terme y est plus régulière et économiquement interprétable, tandis que le terme de correction d'erreur conserve un signe négatif et une significativité élevée. Ces résultats suggèrent que, même dans un contexte marqué par des transformations profondes de la politique monétaire depuis 2008, les agrégats Divisia permettent de préserver une relation de long terme robuste entre la monnaie et ses déterminants fondamentaux.

TABLEAU 4.8 – ECM — États-Unis (1967–2024)

	M1	M3	M4	Div M1	Div M3	Div M4
$\Delta \ln(DV)$						
contemporain	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -1	0.57	0.42	0.436	0.51	0.383	0.406
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	***	***	***	***	***	***
lag -2	-	0.21	0.167	0.16	0.19	0.151
p-value	-	0.001	0.012	0.01	0.00	0.018
significativité	-	***	**	***	***	**
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln Y$						
contemporain	-4.97	-0.49	0.71	-1.075	-0.49	-0.76
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	***	***	***	***	***	***
lag -1	-0.10	0.001	-0.06	0.05	-0.039	-0.073
p-value	0.79	0.98	0.53	0.66	0.581	0.45
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -2	1.04	0.24	0.29	0.31	0.236	0.29
p-value	0.006	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	***	***	***	***	***	***
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$\Delta R$						
contemporain	-	-0.004	-0.004	-0.0009	-0.005	-0.004
p-value	-	0.001	0.016	0.373	0.00	0.011
significativité	-	***	**	-	***	**
lag -1	-	-0.002	-	-0.004	-0.005	-0.004
p-value	-	0.063	-	0.00	0.00	0.017
significativité	-	*	-	***	***	**
lag -2	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$\Delta \ln E$						
contemporain	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -1	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -2	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
lag -3	-	-	-	-	-	-
p-value	-	-	-	-	-	-
significativité	-	-	-	-	-	-
$ECT_{t-1}$	-0.004	-0.017	-0.033	-0.008	-0.019	-0.031
p-value	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
significativité	***	***	***	***	***	***
<i>ARDL sélectionné</i>	[2,3,0,0]	[3,3,2,0]	[3,3,1,0]	[3,3,2,0]	[3,3,2,0]	[3,3,2,0]

Note : \*, \*\* et \*\*\* indiquent une significativité statistique aux seuils de 10%, 5% et 1%.

L'analyse menée sur l'ensemble de la période 1967–2024 met clairement en évidence une divergence croissante entre les performances des agrégats simples et celles des agrégats Divisia. Les résultats associés à M1 confirment que cet agrégat a progressivement perdu sa capacité à rendre compte de manière satisfaisante des conditions monétaires sur longue période. Les coefficients de court terme se révèlent instables et peu informatifs, et, même si le terme de correction d'erreur est statistiquement significatif, l'ensemble de la dynamique demeure difficile à interpréter d'un point de vue économique. Cette évolution suggère que M1 ne constitue plus un indicateur fiable de la liquidité dans un contexte marqué par des transformations profondes du système financier.

Les agrégats simples plus larges, M3 et M4, offrent une image légèrement plus favorable. Ils continuent de refléter, dans une certaine mesure, l'influence de l'activité réelle sur la demande de monnaie. Toutefois, la dynamique qui en ressort reste irrégulière et moins systématique que celle observée pour les agrégats Divisia. Cette hétérogénéité traduit les limites des agrégats simples lorsqu'ils sont utilisés sur une période longue, caractérisée par des changements structurels importants, tant dans les instruments financiers que dans les comportements de détention de monnaie.

En contraste, les résultats obtenus pour les agrégats Divisia, et en particulier Divisia M3 et Divisia M4, se distinguent par leur stabilité sur l'ensemble de l'échantillon. Les coefficients de court terme sont globalement cohérents avec l'analyse économique, tandis que le terme de correction d'erreur est négatif, fortement significatif et d'une ampleur non négligeable, indiquant un ajustement rapide vers l'équilibre de long terme après un choc. Ces éléments montrent que, même sur une période longue marquée par des évolutions majeures du cadre monétaire et financier, les agrégats Divisia permettent de préserver une relation de long terme robuste entre la monnaie et ses déterminants fondamentaux, en offrant une mesure

plus représentative des services de liquidité effectivement détenus par les agents économiques.

## 4.2 Résultats empiriques de la relation de long terme

Cette section présente les résultats empiriques relatifs à l'estimation de la relation de long terme entre la monnaie, les prix et la production. L'analyse repose sur une combinaison de l'approche ARDL et de méthodes alternatives de régression cointégrante à équation unique (SOLS, FMOLS, CCR et DOLS), complétée par une approche multivariée fondée sur le modèle à correction d'erreur vectoriel (VECM).

### 4.2.1 Agrégats monétaires étroits : comparaison entre M1 réel et DM1

Cette sous-section compare les résultats de long terme obtenus pour l'agrégat monétaire étroit simple M1 réel et son équivalent Divisia DM1, sur l'échantillon 1967–2024. L'objectif est d'évaluer empiriquement dans quelle mesure la méthode de pondération des actifs monétaires influe sur l'ampleur des coefficients estimés, la significativité des déterminants fondamentaux et la stabilité de la relation de demande de monnaie à long terme.

TABLEAU 4.9 – Résultats pour  $\log(\text{M1 réel})$  comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(2,3,0,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1968Q1–2024Q4	1968Q1–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	231	231	228	221
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	1.2614	1.2136	1.2777	1.2633	0.9415	-1.9812
Écart-type	0.0898	0.4665	0.1902	0.8760	1.0932	6.8962
Signif.	***	***	***	***	***	
<b>Variable : IR3</b>						
Coefficient	-0.0066	0.0008	-0.0086	-0.0086	0.0081	-0.8360
Écart-type	0.0105	0.0543	0.0217	0.1020	0.1295	1.6734
Signif.						
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	2.0261	3.7333	2.2608	2.0760	6.5862	11.0334
Écart-type	0.2596	1.3441	0.5460	2.4712	2.9194	19.3731
Signif.	***	***	***	**		
<b>Constante</b>						
Coefficient	-11.9931	-19.4796	-13.1208	-12.2184	28.8110	-29.1736
Écart-type	1.3829	7.1404	2.9318	13.2022	15.5882	52.2346
Signif.	***	***	***	*		
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	-0.0027	-0.0047
Écart-type	–	–	–	–	0.0030	0.0008
Signif.	–	–	–	–	***	***
<b>R<sup>2</sup> ajusté</b>	0.5939	0.3859	0.5915	0.5961	–	–
<b>Écart-type de la régression</b>	0.4335	0.5337	0.4353	0.4328	–	–
<b>Variance de long terme</b>	–	5.0049	0.8167	16.3936	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
<b>Test tau d'Engle-Granger :</b>	0.9126	–	–	–	–	–
<b>H<sub>0</sub> : non cointégration</b>	Non rejet à 10% : Défavorable					
<b>Test tau de Phillips-Ouliaris :</b>	0.8841	–	–	–	–	–
<b>H<sub>0</sub> : non cointégration</b>	Non rejet à 10% : Défavorable					
<b>Test de cointégration de Park :</b>	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	–	–
<b>H<sub>0</sub> : cointégration</b>	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	–	–
	Défavorable	Défavorable	Défavorable	Défavorable	–	–
<b>Test de cointégration de Hansen :</b>	< 0.01	< 0.01	< 0.01	> 0.2	–	–
<b>H<sub>0</sub> : cointégration</b>	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Non rejet à 10%		–	–
	Défavorable	Défavorable	Favorable à 10%		–	–
			<b>Test de trace (H<sub>0</sub> : aucun vecteur)</b>		0.0021	–
			<b>Test de trace (H<sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)</b>		0.0461	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 1%	–
					(2 vecteurs à 5%)	–
			<b>Test de valeur propre maximale (H<sub>0</sub> : aucun vecteur)</b>		0.0185	–
			<b>Test de valeur propre maximale (H<sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)</b>		0.1459	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 1%	–
					<b>Test de borne (H<sub>0</sub> : non cointégration)</b>	Favorable à 1%

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 0 avance et 0 retard. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$ (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 1 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 1 retard et le paramètre de bande automatique est 5.6325. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à l'ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p_2 = 0$ .

TABLEAU 4.10 – Résultats pour log(Divisia M1 réel) comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(3,3,2,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q1–2024Q4	1968Q2–2022Q3	1968Q1–2024Q4	1967Q4–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	232	218	228	229
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	0.9212	0.8684	0.8890	0.7129	0.6990	0.4709
Écart-type	0.0442	0.1938	0.0895	0.3724	0.2356	0.4014
Signif.	***	***	***	*	***	
<b>Variable : IR3</b>						
Coefficient	-0.0312	-0.0384	-0.0385	-0.0543	-0.0369	-0.1579
Écart-type	0.0051	0.0226	0.0101	0.0438	0.0309	0.0763
Signif.	***	*	***	**		
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	1.2056	1.9938	1.3412	1.7456	2.6856	1.6637
Écart-type	0.1277	0.5584	0.2581	0.9338	0.6210	0.9732
Signif.	***	***	***	*	***	*
<b>Constante</b>						
Coefficient	-6.7913	-10.1211	-7.2253	-8.1390	-11.9968	-5.6329
Écart-type	0.6804	2.9664	1.3854	4.9860	3.3458	5.0436
Signif.	***	***	***	***		
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	0.0008	-0.0085
Écart-type	–	–	–	–	0.0028	0.0016
Signif.	–	–	–	–	***	***
R <sup>2</sup> ajusté	0.8216	0.7719	0.8167	0.8961	–	–
Écart-type de la régression	0.2133	0.2414	0.2164	0.1514	–	–
Variance de long terme	–	0.8638	0.1824	1.2438	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
Test tau d'Engle-Granger :	0.9269	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : non cointégration	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test tau de Phillips-Ouliaris :	0.8693	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : non cointégration	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test de cointégration de Park :	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	–	–
H <sub>0</sub> : cointégration	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	–	–
	Défavorable	Défavorable	Défavorable	Défavorable	–	–
Test de cointégration de Hansen :	0.0207	< 0.01	> 0.2	–	–	–
H <sub>0</sub> : cointégration	Rejet à 5%	Rejet à 1%	Non rejet à 10%	–	–	–
	Favorable à 1%	Défavorable	Favorable	–	–	–
	Défavorable à 5%	–	–	–	–	–
		Test de trace (H <sub>0</sub> : aucun vecteur)		0.0000	–	–
		Test de trace (H <sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)		0.0137	–	–
				Favorable à	–	–
				1 vecteur à 1%	–	–
				(2 vecteurs à 5%)	–	–
		Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : aucun vecteur)		0.0007	–	–
		Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)		0.0626	–	–
				Favorable à	–	–
				1 vecteur à 1%	–	–
				(2 vecteurs à 10%)	–	–
				Test de borne (H <sub>0</sub> : non cointégration)	Favorable à 1%	–

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 9 avances et 4 retards. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$ (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 1 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 1 retard et le paramètre de bande automatique est 8.6002. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p_2 = 0$ .

