

Quantitativisme et Monétarisme à l'épreuve des faits : une analyse critique longitudinale du cas américain (1924-2024)

Quantitativism and Monetarism put to the test : a longitudinal critical analysis of the american case (1924-2024)

RAKOTOZAFY Hasimbola Anita

Enseignant-chercheur

Mention Economie, Facultés DEGS et EGS

Universités de Toliara et d'Antananarivo – Madagascar

Ecole Doctorale Sciences Humaines et Sociales de l'Université d'Antananarivo, EAD2

RAZAFINDRAVONONA Jean

Professeur Titulaire

Mention Economie, Faculté DEGS

Université d'Antananarivo – Madagascar

Responsable de l'Équipe d'Accueil Doctorale de la mention Économie (EAD2)

Date de soumission : 14/08/2025

Date d'acceptation : 05/10/2025

Pour citer cet article :

RAKOTOZAFY. H. A. & RAZAFINDRAVONONA. J. (2025) « Quantitativisme et Monétarisme à l'épreuve des faits : une analyse critique longitudinale du cas américain (1924-2024) », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 6 : Numéro 10 » pp : 25- 50.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cette étude analyse la validité du quantitativisme et du monétarisme aux États-Unis de 1924 à 2024, en explorant les liens entre l'agrégat M2, la croissance économique et l'inflation. Elle teste les théories de Friedman (1968), selon lesquelles la monnaie est non neutre à court terme et neutre à long terme. À l'aide de modèles de cointégration et de correction d'erreur vectorielle appliqués à des données annuelles, les résultats indiquent une absence de lien à court terme entre M2 et croissance, ainsi qu'une relation inverse à long terme entre M2 et inflation. Ces observations remettent en cause les hypothèses classiques du monétarisme. L'étude s'inscrit dans une littérature récente qui met en évidence la complexité croissante de la transmission monétaire. Elle se distingue par l'utilisation de données sur un siècle et une méthode économétrique rigoureuse. Les limites concernent la focalisation sur M2 et un contexte exclusivement américain, appelant à des recherches élargies.

Mots clés : Quantitativisme ; Monétarisme ; Etats-Unis ; Cointégrations ; MCEV ; réflexion critique.

Abstract

This study analyzes the validity of quantitativism and monetarism in the United States from 1924 to 2024 by examining the relationships between M2 monetary aggregate, economic growth, and inflation. It tests Friedman's (1968) theories, which posit that money is non-neutral in the short term and neutral in the long term. Using cointegration and vector error correction models applied to annual data, the results show no short-term relationship between M2 and growth, and a negative long-term relationship between M2 and inflation. These findings challenge classical monetarist assumptions. The study aligns with recent literature highlighting the increasing complexity of monetary transmission. It stands out through its use of a century-long dataset and a rigorous econometric approach. Limitations include the sole focus on M2 and the exclusively national context, suggesting the need for broader research. Future studies could incorporate economic, financial, environmental, and geopolitical dimensions to deepen understanding of monetary dynamics.

Keywords : Quantitivism ; Monetarism ; United States ; Cointegrations ; VECM ; Critical reflection.

Introduction

Au cours du XVI^e siècle, les contributions de Nicolas Copernic, Martín d'Azpilcueta et Jean Bodin ont marqué des étapes décisives dans l'élaboration de la théorie quantitative de la monnaie. Dès 1526, Copernic établit un lien entre l'accroissement de la masse monétaire et la hausse des prix dans son *Traité sur la monnaie*. Azpilcueta, à la même époque, met en lumière l'effet de l'afflux de métaux précieux sur la dépréciation monétaire et la dynamique des prix. En 1568, Bodin souligne que l'importation massive des métaux précieux provoque une inflation généralisée. Ces penseurs ont ainsi projeté les bases de la relation de causalité entre masse monétaire et niveau général des prix, fondant la théorie quantitative. En 1911, Irving Fisher formalise le quantitativisme en soutenant la neutralité stricte de la monnaie, tandis que Milton Friedman (1968) développe le monétarisme, reconnaissant à la monnaie un effet réel à court terme : non neutralité monétaire.