Avant de discuter en détail des valeurs estimées obtenues à partir des différents estimateurs, il est nécessaire d'examiner les résultats des tests visant à déterminer si l'évidence empirique soutient l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Cette étape est essentielle, dans la mesure où, en l'absence de cointégration, les estimateurs des coefficients de long terme ne convergent pas vers des paramètres stables, mais vers des valeurs aléatoires conditionnelles aux données, ce qui prive l'analyse économique de toute interprétation fiable.

L'évidence de cointégration dépend fortement du test retenu, en raison d'hypothèses nulles différentes. Les tests résiduels traditionnels d'Engle–Granger et de Phillips–Ouliaris ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration, tant pour M1 que pour DM1, avec des valeurs  $p$  élevées supérieures à 0,88 dans les deux cas. Ces résultats sont donc défavorables à la cointégration au sens de ces tests.

Le test de Park par variables ajoutées, dont l'hypothèse nulle est au contraire la cointégration, est rejeté au seuil de 1% pour les estimateurs FMOLS, CCR et DOLS, aussi bien pour M1 que pour DM1. Ce résultat constitue également une évidence défavorable à la cointégration selon ce critère. En revanche, le test d'instabilité des paramètres de Hansen apporte une lecture plus nuancée. Pour M1, l'hypothèse nulle de cointégration stable est rejetée pour FMOLS et CCR, mais non rejetée pour DOLS, suggérant une stabilité conditionnelle de la relation. Dans le cas de DM1, la relation de long terme apparaît plus fragile, dans la mesure où l'hypothèse nulle de stabilité est rejetée plus fréquemment selon les méthodes d'estimation, ce qui suggère une sensibilité plus marquée aux évolutions structurelles observées sur la période étudiée.

Les approches multivariées conduisent toutefois à des conclusions plus favorables. Les tests de rang de Johansen indiquent l'existence d'un unique vecteur de cointé-

gration reliant la monnaie réelle, le revenu, le taux d'intérêt et le taux de change, tant pour M1 que pour DM1, avec des statistiques de trace et de valeur propre maximale significatives au seuil de 1%. De plus, l'approche ARDL confirme ces résultats. Le test de borne conduit en effet au rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration au seuil de 1% pour les deux agrégats, ce qui atteste de l'existence d'une relation de long terme lorsque la dynamique est explicitement prise en compte. L'analyse des coefficients estimés est ainsi conduite de manière conditionnelle aux résultats des tests de cointégration.

Pour chaque agrégat, respectivement, les estimations de long terme issues des méthodes à équation unique donnent des valeurs de coefficients qui sont plutôt similaires au regard de la stabilité de leur signe et de leur valeur. Dans la mesure, où il existe une véritable relation économique de long terme entre les variables, les valeurs estimées obtenues sont conformes à l'intuition de la théorie économique entre la quantité réelle de monnaie et ses déterminants fondamentaux. Le PIB semble être un des déterminants les plus robustes de la demande de monnaie en étant positif et statistiquement significatif dans la majorité des estimations.

Pour M1, l'élasticité-revenu estimée est proche, voire légèrement supérieure à l'unité. Les estimations obtenues par les méthodes FMOLS, CCR et DOLS conduisent à des valeurs respectives de 1,1, 1,27 et 1,26 au seuil de 1%. Ces résultats indiquent l'existence d'une relation de long terme étroite et quasi proportionnelle entre la demande de monnaie étroite et le niveau d'activité économique.

Pour DM1, l'élasticité-revenu demeure positive et significative, mais elle est plus modérée. Les estimations FMOLS et CCR conduisent à des coefficients compris entre 0,87 et 0,89, tandis que l'estimateur DOLS fournit une élasticité de 0,71, possiblement significative au seuil de 10%. Cette différence de magnitude indique que l'agrégat Divisia étroit réagit moins fortement aux variations du revenu réel

que l'agrégat simple, ce qui reflète une pondération plus fine des actifs monétaires en fonction de leur degré de liquidité. Autrement dit, DM1 semblerait capter une demande de monnaie plus directement liée aux services monétaires effectifs qu'au simple volume d'actifs détenus.

Le taux d'intérêt à court terme (IR3), interprété comme le coût d'opportunité de la détention de monnaie, présente des résultats contrastés selon l'agrégat. Pour M1, le coefficient associé au taux d'intérêt est de faible amplitude, instable en signe et non significatif quelle que soit la méthode d'estimation, ce qui rend difficile l'identification d'un effet robuste du coût d'opportunité.

À l'inverse, pour DM1, l'effet du taux d'intérêt est plus robuste. Les estimations FMOLS et CCR conduisent à des coefficients négatifs compris entre  $-0,038$  et  $-0,039$ , significatifs respectivement aux seuils de 10% et de 1%. L'estimateur DOLS fournit également un coefficient négatif plus élevé de  $-0,054$ , significatif au seuil de 10%. Ces résultats suggèrent que Divisia améliore l'identification du rôle du coût d'opportunité dans la demande de monnaie étroite, en cohérence avec les prédictions théoriques.

Dans les deux cas, le coefficient associé au taux de change effectif réel est positif, indiquant qu'une appréciation du taux de change est associée à une augmentation de la demande de monnaie. Pour M1, les coefficients estimés par FMOLS et CCR sont compris entre 2,26 et 3,73 et sont statistiquement significatifs au seuil de 1%. Pour DM1, l'effet demeure positif mais l'ampleur est plus modérée. Les coefficients varient entre 1,20 et 1,99 selon les méthodes corrigées, tout en restant significatifs. Cette différence indique que l'effet du taux de change est estimé avec une amplitude plus élevée dans le cas de M1, tandis que pour DM1, la relation apparaît de magnitude plus modérée et relativement plus homogène selon les méthodes d'estimation.

Dans l'ensemble, la comparaison entre M1 et DM1 met en évidence des différences importantes dans l'interprétation économique des résultats. Si M1 présente une élasticité-revenu plus élevée, DM1 permet une meilleure identification du rôle du taux d'intérêt et fournit des coefficients de long terme plus cohérents avec la théorie monétaire. Toutefois, la relation associée à DM1 demeure plus sensible aux instabilités structurelles, ce qui suggère que l'élargissement de l'agrégat pourrait renforcer la robustesse globale des relations de long terme.

#### 4.2.2 Agrégats intermédiaires : comparaison entre M3 réel et DM3

Cette sous-section étend l'analyse aux agrégats intermédiaires M3 réel et DM3, afin d'évaluer la robustesse des relations de long terme lorsque la mesure de la monnaie est élargie.

L'évidence de cointégration varie selon les tests statistiques, comme pour les agrégats étroits. Les tests résiduels traditionnels d'Engle–Granger et de Phillips–Ouliaris ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de non-cointégration, tant pour M3 que pour DM3. En revanche, les tests fondés sur des corrections explicites de l'endogénéité et de la dépendance sérielle, ainsi que les approches multivariées, fournissent des résultats plus favorables. Les tests de rang de Johansen indiquent l'existence d'un unique vecteur de cointégration pour les deux agrégats, avec une évidence statistique plus marquée pour DM3.

TABLEAU 4.11 – Résultats pour log(M3 réel) comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(3,3,2,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q3–2024Q4	1968Q1–2024Q4	1967Q4–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	231	230	221	229
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	1.1256	1.3679	1.1551	1.1394	1.2198	1.1514
Écart-type	0.0220	0.1493	0.0475	0.1630	0.1739	0.1420
Signif.	***	***	***	***	***	***
<b>Variable : LTIR</b>						
Coefficient	-0.0113	0.0159	-0.0085	-0.0102	0.0064	-0.0118
Écart-type	0.0031	0.0207	0.0065	0.0222	0.0233	0.0199
Signif.	***					
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	0.2397	0.6271	0.2994	0.2999	1.0307	0.8774
Écart-type	0.0596	0.3992	0.1278	0.4256	0.4668	0.0621
Signif.	***	**	**	***	***	***
<b>Constante</b>						
Coefficient	-2.7495	-5.6062	-3.1491	-3.0673	-6.4368	-5.5156
Écart-type	0.3276	2.1909	0.7073	2.3590	2.5640	2.3796
Signif.	***	**	***	**	**	**
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	-0.0084	-0.0174
Écart-type	–	–	–	–	0.0033	0.0037
Signif.	–	–	–	–	**	***
R <sup>2</sup> ajusté	0.9669	0.9351	0.9659	0.9679	–	–
Écart-type de la régression	0.0989	0.1378	0.1000	0.0966	–	–
Variance de long terme	–	0.4373	0.0444	0.4633	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
Test tau d'Engle-Granger :	0.9475	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test tau de Phillips-Ouliaris :	0.8705	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test de cointégration de Park :	0.0001	0.0000	0.0001	0.0001	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Rejet à 1% Défavorable	Rejet à 1% Défavorable	Rejet à 1% Défavorable	Rejet à 1% Défavorable	–	–
Test de cointégration de Hansen :	< 0.01	< 0.01	> 0.2	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Rejet à 1% Défavorable	Rejet à 1% Défavorable	Non rejet à 10% <b>Favorable</b>	–	–	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0486	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.4422	–
					<b>Favorable à</b>	–
					<b>1 vecteur à 5%</b>	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0339	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.5719	–
					<b>Favorable à</b>	–
					<b>1 vecteur à 5%</b>	–
				Test de borne (H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i> )		<b>Favorable à 1%</b>

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 0 avance et 1 retard. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$ (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 1 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 0 retard et le paramètre de bande automatique est 8.3667. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p_2 = 0$ .

TABLEAU 4.12 – Résultats pour  $\log(\text{Divisia M3 réel})$  comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(3,3,2,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q1–2024Q4	1970Q3–2021Q4	1968Q1–2024Q4	1967Q4–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	231	206	221	229
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	0.3595	0.4234	0.3751	0.4422	0.4364	0.3609
Écart-type	0.0252	0.1140	0.0501	0.1365	0.2398	0.1210
Signif.	***	***	***	***	*	***
<b>Variable : LTIR</b>						
Coefficient	-0.0480	-0.0583	-0.0486	-0.0354	-0.0015	-0.0721
Écart-type	0.0035	0.0158	0.0068	0.0142	0.0342	0.0189
Signif.	***	***	***	**	***	***
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	0.4482	0.7344	0.5217	0.8624	1.2744	1.0142
Écart-type	0.0681	0.3049	0.1350	0.3893	0.6279	0.3639
Signif.	***	**	***	**	**	***
<b>Constante</b>						
Coefficient	-1.0820	-2.5915	-1.4674	-3.1698	-4.8578	-3.3699
Écart-type	0.3744	1.6732	0.7474	1.9530	3.4695	1.8846
Signif.	***	**	*			
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	-0.0014	-0.0196
Écart-type	–	–	–	–	0.0022	0.0044
Signif.	–	–	–	–	***	***
R <sup>2</sup> ajusté	0.8509	0.8182	0.8487	0.9490	–	–
Écart-type de la régression	0.1130	0.1249	0.1139	0.0617	–	–
Variance de long terme	–	0.2551	0.0493	0.0669	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
Test tau d'Engle-Granger :	0.8894	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test tau de Phillips-Ouliaris :	0.8597	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test de cointégration de Park :	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	–	–
	Défavorable	Défavorable	Défavorable	Défavorable	–	–
Test de cointégration de Hansen :	> 0.2	< 0.01	> 0.2	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Non rejet à 10%	Rejet à 1%	Non rejet à 10%	–	–	–
	Favorable	Défavorable	Favorable	–	–	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0019	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.1196	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 1%	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0044	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.3730	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 1%	–
				Test de borne (H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i> )	Favorable à 1%	–

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 12 avances et 13 retards. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$  (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 1 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 1 retard et le paramètre de bande automatique est 5.2572. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p2 = 0$ .

Les tests de stabilité des paramètres apportent un éclairage supplémentaire. Pour M3, le test de Hansen conduit fréquemment au rejet de l'hypothèse nulle de cointégration, suggérant une sensibilité accrue aux changements structurels sur la période étudiée. À l'inverse, pour DM3, l'hypothèse de stabilité est plus souvent non rejetée selon les estimateurs, ce qui indique une relation de long terme relativement plus robuste lorsque la monnaie intermédiaire est mesurée à l'aide de pondérations Divisia.

Enfin, l'approche ARDL confirme ces résultats. Le test de borne conduit au rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration au seuil de 1% pour M3 comme pour DM3. Toutefois, les coefficients de long terme issus de l'ARDL apparaissent plus stables et plus cohérents avec les prédictions théoriques dans le cas de DM3, en particulier pour le taux d'intérêt et le taux de change effectif réel.

Ces résultats soulignent que l'évidence de cointégration dépend du cadre statistique retenu. Dans ce contexte, l'analyse des estimations de long terme permet d'évaluer si, au-delà des différences entre tests, les relations estimées présentent une cohérence économique et une stabilité suffisante pour être interprétées.

Les estimations de long terme mettent en évidence, pour M3 comme pour DM3, une relation économiquement cohérente entre la monnaie réelle et ses déterminants fondamentaux. Le revenu réel conserve un rôle central dans les deux cas, avec des coefficients positifs et statistiquement significatifs dans la majorité des estimations corrigées. Pour M3, l'élasticité-revenu est estimée à des valeurs proches ou légèrement supérieures à l'unité. Elle s'établit notamment à 1,36 avec l'estimateur FMOLS et à 1,15 avec CCR, suggérant une sensibilité relativement élevée de la demande de monnaie intermédiaire à l'activité économique.

Pour DM3, l'élasticité-revenu demeure positive et significative, mais elle est sensiblement plus modérée. Les estimations FMOLS et CCR conduisent à des valeurs

comprises entre 0,37 et 0,42, tandis que l'estimateur DOLS fournit une élasticité d'environ 0,44. Ces ordres de grandeur indiquent que, lorsque l'on tient compte de la pondération des actifs monétaires, la demande de monnaie intermédiaire réagit moins fortement aux variations du revenu réel. Ce résultat est cohérent avec l'idée que Divisia M3 intègre des actifs moins liquides, dont les services monétaires évoluent plus progressivement avec l'activité économique.

Le rôle du taux d'intérêt à long terme (LTIR), interprété comme coût d'opportunité de la détention de monnaie, apparaît nettement plus différencié entre les deux agrégats. Pour M3, le coefficient associé au taux d'intérêt est généralement de faible amplitude et rarement significatif, les estimations variant en signe selon la méthode retenue. Cette instabilité rend difficile l'identification d'un effet robuste du coût d'opportunité dans le cas de l'agrégat simple intermédiaire.

À l'inverse, pour DM3, l'effet du taux d'intérêt est plus clairement identifié. Les estimations corrigées FMOLS et CCR conduisent à des coefficients négatifs compris entre  $-0,05$  et  $-0,06$ , statistiquement significatifs au seuil de 1%, tandis que l'estimateur DOLS confirme cette relation avec un coefficient négatif significatif au seuil de 5%. Ces résultats suggèrent que l'agrégat Divisia intermédiaire permet de mieux capter le rôle du coût d'opportunité dans la demande de monnaie, en accord avec les prédictions théoriques.

Le taux de change effectif réel exerce un effet positif sur la demande de monnaie dans les deux cas, mais avec des différences notables de magnitude et de robustesse. Pour M3, l'effet estimé est positif mais relativement modéré et rarement significatif dans les estimations corrigées. En revanche, pour DM3, les coefficients associés au taux de change sont plus élevés et statistiquement significatifs dans plusieurs spécifications, avec des valeurs comprises entre 0,52 et 0,86 selon la méthode. Cette différence suggère que la mesure Divisia intermédiaire établit une relation

plus régulière entre la demande de monnaie et les conditions externes, telles que capturées par le taux de change effectif réel.

Dans l'ensemble, les résultats obtenus pour M3 et DM3 font apparaître des différences dans la caractérisation de la demande de monnaie à long terme. Alors que M3 conserve une forte sensibilité au revenu réel, l'agrégat Divisia DM3 se distingue par une identification plus claire du rôle du coût d'opportunité, une relation plus régulière avec les conditions externes capturées par le taux de change effectif réel, ainsi qu'une stabilité accrue de la relation de long terme. Ces constats suggèrent que l'élargissement de l'agrégat, lorsqu'il est associé à une pondération économiquement fondée des actifs monétaires, conduit à une lecture empirique plus cohérente de la demande de monnaie à long terme.

#### 4.2.3 Agrégat monétaire large : résultats pour M4 et DM4

Les tableaux relatifs à l'agrégat monétaire large M4 et à son équivalent Divisia DM4 présentent les résultats de l'estimation de la relation de long terme entre la monnaie réelle, l'activité économique, le coût d'opportunité et les conditions externes sur la période 1967–2024.

L'évidence de cointégration pour M4 réel varie selon le test considéré. Les tests résiduels traditionnels d'Engle–Granger et de Phillips–Ouliaris ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de non cointégration, fournissant une évidence défavorable sur cette base. En revanche, l'approche multivariée de Johansen conduit à des conclusions plus favorables. Les statistiques de trace et de valeur propre maximale indiquent l'existence d'un unique vecteur de cointégration au seuil de 5%, reliant M4 réel, le revenu réel, le taux d'intérêt et le taux de change effectif réel. Cette conclusion est renforcée par les résultats issus de l'approche ARDL, le test de borne conduisant au rejet de l'hypothèse nulle de non cointégration au

seuil de 1%, ce qui confirme l'existence d'un équilibre de long terme robuste pour l'agrégat M4.

TABLEAU 4.13 – Résultats pour  $\log(\text{M4 réel})$  comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(3,3,1,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1968Q2–2024Q4	1968Q1–2024Q4	1967Q4–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	231	227	221	229
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	1.1520	1.2984	1.1813	1.1918	1.2786	1.1666
Écart-type	0.0171	0.0853	0.0357	0.1033	0.0921	0.0896
Signif.	***	***	***	***	***	***
<b>Variable : LTIR</b>						
Coefficient	-0.0070	0.0102	-0.0040	-0.0029	0.0114	-0.0065
Écart-type	0.0024	0.0119	0.0049	0.0139	0.0122	0.0124
Signif.	***					
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	0.2104	0.4243	0.2620	0.3513	0.7335	0.6316
Écart-type	0.0463	0.2282	0.0961	0.2630	0.2487	0.2876
Signif.	***	*	***	***	**	
<b>Constante</b>						
Coefficient	-2.6979	-4.3368	-3.0634	-3.4906	-5.4974	-4.4949
Écart-type	0.2547	1.2524	0.5312	1.4648	1.3696	1.4743
Signif.	***	***	***	**	***	***
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	-0.0454	-0.0332
Écart-type	–	–	–	–	0.0116	0.0060
Signif.	–	–	–	–	***	***
R <sup>2</sup> ajusté	0.9800	0.9686	0.9793	0.9824	–	–
Écart-type de la régression	0.0769	0.0960	0.0779	0.0707	–	–
Variance de long terme	–	0.1429	0.0252	0.1559	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
Test tau d'Engle-Granger :	0.7604	–	–	–	–	–
<b>H<sub>0</sub> : non cointégration</b>	Non rejet à 10% ; Défavorable					
Test tau de Phillips-Ouliaris :	0.6205	–	–	–	–	–
<b>H<sub>0</sub> : non cointégration</b>	Non rejet à 10% ; Défavorable					
Test de cointégration de Park :	0.0667	0.0000	0.0000	0.0000	–	–
<b>H<sub>0</sub> : cointégration</b>	Non rejet à 5%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	–	–
	<b>Favorable</b>	Défavorable	Défavorable	Défavorable	–	–
Test de cointégration de Hansen :	> 0.2	< 0.01	> 0.2	–	–	–
<b>H<sub>0</sub> : cointégration</b>	Non rejet à 10%	Rejet à 1%	Non rejet à 10%	–	–	–
	<b>Favorable</b>	Défavorable	<b>Favorable</b>	–	–	–
		<b>Test de trace (H<sub>0</sub> : aucun vecteur)</b>	0.0213	–	–	–
		<b>Test de trace (H<sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)</b>	0.2645	–	–	–
			<b>Favorable à</b>	–	–	–
			<b>1 vecteur à 5%</b>	–	–	–
		<b>Test de valeur propre maximale (H<sub>0</sub> : aucun vecteur)</b>	0.0279	–	–	–
		<b>Test de valeur propre maximale (H<sub>0</sub> : au plus 1 vecteur)</b>	0.4044	–	–	–
			<b>Favorable à</b>	–	–	–
			<b>1 vecteur à 5%</b>	–	–	–
		<b>Test de borne (H<sub>0</sub> : non cointégration)</b>	<b>Favorable à 1%</b>	–	–	–

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 0 avance et 4 retards. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$  (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 0 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 0 retard et le paramètre de bande automatique est 6.56484. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p_2 = 0$ .