Le présent travail vise à apporter des réponses rigoureuses à la problématique centrale suivante : *les théories quantitativiste et monétariste permettent-elles d'expliquer empiriquement les relations entre masse monétaire, croissance et inflation aux États-Unis sur la période 1924-2024 ?* Cette recherche adopte, ainsi, une approche quantitative fondée sur l'analyse économétrique de données secondaires. Ce cadre méthodologique permet de tester empiriquement la validité de théories établies, conformément aux principes d'une démarche confirmatoire. L'étude analyse l'évolution de la masse monétaire dans ce pays afin de tester empiriquement les relations monnaie-croissance (court terme) et monnaie-inflation (long terme). Elle vise également à mettre en évidence les déterminants structurels, institutionnels ou conjoncturels susceptibles d'expliquer les écarts entre les résultats empiriques observés et les postulats théoriques des deux principaux courants.

L'étude repose sur une hypothèse centrale : la monnaie est neutre sur de longues périodes, toute expansion monétaire se traduisant alors uniquement par une hausse des prix, mais elle peut avoir un impact réel à plus court horizon, en stimulant temporairement la croissance économique avant que les mécanismes d'ajustement ne rétablissent l'équilibre de long terme. Les États-Unis, disposant de séries chronologiques étendues (1924-2024), offrent un terrain propice à l'examen de cette neutralité monétaire dans la durée, dont les résultats seront comparés à ceux obtenus pour d'autres zones telles que l'Union européenne, la Chine, les pays émergents et d'autres économies avancées. Sur le plan méthodologique, l'analyse mobilise la procédure de cointégration bivariée d'Engle et Granger (1987), appliquée *via* le

logiciel *EViews 12 Student Lite*, afin de détecter les relations entre la masse monétaire (M2), l'inflation (INFL) et la croissance économique (GROWTH).

Pour mener à bien cette réflexion critique, nous présentons d'abord une revue théorique rigoureuse des fondements et évolutions du quantitativisme et du monétarisme, en passant par leurs racines historiques (des précurseurs à Fisher), les formulations classiques et leurs critiques, le monétarisme de Friedman et les prolongements post-monétaristes, ainsi que certaines perspectives hétérodoxes. Ensuite, une analyse empirique méthodique est conduite : présentation des données, méthodologie d'analyse, discussions des résultats empiriques et évaluation de leur robustesse/limite. Enfin, une confrontation critique est opérée avec d'autres études empiriques afin de répondre aux interrogations suivantes : que disent les recherches antérieures sur le cas américain étudié ? Quels points de convergence ou de divergence avec nos résultats ? Quelles implications pour la théorie : le monétarisme est-il encore opérant ? Et, plus largement, quelles réflexions en tirer sur l'efficacité des politiques monétaires selon le niveau de développement, notamment face aux défis macroéconomiques contemporains ?

1. Revue théorique rigoureuse : entre quantitativisme et monétarisme

1.1. Théorie quantitative de la monnaie : précurseurs à Fisher

1.1.1. Proto-théorie quantitative de la monnaie

Au XVI^e siècle, des penseurs européens comme Copernic, Azpilcueta, Bodin ou encore Malestroït observèrent un lien entre l'augmentation de la quantité d'or et d'argent et la hausse du niveau général des prix. Cette période, qualifiée de « siècle d'inflation », débuta en Espagne et s'étendit à toute l'Europe. L'absence d'instituts statistiques à l'époque oblige les chercheurs modernes à se référer à des reconstitutions historiques. Jean Imbert (1919-1999), historien français du droit, estima que le prix réel du blé doubla en France entre 1500 et 1600, et que le prix courant de la terre passa de 15 à 75 livres l'hectare. En ajustant les effets de la dévaluation monétaire, les prix nominaux furent multipliés par cinq et les prix réels par deux. De son côté, Luigi Einaudi (1874-1961), économiste et président de la République italienne, constata une hausse des prix courants en France de 627% entre 1471 et 1598, dont 209% (soit un tiers) s'expliquait par les dévaluations de la livre et 418% (deux tiers) par d'autres facteurs de « rehaussement des monnaies » (F. Poulon, 2016).

À cette époque, les réflexions économiques restaient empiriques, sans modèle rigoureux ni validation scientifique. Ce sont ces constats préliminaires que l'on désigne comme proto-théories quantitatives de la monnaie, préfigurant les travaux de Irving Fisher et Milton Friedman. Parmi les pionniers, Jean Bodin (1568) joua un rôle central. Il affirma que l'afflux

de métaux précieux – notamment en Espagne, suite à la colonisation de l'Amérique du Sud – augmentait la masse monétaire, ces métaux étant frappés en monnaie. Selon lui et ses contemporains, cette hausse de la monnaie en circulation, sans progression équivalente de la production de biens et services, entraînait une hausse des prix, conformément à la « loi des débouchés » de Jean-Baptiste Say (1767-1832). Dans un contexte où la quantité de biens restait stable et la monnaie doublait ou triplait, l'inflation devenait inévitable. La sortie de l'or espagnol, utilisée pour combler le déficit commercial du pays, contribua également à la diffusion de cette inflation en Europe.