TABLEAU 4.14 – Résultats pour  $\log(\text{Divisia M4 réel})$  comme variable dépendante ou variable de normalisation pour différentes méthodes d'estimation et d'inférence – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Méthode d'estimation	SOLS	FMOLS	CCR	DOLS	VECM	ARDL(3,3,2,0)
Échantillon effectif	1967Q1–2024Q4	1967Q2–2024Q4	1967Q1–2024Q4	1970Q4–2021Q4	1968Q1–2024Q4	1967Q4–2024Q4
Nombre effectif d'observations	232	231	231	205	221	229
<b>Variable : LGDP</b>						
Coefficient	0.4288	0.5061	0.4454	0.5129	0.5110	0.4178
Écart-type	0.0216	0.0971	0.0430	0.1046	0.1551	0.0941
Signif.	***	***	***	***	***	***
<b>Variable : LTIR</b>						
Coefficient	-0.0427	-0.0452	-0.0428	-0.0303	-0.0210	-0.0570
Écart-type	0.0030	0.0135	0.0058	0.0139	0.0214	0.0140
Signif.	***	***	***	**	***	***
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>						
Coefficient	0.3868	0.6615	0.4522	0.8193	1.0711	0.8115
Écart-type	0.0584	0.2597	0.1159	0.3029	0.4066	0.2764
Signif.	***	**	***	***	***	***
<b>Constante</b>						
Coefficient	-1.0392	-2.5831	-1.3959	-3.2415	-4.2592	-2.6874
Écart-type	0.3211	1.4255	0.6419	1.5164	2.2470	1.4369
Signif.	***	*	**	**	*	*
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>						
Coefficient	–	–	–	–	-0.0060	-0.0312
Écart-type	–	–	–	–	0.0116	0.0060
Signif.	–	–	–	–	***	***
R <sup>2</sup> ajusté	0.8979	0.8790	0.8962	0.9637	–	–
Écart-type de la régression	0.0969	0.1055	0.0977	0.0536	–	–
Variance de long terme	–	0.1851	0.0364	0.0374	–	–
<b>Inférence quant à la cointégration</b>						
Test tau d'Engle-Granger :	0.8310	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test tau de Phillips-Ouliaris :	0.7847	–	–	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i>	Non rejet à 10% : Défavorable					
Test de cointégration de Park :	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	Rejet à 1%	–	–
	Défavorable	Défavorable	Défavorable	Défavorable	–	–
Test de cointégration de Hansen :	> 0.2	< 0.01	> 0.2	–	–	–
H <sub>0</sub> : <i>cointégration</i>	Non rejet à 10%	Rejet à 1%	Non rejet à 10%	–	–	–
	Favorable	Défavorable	Favorable	–	–	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0066	–
				Test de trace (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.1633	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 1%	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>aucun vecteur</i> )	0.0128	–
				Test de valeur propre maximale (H <sub>0</sub> : <i>au plus 1 vecteur</i> )	0.4731	–
					Favorable à	–
					1 vecteur à 5%	–
				Test de borne (H <sub>0</sub> : <i>non cointégration</i> )	Favorable à 1%	–

**Note :**

Les indicateurs de significativité pour l'estimateur SOLS doivent être traités uniquement comme suggestifs, car la distribution est non standard bien qu'il soit superconvergent, s'il y a cointégration. Autrement, la significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement. La spécification retenue pour l'estimateur DOLS est avec 12 avances et 14 retards. Pour les spécifications associées aux approches VECM et ARDL, on rapporte le coefficient d'ajustement du terme de correction d'erreur dans le modèle associé à  $\Delta$  (variable dépendante). Le test d'Engle-Granger a été construit avec 1 retard. Le test de Phillips-Ouliaris a été construit avec 1 retard et le paramètre de bande automatique est 4.0517. Le test de Park par variables ajoutées a été construit en ajoutant des tendances jusqu'à ordre 4. Le test de cointégration de Hansen (1992) fondé sur l'instabilité des paramètres a été construit avec  $m = 3$ ;  $k = 0$ ;  $p2 = 0$ .

Du point de vue de la cointégration, les tests résiduels d'Engle–Granger et de Phillips–Ouliaris demeurent défavorables pour Divisia M4, comme pour les autres agrégats. L'approche multivariée de Johansen conduit à des conclusions particulièrement nettes. Les statistiques de trace et de valeur propre maximale indiquent l'existence d'un unique vecteur de cointégration au seuil de 1%, fournissant une évidence plus marquée que pour l'agrégat M4. De plus, le test de borne dans le cadre ARDL confirme le rejet de l'hypothèse de non cointégration au seuil de 1%, attestant de l'existence d'une relation de long terme stable pour Divisia M4. Le test de stabilité des paramètres de Hansen fournit une évidence favorable à la cointégration pour M4 et Divisia M4. Les résultats indiquent que l'hypothèse nulle de stabilité est maintenue pour les estimateurs FMOLS et DOLS, aussi bien pour l'agrégat simple que pour l'agrégat Divisia, suggérant une régularité des relations de long terme estimées.

Dans le prolongement de ces résultats, l'analyse se concentre sur les estimations de long terme associées aux agrégats plus larges, M4 et Divisia M4, afin d'évaluer la robustesse des relations économiques lorsque l'on considère une mesure élargie de la monnaie.

Pour M4, les coefficients de long terme associés au revenu réel sont systématiquement positifs et statistiquement significatifs dans les estimations corrigées. L'élasticité-revenu est estimée à environ 1,29 avec l'estimateur FMOLS, 1,18 avec CCR et 1,19 avec DOLS, toutes significatives au seuil de 1%. Ces valeurs indiquent une relation quasi proportionnelle entre la demande de monnaie large et le niveau d'activité économique à long terme, suggérant que M4 capte de manière robuste l'évolution de l'économie réelle. Le taux d'intérêt à long terme présente un coefficient négatif de faible amplitude, compris entre  $-0,002$  et  $-0,007$  selon la méthode, mais sa significativité demeure limitée, ce qui suggère que le rôle du coût d'opportunité est relativement atténué pour l'agrégat simple large. En revanche,

le taux de change effectif réel apparaît associé positivement à M4, avec des coefficients compris entre 0,21 et 0,42, statistiquement significatifs dans les estimations FMOLS, CCR et ARDL, indiquant une relation non négligeable entre la monnaie large et les conditions externes.

Les résultats obtenus pour Divisia M4 confirment ces observations. Le revenu réel conserve un effet positif et hautement significatif, avec une élasticité plus modérée que pour M4, comprise entre 0,41 et 0,51 selon les estimateurs corrigés et l'ARDL. Cette diminution de l'élasticité est cohérente avec l'élargissement de l'agrégat Divisia, qui intègre des actifs moins liquides et réduit mécaniquement la sensibilité de la demande de monnaie à l'activité réelle. Le taux d'intérêt présente un coefficient négatif plus marqué que dans le cas de M4, de l'ordre de  $-0,04$  à  $-0,06$ , et statistiquement significatif dans les estimations FMOLS, CCR, DOLS et ARDL. Ce résultat indique que l'utilisation de Divisia permet une identification plus claire du rôle du coût d'opportunité dans la demande de monnaie large. Par ailleurs, le taux de change effectif réel conserve un effet positif et significatif, avec des coefficients compris entre 0,66 et 0,82 dans les estimations corrigées, soulignant une relation particulièrement régulière entre Divisia M4 et les conditions externes.

Dans l'ensemble, M4 et Divisia M4 apparaissent comme les agrégats monétaires les plus performants de l'analyse empirique. Si M4 présente une relation de long terme robuste avec l'activité économique, Divisia M4 se distingue par une meilleure identification du rôle du coût d'opportunité, une relation plus régulière avec les conditions externes et une stabilité accrue des paramètres de long terme. Ces résultats suggèrent que, pour les agrégats larges, l'utilisation de pondérations Divisia apporte une information empirique supplémentaire et constitue un cadre particulièrement pertinent pour l'analyse de la demande de monnaie à long terme.

#### 4.2.4 Synthèse comparative et discussion des résultats de long terme

Cette sous-section propose une lecture transversale des résultats de long terme obtenus pour l'ensemble des agrégats monétaires étudiés, en mettant en évidence les points de convergence et les différences entre agrégats simples et agrégats Divisia. Elle vise ainsi à évaluer la robustesse des relations estimées au choix de la mesure de la monnaie.

Avant d'examiner en détail les résultats spécifiques aux différents agrégats, il convient de discuter une divergence persistante observée à travers l'ensemble des spécifications. Les tests d'Engle-Granger et de Phillips-Ouliaris concluent systématiquement à l'absence de cointégration, alors que les approches Johansen et ARDL identifient une relation de long terme. Cette divergence tient aux hypothèses structurelles et à la puissance statistique propres à chaque famille de tests.

Les tests résiduels présentent une faible puissance en échantillons finis, sont très sensibles aux erreurs de spécification de l'équation de long terme et réagissent fortement aux ruptures structurelles non modélisées, ce qui tend à produire un non-rejet de l'hypothèse de non-cointégration.

À l'inverse, les méthodes multivariées (Johansen) et les modèles ARDL exploitent l'information conjointe du système, tolèrent mieux les dynamiques d'ajustement lentes et offrent une meilleure capacité de détection en présence de tendances communes marquées.

La contradiction observée reflète donc moins une incohérence des résultats qu'une différence de puissance et de robustesse entre tests résiduels et approches systématiques dans un contexte d'échantillon limité et de possibles ruptures structurelles.