Bodin concluait que l'inflation traduisait une baisse de la valeur de la monnaie, autrement dit une dépréciation. Cette position s'opposait à celle de Jehan Cherruyt de Malestroit, conseiller du roi Charles IX et président de la Cour des monnaies. Dans son rapport « *Paradoxes sur le faict des monnoyes* » (1566), Malestroit affirmait que la hausse des prix était illusoire, expliquant que ces derniers, exprimés en métaux précieux, n'avaient pas augmenté. Il attribuait la hausse apparente à une diminution de la teneur en métal précieux des pièces. Cette analyse fut vivement contestée par Bodin, donnant naissance à la célèbre controverse Bodin-Malestroit, considérée comme une étape fondatrice de la future théorie quantitative de la monnaie.

Ce débat a inspiré, au XVIII^e et début XIX^e siècle, les physiocrates comme François Quesnay (1694-1774), Richard Cantillon (1680-1734), Turgot (1727-1781), ainsi que les classiques comme Adam Smith (1723-1790) et David Ricardo (1772-1823). Ils précisèrent que les prix dépendent non seulement de la quantité de monnaie, mais surtout de sa vitesse de circulation. Ce fut la première formulation de la neutralité monétaire, affirmant que la monnaie n'a pas d'effet sur les grandeurs réelles. Say développa cette idée dans son concept de « monnaie-voile », selon lequel les produits s'échangent entre eux, la monnaie n'étant qu'un intermédiaire neutre. Ces idées furent formalisées par Irving Fisher en 1911 dans la première équation de la théorie quantitative de la monnaie.

1.1.2. Théorie quantitative de la monnaie et critiques

En 1911, Irving Fisher (1867-1947) formalise mathématiquement la théorie quantitative de la monnaie, issue des réflexions de ses prédécesseurs. Cette théorie postule que toute variation de la masse monétaire entraîne une variation proportionnelle du niveau général des prix, toutes choses égales par ailleurs (*ceteris paribus*) (Ponsard, 1959). Elle repose sur l'équation : $MV = PT$

Où M la masse monétaire en circulation, V la vitesse de circulation de la monnaie, P le niveau des prix et T le volume des transactions. Fisher considère que V et T sont relativement stables. Ainsi, une variation de M affecte directement P . Cela traduit l'idée de neutralité monétaire, selon laquelle la monnaie n'influe que sur les prix, sans effet sur les variables réelles. Il formule l'équation qui suit :

$$\Delta(MV) = \Delta(PT) \Leftrightarrow \Delta M = \Delta P$$

Cependant, en 1911 également, Joseph Schumpeter (1883-1950) introduit une perspective différente dans *La Théorie de l'évolution économique*. Il affirme que la monnaie devient non neutre lorsqu'elle est créée par le crédit bancaire pour financer l'investissement, stimulant ainsi la croissance. Cette idée préfigure les théories monétaristes de Milton Friedman, mais s'inscrit déjà dans les débats britanniques du XVIII^e siècle autour de la monnaie, dans un contexte de crises financières majeures : éclatement des bulles spéculatives en 1720 (Compagnie du Mississippi en France et *South Sea Company* au Royaume-Uni), panique bancaire britannique de 1825, crise américaine de 1837 touchant l'Angleterre, et pénurie d'or en 1839.

Ces débats donnent naissance à deux doctrines opposées : (1) le Currency Principle, défendu par Sir Robert Peel dans la loi de 1844, prône une monnaie exogène et strictement liée aux réserves d'or, pour éviter l'inflation. Et, (2) le Banking Principle, soutenu par Thomas Tooke et John Fullarton (École de Birmingham), affirme que la monnaie est endogène, créée selon les besoins de l'économie pour accompagner la croissance. Fisher, influencé par ces principes, affine sa formulation avec une équation plus complète :

$$M_1 \cdot V_1 + M_2 \cdot V_2 = PT$$

Où M_1 est la monnaie centrale (pièces, billets), V_1 la vitesse de circulation de M_1 , M_2 la monnaie bancaire et V_2 la vitesse de M_2 .

Contrairement à d'autres quantitativistes, Fisher ne voit pas toujours l'inflation comme un mal. Il introduit l'effet Fisher (1933) stipulant qu'une hausse (ou une baisse) du taux d'inflation entraîne une hausse (ou une baisse) du taux d'intérêt nominal.

Cette théorie inspire d'autres formalisations, notamment par Alfred Marshall (1842-1924) et Arthur Cecil Pigou (1877-1959) de l'école de Cambridge, qui remplacent T par Y , le niveau de production (plus mesurable), donnant :

$$MV = PY$$

D'où, avec V constant : $M = 1/V \cdot PY \Leftrightarrow M^d = k \cdot PY$ où $k = 1/V$ représente la propension à détenir de la monnaie. Plus la monnaie circule vite (V élevé), moins les agents la conservent

(k faible), et inversement. Cette vision suppose que la monnaie est un simple instrument d'échange, neutre par nature (W. Mezhoud & M. Achouche, 2018).

Cette hypothèse de neutralité est critiquée par John Maynard Keynes (1883-1946). Pour lui, la monnaie est active, car elle influence l'économie réelle à travers les coûts de production, l'investissement ou l'épargne. Il identifie trois motifs de détention de monnaie : (i) transactions : pour les échanges courants, (ii) précaution : pour se prémunir des imprévus, (iii) spéculation : en arbitrant entre monnaie et actifs financiers selon les anticipations de taux.

Keynes conserve l'approche de Cambridge, mais en affine la lecture. Il écrit :

$$k = M^d / PY$$

Pour les quantitativistes, cette équation implique :

$M^d = L_1(R) \Rightarrow k = L_1(R)/PY$, ce qui revient à dire que $L_2(i) = 0$, où L est la demande totale de monnaie, décomposée ainsi par : $L = L_1(R) + L_2(i)$.

Keynes reformule l'équation de Marshall en tenant compte de la spéculation, donnant :

$$k = (L - L_2(i)) / PY$$

Ainsi, il rompt avec l'idée de neutralité, soulignant que la monnaie est un facteur actif dans les dynamiques économiques réelles, en particulier dans les périodes de crise ou d'instabilité.

1.2. Monétarisme et application américaine

Milton Friedman (1912-2006), fondateur du monétarisme, remet en cause la stricte neutralité de la monnaie défendue par Irving Fisher. Dans *The Role of Monetary Policy* (1968), il distingue les effets de la politique monétaire à court terme et à long terme. À court terme, une hausse de la masse monétaire stimule la demande globale. En raison de l'illusion monétaire, les salariés croient que leur salaire réel augmente, alors qu'il s'agit d'une hausse nominale. Les entreprises, pensant que leurs coûts salariaux réels baissent, embauchent davantage. Cela provoque une baisse temporaire du chômage et une hausse de la production : la monnaie est donc non neutre à court terme. Or, à long terme, Friedman critique la courbe de Phillips (1958), affirmant que lorsque les anticipations d'inflation s'ajustent, les salaires nominaux augmentent proportionnellement aux prix. La production revient à son niveau naturel et le chômage au taux naturel, annulant tout arbitrage durable entre inflation et chômage. La monnaie redevient neutre à long terme, et les politiques de relance perdent leur efficacité structurelle. Les monétaristes privilégient donc la lutte contre l'inflation plutôt que contre le chômage.

Dans les années 1970, face à une inflation élevée due aux chocs pétroliers de 1973-74 et 1979, le président Jimmy Carter (1924-2024) nomme Paul Volcker (1927-2019), monétariste,

à la tête de la *Fed*. Il mène une politique de restriction monétaire visant à réduire la masse monétaire. En 1981, les taux d'intérêt atteignent 20%, entraînant une récession sévère. En 1982, année de la crise de la dette mexicaine, le PIB chute de -1,8% et le chômage atteint 9,7% (*donneesbanquemondiales.org*). Malgré l'échec initial, l'inflation est maîtrisée, mais au prix d'une crise globale, touchant surtout les pays en développement, notamment en Amérique latine.

1.3. Post-monétarisme et perspectives hétérodoxes

À partir des années 1980, le monétarisme perd son influence dominante, marquant la fin de son rôle central dans la théorie économique et la politique monétaire. Plusieurs facteurs expliquent ce déclin. D'abord, l'école monétariste a échoué à fournir un cadre théorique unifié : certains partisans, comme Milton Friedman, rejettent même le modèle IS/LM, affaiblissant sa cohérence interne. Ensuite, sur le plan pratique, la Fed abandonne en 1982 les règles monétaristes strictes et revient à une politique discrétionnaire fondée sur des cibles de taux d'intérêt, signe clair d'un désaveu. Enfin, la montée de la Nouvelle Économie Classique (NEC) dans les années 1980, plus rigoureuse sur le plan microéconomique, relègue le monétarisme au second plan.