Du point de vue de l'existence d'une relation de long terme, l'analyse de l'évidence

de cointégration met en lumière des différences importantes selon les tests utilisés. Les tests résiduels traditionnels d'Engle-Granger et de Phillips-Ouliaris tendent à ne pas rejeter l'hypothèse de non-cointégration, aussi bien pour les agrégats simples que pour les agrégats Divisia. En revanche, les tests reposant sur des corrections explicites de l'endogénéité et de la corrélation sérielle de long terme, ainsi que les approches multivariées et dynamiques, fournissent une évidence plus favorable à l'existence de relations de long terme, en particulier pour les agrégats élargis et les mesures Divisia.

Cette distinction entre les tests conduit naturellement à s'interroger sur la stabilité des relations estimées. Le test d'instabilité des paramètres de Hansen apporte à cet égard un éclairage complémentaire en soulignant le rôle de la stabilité structurelle. Les résultats indiquent que la relation de long terme apparaît plus fragile pour les agrégats étroits, notamment Divisia M1, tandis qu'elle devient plus stable pour les agrégats élargis, en particulier M4 et Divisia M4. Cette hiérarchie suggère que l'élargissement de l'agrégat monétaire, et plus encore l'utilisation des pondérations Divisia, contribue à atténuer les instabilités liées aux changements structurels de long terme.

Une fois l'évidence empirique relative à l'existence et à la stabilité des relations de long terme établie, nous examinons par la suite les coefficients estimés afin d'en dégager la cohérence économique et les enseignements pour la demande de monnaie.

Dans un premier temps, l'analyse des coefficients de long terme révèle une forte cohérence économique entre les différentes spécifications. Quel que soit l'agrégat considéré, le revenu réel apparaît comme le déterminant le plus robuste de la demande de monnaie à long terme. Son effet est systématiquement positif et généralement statistiquement significatif dans les estimations corrigées, avec des

élasticités proches de l'unité pour les agrégats simples et plus élevées pour Divisia M1, tandis qu'elles deviennent plus modérées à mesure que l'agrégat Divisia s'élargit. Cette évolution est conforme à l'interprétation théorique selon laquelle l'intégration d'actifs moins liquides réduit la sensibilité de la demande de monnaie aux variations de l'activité économique.

Au-delà du rôle central du revenu, le taux d'intérêt, interprété comme le coût d'opportunité de la détention de monnaie, présente dans l'ensemble un coefficient de signe négatif, en accord avec la théorie monétaire. Toutefois, sa significativité apparaît plus sensible à la méthode d'estimation et au type d'agrégat retenu. Cet effet est plus clairement identifié dans les estimations corrigées et dans l'approche dynamique ARDL, ce qui suggère que la prise en compte conjointe de l'endogénéité et de la dynamique de long terme est essentielle pour mettre en évidence le rôle du taux d'intérêt dans la demande de monnaie.

Dans la même logique, le taux de change effectif réel conserve un effet positif dans la majorité des estimations, tant pour les agrégats simples que pour les agrégats Divisia. Cet effet est toutefois plus stable pour les agrégats élargis et les mesures Divisia, en particulier Divisia M4, ce qui suggère une relation plus étroite entre la monnaie élargie et les conditions externes. Cette observation est cohérente avec l'idée que les agrégats plus larges capturent mieux les interactions entre la sphère monétaire domestique et l'environnement économique international.

Dans l'ensemble, la comparaison des résultats met en évidence une supériorité empirique relative des agrégats Divisia, en particulier Divisia M3 et Divisia M4, par rapport aux agrégats simples correspondants. La cohérence des signes, la robustesse des coefficients clés et la convergence des résultats issus des approches multivariées et dynamiques suggèrent que les mesures Divisia offrent une représentation plus fidèle et plus stable de la demande de monnaie réelle à long terme.

Ces constats renforcent l'idée que la prise en compte de l'hétérogénéité des actifs monétaires constitue un élément central pour l'analyse empirique des relations fondamentales entre monnaie, activité économique et conditions financières, en particulier sur des horizons longs marqués par des changements structurels importants.

#### 4.2.5 Comparaison entre ARDL standard et ARDL avec ruptures structurelles : le cas de DM4

Dans cette dernière étape, l'analyse se concentre sur une comparaison entre une spécification ARDL standard et une version intégrant des variables indicatrices associées à trois épisodes majeurs de perturbations macroéconomiques que sont la désinflation de Volcker, la crise financière mondiale de 2008 et la pandémie de covid-19. L'objectif est d'évaluer si la prise en compte explicite de ces ruptures modifie la relation de long terme estimée pour l'agrégat Divisia M4.

Concrètement, chaque variable indicatrice est construite comme une variable binaire prenant la valeur 1 sur les trimestres correspondant à l'épisode de perturbation considéré, et 0 sur l'ensemble des autres périodes de l'échantillon. La variable associée à la désinflation de Volcker prend ainsi la valeur unitaire sur les trimestres 1980Q2 et 1980Q3, tandis qu'elle est nulle en dehors de cette période. De manière analogue, la variable indicatrice de la crise financière mondiale est égale à 1 sur les trimestres 2008Q4 à 2009Q2. Enfin, la variable associée à la pandémie de covid-19 prend la valeur 1 sur les trimestres 2020Q1 à 2020Q2, et 0 sur l'ensemble des autres périodes.

Le choix précis de ces trimestres s'appuie sur l'examen des observations extrêmes mises en évidence par les graphiques d'outliers présentés à la section 4.1.1. Les fenêtres 1980Q2–1980Q3, 2008Q4–2009Q2 et 2020Q1–2020Q2 correspondent aux périodes durant lesquelles les agrégats monétaires présentent les écarts les plus marqués par rapport à leur dynamique habituelle, en cohérence avec la phase aiguë du resserrement monétaire engagé sous Volcker, la faillite de Lehman Brothers ainsi que la phase initiale de la pandémie de covid-19. À l'inverse, certaines dates atypiques également identifiées dans les graphiques, notamment en 2005, 2011 et 2015, n'ont pas été retenues puisqu'elles ne correspondent pas à des épisodes macroéconomiques majeurs clairement documentés dans la littérature. Le choix de fenêtres relativement courtes vise par ailleurs à isoler le choc lui-même plutôt que ses effets prolongés, lesquels relèvent davantage de la dynamique d'ajustement de court terme captée par le modèle ARDL.

Cette construction permet d'isoler l'impact ponctuel de ces chocs exceptionnels, susceptibles d'avoir généré des valeurs extrêmes, et d'évaluer dans quelle mesure leur prise en compte explicite modifie l'estimation et l'inférence relatives à la relation de long terme, en particulier pour l'agrégat Divisia M4.

TABLEAU 4.15 – Résultats pour spécification ARDL sans et avec variables muettes pour M4 et Divisia M4 – Échantillon de base : 1967Q1–2024Q4

Variable dépendante	log(M4 réel)		log(Div M4 réel)	
	ARDL(3,3,1,0)	ARDL(3,2,1,2,2,1,0)	ARDL(3,3,2,0)	ARDL(4,3,2,0,2,2,2)
Échantillon effectif	1967Q4–2024Q4	1967Q4–2024Q4	1967Q4–2024Q4	1968Q1–2024Q4
Nombre effectif d'observations	229	229	229	228
<b>Variable : LGDP</b>				
Coefficient	1.1666	1.2483	0.4178	0.4585
Écart-type	0.0896	0.0741	0.0941	0.0815
Signif.	***	***	***	***
<b>Variable : LTIR</b>				
Coefficient	-0.0065	0.0056	-0.0570	-0.0493
Écart-type	0.0124	0.0100	0.0140	0.0118
Signif.	***	***		
<b>Variable : LN_REER_BROAD_EXT</b>				
Coefficient	0.6316	0.6660	0.8115	0.7135
Écart-type	0.2876	0.2215	0.2764	0.2239
Signif.	**	**	***	***
<b>Constante</b>				
Coefficient	-4.4949	-5.1553	-2.6874	-2.5229
Écart-type	1.4743	1.2030	1.4369	1.1985
Signif.	***	***	*	**
<b>Variable : DUMCOVID(-1)</b>				
Coefficient	–	1.5110	–	2.0589
Écart-type	–	0.4991	–	0.6199
Signif.	–	***	–	***
<b>Variable : DUMFINCRISIS(-1)</b>				
Coefficient	–	-0.1448	–	-0.8151
Écart-type	–	0.2360	–	0.4126
Signif.	–		–	**
<b>Variable : DUMVOLKER(-1)</b>				
Coefficient	–	0.2717	–	0.1797
Écart-type	–	0.2402	–	0.3741
Signif.	–		–	
<b>Coefficient d'ajustement du TCE</b>				
Coefficient	-0.0332	-0.0333	-0.0312	-0.0267
Écart-type	0.0060	0.0051	0.0060	0.0037
Signif.	***	***	***	***
<b>Représentation ARDL</b>				
R <sup>2</sup> ajusté (ARDL)	0.9994	0.9997	0.9983	0.9991
Écart-type de la régression (ARDL)	0.0128	0.0096	0.0126	0.0167
<b>Représentation du modèle de correction d'erreur</b>				
R <sup>2</sup> ajusté	0.4034	0.6750	0.4994	0.7511
Écart-type de la régression	0.0127	0.0094	0.0125	0.0089
<b>Inférence quant à la cointégration</b>				
<b>Statistique du test de borne</b>				
H <sub>0</sub> : non cointégration	6.0456	5.2482	5.2455	6.2331
Valeurs critiques (cas : I(0))	1% : 3.65	1% : 2.88 <sup>†</sup>	1% : 3.65	1% : 2.88 <sup>†</sup>
Valeurs critiques (cas : I(1))	1% : 4.66	1% : 3.99 <sup>†</sup>	1% : 4.56	1% : 3.99 <sup>†</sup>
<b>Conclusion Favorable à la cointégration à 1% pour les quatre modèles</b>				

**Note :**

La significativité à 10%, 5% et à 1% est indiquée par \*, \*\* et \*\*\*, respectivement.

<sup>†</sup> Les valeurs critiques de test de borne sont sujettes à être affectées par l'inclusion de variables dichotomiques qui prennent une valeur de 1 pour certaines observations et 0 autrement. Puisque ce sont les valeurs critiques non ajustées du test de borne qui sont présentées, les résultats de ce test dans la spécification ARDL avec variables dichotomiques doivent être considérés comme suggestifs.

Les résultats indiquent que, quelle que soit la spécification retenue, le test de borne rejette l'hypothèse nulle de non-cointégration au seuil de 1%, confirmant l'existence d'une relation de long terme robuste entre DM4 réel et ses déterminants fondamentaux. Les coefficients de long terme associés au revenu réel, au taux d'intérêt et au taux de change effectif réel conservent des signes cohérents et des ordres de grandeur comparables entre les deux modèles, suggérant que l'équilibre de long terme n'est pas remis en cause par l'introduction de ruptures structurelles explicites.

L'ajout des variables indicatrices permet toutefois de mieux capter certains chocs exceptionnels, en particulier ceux liés à la crise financière et à la pandémie de covid-19, qui influencent principalement la dynamique de court terme. Le terme de correction d'erreur demeure négatif et statistiquement significatif dans l'ensemble des spécifications, ce qui indique un mécanisme d'ajustement stable vers l'équilibre de long terme.

Plus précisément, les coefficients associés aux variables indicatrices de la crise financière mondiale de 2008 et de la pandémie de covid-19 apparaissent statistiquement significatifs au seuil de 5%, indiquant que ces épisodes ont exercé un effet ponctuel et significatif sur la dynamique de court terme de la demande de monnaie. En revanche, la variable indicatrice associée à la désinflation de Volcker n'est pas statistiquement significative dans les spécifications retenues. Ce résultat suggère que, bien que cet épisode ait profondément marqué la conduite de la politique monétaire, son impact est essentiellement absorbé par les déterminants fondamentaux du modèle et ne se manifeste pas sous la forme d'une rupture ponctuelle identifiable dans la relation estimée.

Afin d'illustrer visuellement ces résultats, la figure ci-dessous compare l'ajustement des modèles ARDL standard et des spécifications ARDL incluant des variables indicatrices, tant pour M4 réel que pour Divisia M4 réel, sur l'ensemble de la période étudiée.

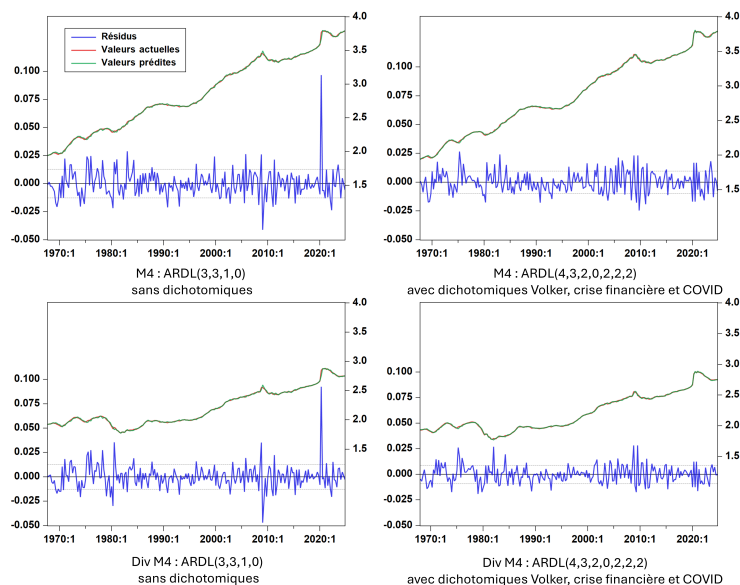


FIGURE 4.18 – Comparaison de l'ajustement des modèles ARDL pour M4 réel et DM4 réel, avec et sans variables indicatrices de ruptures structurelles

Cette représentation met en évidence une très bonne adéquation entre les valeurs observées de l'agrégat Divisia M4 réel et la dynamique estimée par les modèles ARDL, aussi bien dans la spécification standard que dans celle intégrant des variables indicatrices. L'introduction de ces dernières permet de mieux prendre en compte certains ajustements transitoires associés aux épisodes de rupture, sans modifier la relation de long terme estimée.

Cette stabilité visuelle suggère que les chocs majeurs affectent principalement la dynamique de court terme de la demande de monnaie, tandis que l'équilibre de long terme demeure globalement inchangé. L'ajustement apparaît particulière-

ment régulier pour l'agrégat Divisia M4, ce qui conforte l'idée que cette mesure offre une représentation plus robuste de la demande de monnaie sur longue période, y compris en présence de ruptures structurelles importantes.

Autrement dit, ces épisodes majeurs ont principalement affecté ponctuellement la demande de monnaie, sans remettre en cause les déterminants fondamentaux de long terme capturés par l'agrégat Divisia M4.

## CONCLUSION

Ce mémoire avait pour objectif d'analyser l'existence et la robustesse des relations de long terme entre la monnaie, la production et les prix aux États-Unis, en mettant l'accent sur la sensibilité de l'évidence empirique aux méthodes d'estimation retenues et au choix de la mesure monétaire. En s'inscrivant dans le débat relatif à la pertinence des agrégats monétaires traditionnels, cette étude visait plus particulièrement à évaluer dans quelle mesure les agrégats monétaires Divisia permettent d'identifier des relations de long terme plus stables et économiquement cohérentes que les agrégats simples.

Dans un premier temps, l'approche ARDL a été mobilisée afin d'examiner conjointement les dynamiques de court terme et les relations de long terme entre les variables du modèle. Les résultats suggèrent que l'évidence de cointégration dépend sensiblement de la période d'estimation et du choix de la mesure monétaire. Si les résultats apparaissent relativement faibles sur les sous-périodes les plus anciennes, l'élargissement de l'échantillon temporel conduit à une évidence plus favorable dans le cas des agrégats monétaires Divisia, en particulier pour l'agrégat large Divisia M4, qui présente des relations de long terme plus régulières et plus robustes que les agrégats simples.

Afin d'évaluer la robustesse de ces résultats, l'analyse a ensuite été étendue à des méthodes alternatives d'estimation directe de la relation de long terme à équation unique, notamment les estimateurs OLS, FMOLS, CCR et DOLS, ainsi qu'à une approche multivariée fondée sur l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreur par maximum de vraisemblance. L'ensemble de ces méthodes

converge vers l'existence de relations de long terme entre la monnaie, la production et les prix, bien que la force de l'évidence varie selon l'estimateur et le cadre économétrique considéré. Cette hétérogénéité des résultats souligne l'importance du choix méthodologique dans l'analyse empirique de la demande de monnaie.

L'examen comparatif des tests de cointégration met également en évidence des différences notables selon les hypothèses sous-jacentes à chaque test. Alors que les tests résiduels traditionnels tendent à fournir une évidence plus faible et parfois ambiguë, les résultats issus du test de stabilité de Hansen apparaissent plus favorables à l'existence de relations de long terme stables, en particulier pour les agrégats Divisia. Cette observation suggère que la prise en compte explicite de la stabilité des paramètres constitue un élément central pour l'identification des relations monétaires de long terme, en particulier sur des périodes marquées par de profondes transformations économiques et financières.

Par ailleurs, la prise en compte explicite des principales ruptures macroéconomiques, à travers l'introduction de variables indicatrices relatives à la désinflation de l'ère Volcker, à la crise financière mondiale et à la pandémie de covid-19, combinée à l'analyse préalable des valeurs extrêmes, confirme la robustesse globale des résultats empiriques obtenus. Les relations estimées apparaissent stables malgré la survenance de chocs majeurs, ce qui soutient l'hypothèse d'une relation structurelle de long terme entre la monnaie, la production et les prix, en particulier pour les agrégats Divisia.

Dans l'ensemble, les résultats de ce mémoire mettent en évidence l'importance du choix de la mesure monétaire et du cadre économétrique pour l'analyse empirique de la demande de monnaie à long terme. Ils confirment que les agrégats Divisia, en intégrant l'hétérogénéité des actifs monétaires et le rôle du coût d'opportunité, permettent une identification plus claire et plus stable des relations monétaires

fondamentales que les agrégats simples.

Au-delà de la portée empirique des résultats, cette étude suggère des implications pour la conduite de la politique monétaire. Si les agrégats Divisia permettent d'identifier plus clairement les relations de long terme entre la monnaie, les prix et l'activité, ils fournissent à la Réserve fédérale un indicateur monétaire plus informatif pour évaluer les pressions nominales sous-jacentes. En pondérant les composantes monétaires par leur coût d'opportunité, ils offrent une mesure plus précise de la liquidité effectivement mobilisable dans l'économie et améliorent la lecture des tendances monétaires persistantes, ce qui peut contribuer à apprécier la cohérence entre la croissance monétaire et les objectifs d'inflation, à détecter plus tôt les déséquilibres susceptibles d'alimenter des tensions inflationnistes, et à affiner l'évaluation de la posture monétaire dans les contextes où les taux d'intérêt ne reflètent pas entièrement les conditions financières. L'usage des agrégats Divisia n'impliquerait pas un retour au ciblage monétaire, mais offrirait un signal complémentaire plus robuste que celui fourni par les agrégats simples.

Certaines limites doivent néanmoins être soulignées. Cette étude se concentre sur une seule économie et repose sur un cadre essentiellement linéaire, ce qui peut restreindre la généralisation des résultats.

Ces limites ouvrent toutefois des perspectives de recherche futures. Des travaux ultérieurs pourraient appliquer la même méthodologie à d'autres économies afin d'évaluer la portée générale des résultats obtenus pour les États-Unis. Ils pourraient également examiner si les relations estimées varient selon les périodes économiques, notamment en distinguant les phases de crise et de stabilité. D'autres extensions consisteraient à élargir les fenêtres temporelles des variables indicatrices, notamment pour Volcker (1979Q4–1982Q4), ou à mobiliser des simulations Monte Carlo en présence de valeurs extrêmes.