Deux grandes orientations théoriques émergent, ensuite, entre autres :

- Le post-monétarisme, incarné par la NEC avec Robert Lucas (1937-2023), Neil Wallace (1939-) et Thomas Sargent (1943-), prolonge le monétarisme en y intégrant les anticipations rationnelles et en affinant les modèles grâce aux microfondations. Il dépasse le dogme de la neutralité monétaire à court terme, tout en restant attaché à l'héritage quantitativiste.
- Les perspectives hétérodoxes, comme le post-keynésianisme de Joan Robinson (1903-1983) et Hyman Minsky (1919-1996), rejettent les postulats monétaristes. Elles insistent sur la monnaie endogène, l'instabilité financière et le rôle des institutions. Apparus dès les années 1950-60, ces courants offrent une critique structurelle du monétarisme, enrichissant l'analyse des crises et des politiques monétaires. S'y ajoutent aussi des approches régulationnistes, institutionnalistes ou écologistes.

Synthèse théorique : le texte retrace l'évolution de la théorie monétaire, depuis les premières réflexions empiriques du XVI^e siècle jusqu'aux approches contemporaines. Il met en lumière la formalisation de la théorie quantitative de la monnaie par Fisher, fondée sur l'idée de neutralité monétaire, selon laquelle une variation de la masse monétaire entraîne une variation proportionnelle des prix, sans effet réel sur l'économie. Cette approche est critiquée par Keynes, qui introduit une monnaie active influençant l'investissement, l'épargne et l'emploi,

et par Schumpeter, qui voit dans la monnaie un moteur de l'innovation. Le monétarisme, avec Friedman, reprend l'héritage de Fisher mais distingue entre effets de court terme (non-neutralité) et long terme (neutralité) justifiant une politique centrée sur la lutte contre l'inflation. Cependant, les crises des années 1970-80 et l'abandon progressif des règles monétaristes ouvrent la voie à de nouvelles perspectives. Le post-monétarisme, notamment via la Nouvelle Économie Classique, introduit les anticipations rationnelles et des microfondations, tandis que les approches hétérodoxes (post-keynésiennes, régulationnistes) insistent sur la monnaie endogène, l'instabilité et le rôle des institutions. La principale divergence théorique réside ainsi dans la conception de la monnaie : exogène et neutre pour les quantitativistes/monétaristes, endogène et active pour les keynésiens et hétérodoxes.

2. Analyse empirique : Etats-Unis (1924-2024)

2.1. Présentation des données d'analyse

Dans *A Monetary History of the United States : 1867-1960*, Milton Friedman et Anna Schwartz (1963) analysent près d'un siècle de données monétaires, bancaires et macroéconomiques américaines pour démontrer l'impact de la masse monétaire sur l'économie. Ils montrent qu'à court terme, des contractions brutales de la masse monétaire entraînent de fortes baisses de l'activité. Par exemple, après des hausses du taux directeur en 1920, 1931 et 1937, la masse monétaire a chuté respectivement de 9%, 14% et 3%, ce qui a provoqué des reculs de la production industrielle de 30%, 24% et 34%. Ces résultats illustrent la non-neutralité de la monnaie à court terme, où celle-ci affecte directement la production et l'emploi.

En revanche, sur le long terme, ils observent que la croissance annuelle moyenne de la masse monétaire entre 1867 et 1960 est de 3,5%, tandis que l'inflation annuelle moyenne est de 3,3% ; ce qui confirme une relation stable entre l'offre de monnaie et l'inflation, sans effet durable sur les grandeurs réelles. Cette neutralité monétaire à long terme est notamment confirmée dans la période de transition après 1945, où l'expansion monétaire liée à la sortie de guerre provoque une hausse proportionnelle des prix.

Friedman privilégie l'agrégat M2¹ (incluant M1, les dépôts d'épargne de détail et les certificats de dépôt à court terme), car il présente la meilleure corrélation empirique avec le

¹ Nous avons choisi d'utiliser exclusivement l'agrégat M2 car il est à la fois celui utilisé par Friedman pour tester la théorie monétariste et le plus pertinent pour représenter la monnaie réellement mobilisable dans l'économie, contrairement à M1 (trop restreint) et M3 (trop large). Les variables de notre analyse sont M2, croissance et inflation car les autres variables essentiellement les taux d'intérêts, l'emploi et les facteurs structurels sont déjà utilisés dans d'autres articles qui traitent toujours le thème central : inflation (pour notre préparation à la HDR).

revenu national. Il recommande une croissance monétaire de 3 à 5% par an pour garantir une stabilité des prix : « *A rate of increase of 3 to 5 percent per year might be expected to correspond with a roughly stable price level* » (Friedman, 1960).