## APPENDICE A

### TESTS DE RACINE UNITAIRE

Unit root test results (ADF and PP) 1967–2008

<b>Variables</b>	<b>ADF Statistics</b>				<b>PP Statistics</b>			
	Level	P-Value	First Diff	P-Value	Level	P-Value	First Diff	P-Value
ln M1	-1.06	0.72	-2.77	0.06	-1.99	0.29	-4.73	0.00
ln M3	-1.66	0.44	-2.69	0.07	-1.58	0.48	-4.94	0.00
ln M4	-1.20	0.67	-2.35	0.15	-1.84	0.35	-6.14	0.00
ln GDP	-1.01	0.74	-4.58	0.00	-0.81	0.81	-9.43	0.00
3IR	-2.09	0.24	-4.33	0.00	-2.31	0.16	-10.53	0.00
LTIR	-0.08	0.79	-6.07	0.00	-1.45	0.55	-9.96	0.00
ln Div M1	-0.99	0.75	-4.45	0.00	-0.92	0.77	-7.08	0.00
ln Div M3	-0.62	0.86	-3.48	0.00	-0.49	0.88	-6.90	0.00
ln Div M4	-0.09	0.94	-3.39	0.01	-0.50	0.88	-7.57	0.00
ln REER	-1.76	0.39	-4.57	0.00	-2.01	0.27	-11.48	0.00

Unit root test results (ADF and PP) 1967–2019

<b>Variables</b>	<b>ADF Statistics</b>				<b>PP Statistics</b>			
	Level	P-Value	First Diff	P-Value	Level	P-Value	First Diff	P-Value
ln M1	-0.09	0.94	-3.71	0.00	-0.21	0.93	-6.49	0.00
ln M3	-2.14	0.22	-2.96	0.03	-3.11	0.02	-5.51	0.00
ln M4	-2.27	0.18	-3.21	0.02	-3.56	0.00	-5.79	0.00
ln GDP	-1.19	0.68	-7.25	0.00	-1.24	0.65	-10.85	0.00
3IR	-1.80	0.37	-4.89	0.00	-2.04	0.26	-11.81	0.00
LTIR	-0.60	0.86	-7.05	0.00	-1.10	0.71	-11.24	0.00
ln Div M1	0.76	0.99	-4.46	0.00	0.71	0.99	-8.02	0.00
ln Div M3	-1.24	0.64	-3.91	0.00	-1.66	0.43	-7.86	0.00
ln Div M4	-1.68	0.43	-4.21	0.00	-2.32	0.16	-7.77	0.00
ln REER	-2.12	0.23	-3.93	0.00	-2.29	0.17	-12.94	0.00

## Unit root test results (ADF and PP) 1967–2024

Variables	ADF Statistics				PP Statistics			
	Level	P-Value	First Diff	P-Value	Level	P-Value	First Diff	P-Value
ln M1	-0.53	0.87	-6.29	0.00	-0.40	0.90	-6.30	0.00
ln M3	1.18	0.99	-3.27	0.02	1.13	0.99	-5.91	0.00
ln M4	-2.03	0.27	-2.62	0.08	-2.61	0.09	-10.50	0.00
ln GDP	0.73	0.99	-9.98	0.00	1.23	0.99	-10.40	0.00
3IR	-2.41	0.14	-2.41	0.14	-2.10	0.24	-4.33	0.00
LTIR	-1.63	0.46	-2.56	0.10	-1.86	0.34	-6.43	0.00
ln Div M1	-1.04	0.73	-2.81	0.06	-0.98	0.75	-5.20	0.00
ln Div M3	0.35	0.97	-2.71	0.07	0.27	0.97	-5.36	0.00
ln Div M4	-0.095	0.94	-3.39	0.01	-0.50	0.88	-7.56	0.00
ln REER	-0.37	0.90	-7.35	0.00	-0.21	0.93	-7.32	0.00

## APPENDICE B

### TESTS DE STABILITÉ DES PARAMÈTRES (CUSUM ET CUSUMSQ)

#### B.1 Période 1967–2008

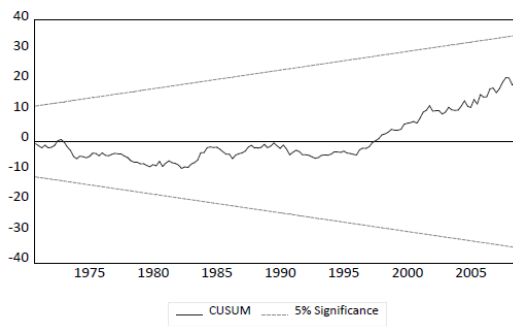


FIGURE B.1 – CUSUM LM3

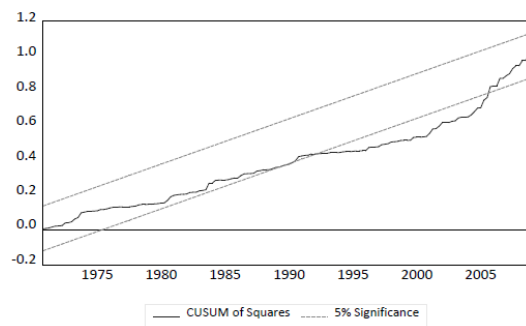


FIGURE B.2 – CUSUMSQ LM3

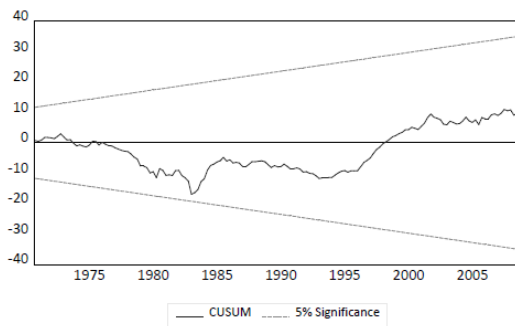


FIGURE B.3 – CUSUM LDM3

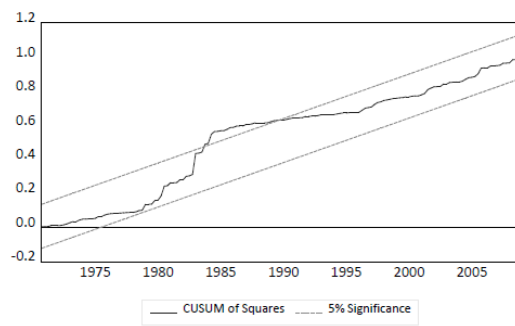


FIGURE B.4 – CUSUMSQ LDM3

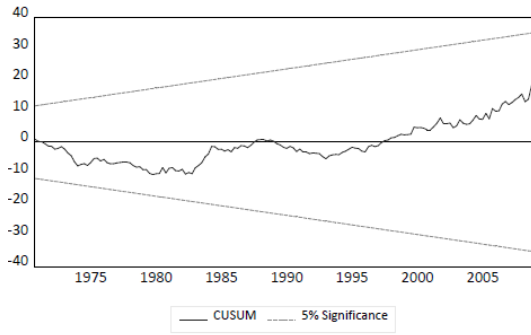


FIGURE B.5 – CUSUM LM4

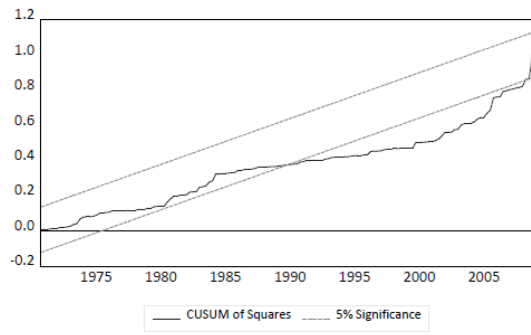


FIGURE B.6 – CUSUMS of Squares LM4

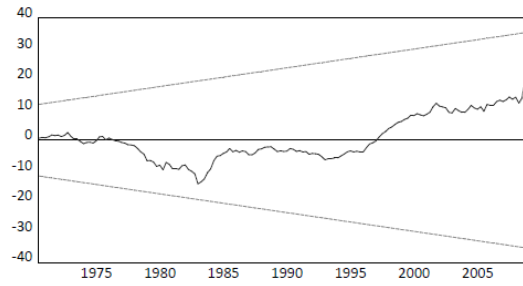


FIGURE B.7 – CUSUM LDM4

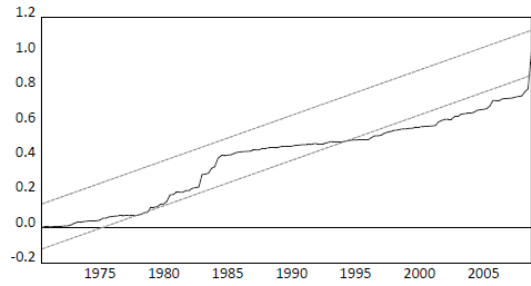


FIGURE B.8 – CUSUMS of Squares LDM4

B.2 Période 1967–2019

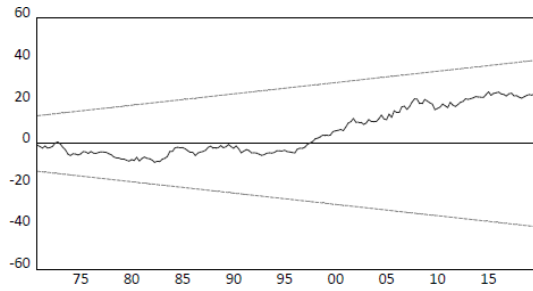


FIGURE B.9 – CUSUM LM3

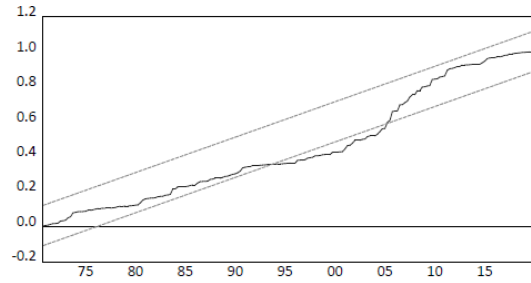


FIGURE B.10 – CUSUMSQ LM3

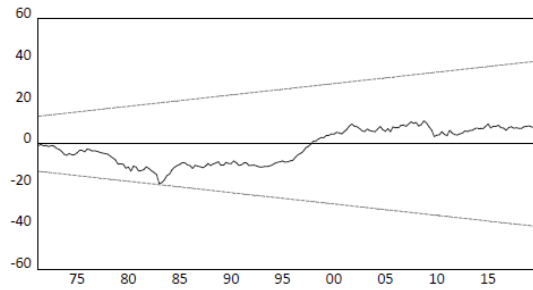


FIGURE B.11 – CUSUM LDM3

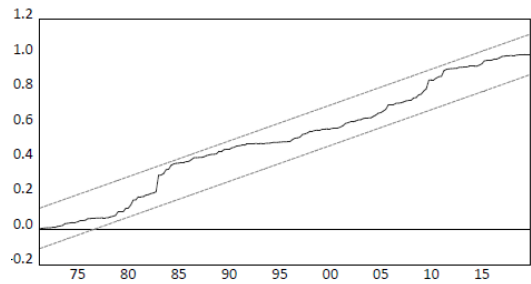


FIGURE B.12 – CUSUMSQ LDM3

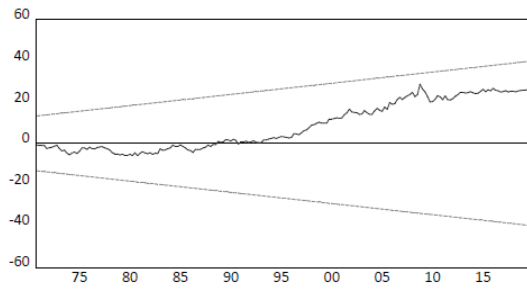


FIGURE B.13 – CUSUM LM4

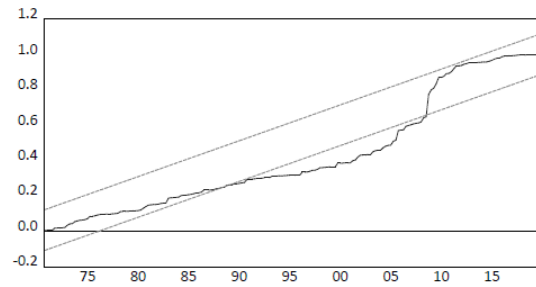


FIGURE B.14 – CUSUMSQ LM4

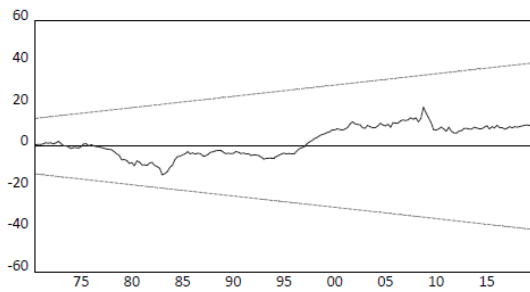


FIGURE B.15 – CUSUM LDM4

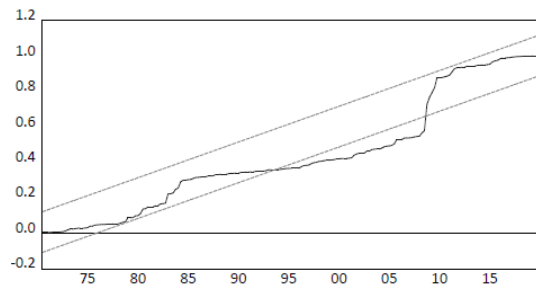


FIGURE B.16 – CUSUMSQ LDM4

## BIBLIOGRAPHIE

- 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., Ghosh, T. et Adil, M. H. (2022). Is Money Demand Really Unstable? Evidence From Divisia Monetary Aggregates. *Economic Analysis and Policy*, 74, 606–622.
- Barrette, C. et Paquet, A. (2025). Shocking the Economy from 1967 up to 2023 : Reinforcing the Relevance of Divisia Money in US Monetary Policy. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e114.
- Baumol, W. J. (1952). The Transactions Demand for Cash : An Inventory Theoretic Approach. *The Quarterly Journal of Economics*, 66(4), 545–556.
- Belongia, M. T. et Ireland, P. N. (2015). Interest Rates and Money in the Measurement of Monetary Policy. *Journal of Business & Economic Statistics*, 33(2), 255–269.
- Belongia, M. T. et Ireland, P. N. (2016). Money and Output : Friedman and Schwartz Revisited. *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(6), 1223–1266.
- Belongia, M. T. et Ireland, P. N. (2019). The Demand for Divisia Money : Theory and Evidence. *Journal of Macroeconomics*, 61, 103128.
- Chen, Z. et Valcarcel, V. J. (2021). Monetary Transmission in Money Markets : The not-so-elusive missing piece of the puzzle. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 131, 104214.

- Clower, R. (1967). A Reconsideration of the Microfoundations of Monetary Theory. *Economic Inquiry*, 6(1), 1–8.
- Dery, C. et Serletis, A. (2021). Interest Rates, Money, and Economic Activity. *Macroeconomic Dynamics*, 25(7), 1842–1891.
- Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74(366a), 427–431.
- Divisia, F. (1925). L'Indice Monétaire et la Théorie de la Monnaie. *Revue d'économie politique*, 39(4), 842–861. Récupéré le 2025-06-15 de <http://www.jstor.org/stable/24684493>
- Enders, W. (2008). *Applied econometric time series*. John Wiley & Sons.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. (1987). Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 251–276.
- Fisher, I. (1911). Recent changes in price levels and their causes. *The American Economic Review*, 1(2), 37–45.
- Fisher, I. (1922). *The making of index numbers : a study of their varieties, tests, and reliability*. Numéro 1. Boston : Houghton Mifflin Company, 1923 [c1922].
- Friedman, M. (1956). The quantity theory of money : A restatement. In M. Friedman (dir.), *Studies in the Quantity Theory of Money* 3–21. Chicago : University of Chicago Press.
- Friedman, M. et Schwartz, A. J. (2008). *A monetary history of the United States, 1867-1960*, volume 14. Princeton university press.

- Ghosh, T. et Bhadury, S. (2018). Money's causal role in exchange rate : Do divisia monetary aggregates explain more ? *International Review of Economics & Finance*, 57, 402–417.
- Giles, D. E. et Godwin, R. T. (2012). Testing for multivariate cointegration in the presence of structural breaks : p-values and critical values. *Applied Economics Letters*, 19(16), 1561–1565.
- Goldfeld, S. M., Fand, D. I. et Brainard, W. C. (1976). The case of the missing money. *Brookings papers on economic activity*, 1976(3), 683–739.
- Hamilton, J. D. (2020). *Time series analysis*. Princeton university press.
- Hancock, D. (1985). The Financial Firm : Production with Monetary and Mon-monetary goods. *Journal of Political Economy*, 93(5), 859–880.
- Hansen, A. H. (1953). *A Guide to Keynes*. New York : McGraw-Hill.
- Hendrickson, J. R. (2014). Redundancy or mismeasurement ? A reappraisal of money. *Macroeconomic Dynamics*, 18(7), 1437–1465.
- Hendrickson, J. R. (2023). Is the Quantity Theory Dead ? Lessons from the Pandemic. *Lessons from the Pandemic (January 2023)*. Mercatus Research Paper.
- Hicks, J. R. (1937). Mr. Keynes and the "Classics" ; A Suggested Interpretation. *Econometrica*, 5(2), 147–159. Récupéré le 2025-06-11 de <http://www.jstor.org/stable/1907242>
- Johansen, S. et Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration—with Appucations to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2), 169–210.

- Johansen, S. et Juselius, K. (1994). Identification of the long-run and the short-run structure an application to the ISLM model. *Journal of Econometrics*, 63(1), 7–36.
- Keating, J. W., Kelly, L. J., Smith, A. L. et Valcarcel, V. J. (2019). A Model of Monetary Policy Shocks for Financial Crises and Normal Conditions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 51(1), 227–259.
- Kemmerer, E. W. (1911). Seasonal Variations in the New York Money Market. *The American Economic Review*, 1(1), 33–49. Récupéré le 2025-06-13 de <http://www.jstor.org/stable/1802906>
- Kennedy, P. (2008). *A Guide To Econometrics*. John Wiley & Sons.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. London : Macmillan.
- Keynes, J. M. (1937). The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics*, 51(2), 209–223. <http://dx.doi.org/10.2307/1882087>. Récupéré de <https://doi.org/10.2307/1882087>
- Kiyotaki, N. et Wright, R. (1989). On Money as a Medium of Exchange. *Journal of Political Economy*, 97(4), 927–954.
- Laidler, D. E. W. (1982). *The Demand for Money : Theories, Evidence, and Problems*. New York : Harper & Row.
- Lucas, R. E. (1980). Two Illustrations of the Quantity Theory of Money. *The American Economic Review*, 70(5), 1005–1014.
- Nelson, E. (2003). The future of monetary aggregates in monetary policy analysis. *Journal of Monetary Economics*, 50(5), 1029–1059.

- Ng, S. et Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69(6), 1519–1554.
- Ouliaris, S., Pagan, A. et Restrepo, J. (2016). Quantitative macroeconomic modeling with structural vector autoregressions—an EViews implementation. *IHS Global*, 13.
- Paquet, A. (2025). Méthodes d'estimation et de tests de cointégration : synthèse comparative. Miméographie, Département des sciences économiques, Université du Québec à Montréal.
- Park, J. Y. (1992). Canonical Cointegrating Regressions. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 119–143.
- Persons, W. M. (1908). The Quantity Theory as Tested by Kemmerer. *The Quarterly Journal of Economics*, 22(2), 274–289. Récupéré le 2025-06-13 de <http://www.jstor.org/stable/1883841>
- Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R. J. (2001). Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. *Journal of applied econometrics*, 16(3), 289–326.
- Peter, D. *et al.* (1965). National Debt in a Neoclassical Growth Model. *American Economic Review*, 55(5), 1126–1150.
- Phillips, P. C. et Hansen, B. E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Processes. *The Review of Economic Studies*, 57(1), 99–125.
- Pigou, A. C. (1917). The Value of Money. *The Quarterly Journal of Economics*, 32(1), 38–65.
- Saikkonen, P. (1992). Estimation and Testing of Cointegrated Systems by an Autoregressive Approximation. *Econometric theory*, 8(1), 1–27.

- Samuelson, P. A. (1958). An Exact Consumption-Loan Model of Interest with or without the Social Contrivance of Money. *Journal of Political Economy*, 66(6), 467–482.
- Serletis, A. (1988). The empirical relationship between money, prices, and income revisited. *Journal of Business & Economic Statistics*, 6(3), 351–358.
- Serletis, A. et Gogas, P. (2014). Divisia monetary aggregates, the great ratios, and classical money demand functions. *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(1), 229–241.
- Serletis, A. et Xu, L. (2025). The Credit-Augmented Divisia Aggregates and the Monetary Business cycle. *Macroeconomic Dynamics*, 29, e4.
- Serletis, Apostolos and Koustas, Zisimos (2019). Monetary neutrality. *Macroeconomic Dynamics*, 23(6), 2133–2149.
- Stock, J. H. et Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in higher order Integrated Systems. *Econometrica : Journal of the Econometric Society*, 783–820.
- Tobin, J. (1956). The Interest-Elasticity of Transactions Demand for Cash. *The review of Economics and Statistics*, 38(3), 241–247.
- Tobin, J. (1958). Liquidity preference as behavior towards risk. *The review of economic studies*, 25(2), 65–86.