Ces conclusions fondent la théorie monétariste, postulant que la monnaie est active à court terme, mais neutre à long terme. Aujourd'hui, une réévaluation est envisagée sur la période 1924-2024 grâce aux données du BEA et du FRED, pour tester la robustesse de ces thèses.

Tableau N°1 : Taux de variation M2, inflation et croissance des USA de 1924-2024 (%)

Années	Taux de variation M2	Taux d'inflation	Taux de croissance	Années	Taux de variation M2	Taux d'inflation	Taux de croissance
1924	6.36	0	0	1974	6.48	11	-2.48
1925	8.35	2.3	3.78	1975	8.75	9.1	1.29
1926	10.07	1.1	0.96	1976	9.33	5.8	6.04
1927	10.17	-1.7	2.57	1977	1.95	6.5	3.01
1928	9.70	-1.7	7.95	1978	13.15	7.6	5.74
1929	0.87	0	1.44	1979	4.82	11.3	1.64
1930	4.23	-2.3	-7.05	1980	13.15	13.5	-0.22
1931	4.00	-9	-6.41	1981	3.25	10.3	5.18
1932	8.35	-9.9	-1.05	1982	1.80	6.2	-2.44
1933	7.34	-5.1	-0.60	1983	4.48	3.2	5.98
1934	10.02	3.1	4.15	1984	3.74	4.3	6.79
1935	1.67	2.2	0.60	1985	7.01	3.6	2.71
1936	15.17	1.5	3.39	1986	4.71	1.9	2.13
1937	9.79	3.6	1.69	1987	9.85	3.6	2.58
1938	3.40	-2.1	-3.00	1988	3.68	4.1	2.32
1939	4.80	-1.4	0.15	1989	7.98	4.8	2.26
1940	3.55	0.7	1.53	1990	5.24	5.4	0.17
1941	2.48	5	9.22	1991	2.84	4.2	-1.93
1942	10.14	10.9	5.25	1992	9.37	3	2.58
1943	4.84	6.1	10.11	1993	5.04	3	1.62
1944	6.03	1.7	5.68	1994	12.25	2.6	2.64
1945	8.97	2.3	4.49	1995	6.84	2.8	2.34

1946	1.04	8.3	5.79	1996	6.08	3	3.07
1947	4.04	14.4	3.63	1997	0.88	2.3	2.95
1948	6.16	8.1	5.85	1998	12.01	1.6	3.13
1949	7.41	-1.2	-1.86	1999	7.02	2.2	2.73
1950	11.57	1.3	4.83	2000	11.57	3.4	1.41
1951	4.17	7.9	5.38	2001	8.38	2.8	-1.26
1952	3.53	1.9	2.72	2002	5.01	1.6	1.02
1953	10.14	0.8	2.58	2003	2.26	2.3	2.39
1954	2.08	0.7	-0.82	2004	4.01	2.7	3.36
1955	7.22	-0.4	3.82	2005	9.61	3.4	3.45
1956	3.27	1.5	5.66	2006	11.80	3.2	2.87
1957	3.55	3.3	0.98	2007	5.11	2.8	2.47
1958	14.20	2,8	-0.98	2008	0.13	3.8	-2.89
1959	8.93	0.7	5.17	2009	6.81	-0.4	-0.88
1960	10.95	1.7	0.18	2010	5.90	1.6	4.06
1961	5.81	1	2.86	2011	8.16	3.2	1.44
1962	1.59	1	4.36	2012	8.26	2.1	1.95
1963	11.50	1.3	3.23	2013	9.59	1.5	1.98
1964	6.36	1.3	3.36	2014	6.08	1.6	2.14
1965	0.33	1.6	3.54	2015	6.57	0.1	1.81
1966	8.01	2.9	4.53	2016	9.14	1.3	1.87
1967	1.53	3.1	2.80	2017	8.45	2.1	1.78
1968	11.02	4.2	4.36	2018	6.35	2.4	2.57
1969	3.54	5.5	3.68	2019	9.75	1.8	2.61
1970	11.16	5.7	0.36	2020	8.55	1.2	-1.95
1971	4.66	4.4	4.15	2021	7.95	4.7	5.58
1972	5.26	3.2	3.68	2022	6.23	8	2.28
1973	8.46	6.2	2.57	2023	1.82	4.1	1.60
				2024	2.51	2.9	1.88

Source : Bureau of Economic Analysis (BEA) et du Federal Reserve Economic Data (FRED) du Federal Reserve Bank of St. Louis (1924-2024) in <https://fred.stlouisfed.org/>.

2.2. Méthodologie empirique

Notre objectif est de confirmer ou d'infirmer les résultats obtenus il y a plus d'un demi-siècle par Friedman et Schwartz, en utilisant la méthode de cointégration bivariée d'Engle et Granger (1987) appliquée *via EViews*. Nous disposons de séries temporelles annuelles couvrant 1924-2024 ($n=101$), portant sur le taux de croissance de M2, l'inflation (INFL) et la croissance du PIB (GROWTH) des États-Unis. Pour ce faire, plusieurs étapes économétriques sont nécessaires afin d'analyser deux relations clés : (1) la relation à court terme entre M2 et GROWTH et (2) la relation à long terme entre M2 et INFL, en procédant au :

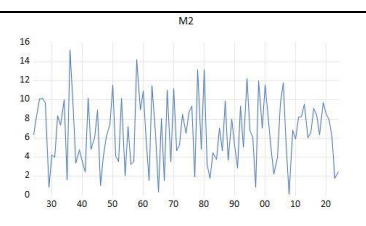
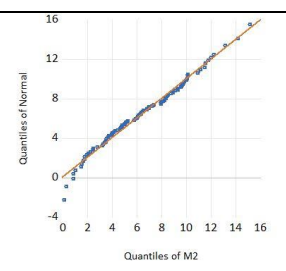
- Test de racine unitaire selon *Augmented Dickey-Fuller* (ADF, Dickey & Fuller, 1979) pour vérifier si les séries sont intégrées d'ordre un : $I(1)$ ou non.
- Test de cointégration de Johansen (1988), afin d'identifier si les variables $I(1)$ partagent une relation d'équilibre de long terme.
- Modèle VAR (*Vector Autoregression* ou autorégression vectorielle) en différences premières si les séries ne sont pas cointégrées, ce qui renvoi à la dynamique de court terme.
- Modèle VECM (*Vector Error Correction Model* ou Modèle à correction d'erreur vectoriel), si une relation de cointégration existe, offrant un cadre adapté pour capturer simultanément la dynamique à court terme et la relation d'équilibre à long terme, tout en permettant de tester la causalité au sens de Granger (1969).

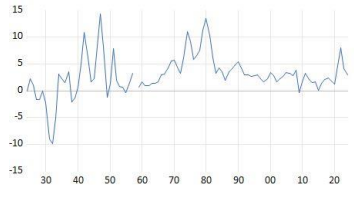
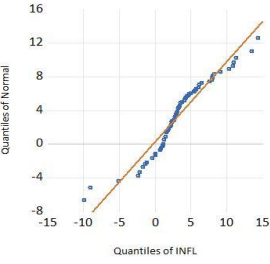
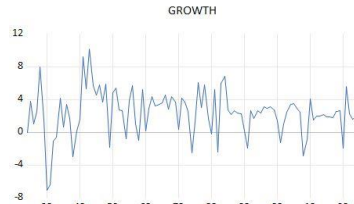
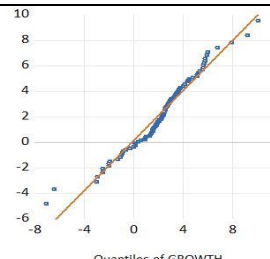
2.3. Interprétation des résultats empiriques

2.3.1. Tests de stationnarité d'ADF (1979)

Nous testons la stationnarité des trois séries temporelles M2, GROWTH et INFL pour savoir si elles sont intégrées de même ordre (présentent des risques de cointégrations) ou non. Pour cela, nous avons commencé par choisir le modèle adéquat pour conduire le test ADF (1979) selon les graphes (*Line & symbol* et Quantile-Quantile) et *p-value* suivants :

Tableau N°2 : Choix de modèles pour le test d'ADF (1979)

Séries	Figures 1, 2, 3, 4, 5, 6		Modèle test ADF	<i>p-value</i> $\leq \Rightarrow$ Décision test H0
	<i>Line & Symbol</i>	Quantile-Quantile		
M2	 Graphe en Ligne &		None (pas de constante)	0,283217 > 0,05 $\leq \Rightarrow \mu \neq 0$ (non significatif)

	Symbole pour M2			
INFL	 Graphe en Ligne & Symbole pour INFL		Intercept (inclure constante)	0,000001 < 0,05 <=> $\mu \neq 0$ (significatif)
GROWTH	 Graphe en Ligne & Symbole pour GROWTH		Intercept (inclure constante)	0,001015 < 0,05 <=> $\mu \neq 0$ (significatif)

Source : Sorties d'EViews, analyses auteurs, 2025.

En utilisant ces modèles, les tests de stationnarité sont décrits par le tableau suivant :

Tableau N°3 : Tests de stationnarités d'ADF (1979), basés automatiquement sur SIC*

Séries	Nombre de retards	Tests de stationnarité		Conclusions
		En niveau (t-stat vs t-lu 5%) [prob]	Première différence (.) [.]	
M2	Lag length=5** (Automatic-based on SIC, maxlag=12)	-0,826285 > - 1,944248 (0) [0,3555]	-8,986051 < -1,944248 (1) [0,0000]	I(1)
INFL	Lag length=2** (Automatic-based on SIC, maxlag=12)	-2,885880 > - 2,892536 (0) [0,0508]	-7,683553 < -2,893956 (1) [0,0000]	I(1)
GROWTH	Lag length=0** (Automatic-	-7,769293 < - 2,890623 (0) [0,0000]		I(0)

	<i>based on SIC, maxlag=12)</i>			
--	-------------------------------------	--	--	--

Source : Sorties d'EViews, analyses auteurs, 2025.

* *SIC ou Schwartz Info Criterion.*

** *Lag length* : c'est le nombre de retards, qui nous a garanti un test non-biaisé (résidus non-autocorrélés) sans perte de puissance statistique, basé automatiquement sur le critère de SIC.

Les résultats obtenus montrent que M2 et GROWTH ne sont pas intégrées de même ordre (respectivement I(1) et I(0)), ce qui exclut toute possibilité de cointégration à long terme pour ces deux séries et rend inutile le recours à un MCEV. Mais, qu'en est-il de la relation de courte période issue de l'estimation de VAR et relation de causalité ? Avant d'estimer le modèle VAR pour ces deux séries, qui ne sont pas intégrées de même ordre, nous avons déterminé le *lag* optimal sachant que M2 a pour retard $p = 5$ et GROWTH avec $p = 0$.

Tableau N°4 : Sorties d'EViews sélection de p dans un VAR entre GROWTH et dM2

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: GROWTH DM2
Exogenous variables: C
Date: 08/19/25 Time: 16:40
Sample: 1924 2024
Included observations: 96

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-529.8694	NA	222.4853	11.08061	11.13404	11.10221
1	-502.5121	53.00478	136.7685	10.59400	10.75427*	10.65879*
2	-499.1870	6.303838	138.7256	10.60806	10.87518	10.71604
3	-496.1717	5.590866	141.6476	10.62858	11.00255	10.77974
4	-486.7969	16.99189	126.7165	10.51660	10.99742	10.71096
5	-481.0135	10.24152*	122.2068*	10.47945*	11.06711	10.71699

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Après avoir fixé un maximum de retard à 12 (*maxlag*) dans le test ADF précédent, et en tenant compte du *lag length* retenu à 5 pour la série M2 (plutôt que 0 pour la série GROWTH), nous avons utilisé EViews pour déterminer le *lag* optimal du VAR bivarié. Les critères d'information indiquent des choix variés : LR, FPE et AIC recommandent un *lag* de 5, SC et HQ préconise 1. **Nous avons retenu un retard de 5 périodes pour l'estimation du VAR bivarié entre dM2 et GROWTH**, car il offre un équilibre satisfaisant entre précision et simplicité, permettant de saisir la dynamique du système sans complexifier inutilement le modèle.

Source : Analyses auteurs, 2025.

Avec ce *lag* optimal de 5 pour estimer le VAR bivarié entre dM2 (qui rend la série M2 stationnaire comme GROWTH), les résultats d'EViews montrent qu'il n'existe aucun effet croisé ni de $GROWTH_t$ expliqué par $dM2_{t-1,...,5}$ ni de $dM2_t$ expliqué par $GROWTH_{t-1,...,5}$; car tous les coefficients apparaissent non significatifs. Il en découle qu'aucune relation de court terme n'émerge du modèle VAR entre ces variables. Il convient désormais de tester l'existence éventuelle d'une relation de causalité entre elles.

Tableau N°5 : Sorties d'EViews causalité de Granger entre GROWTH et dM2

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 08/15/25 Time: 11:03
Sample: 1924 2024
Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
DM2 does not Granger Cause GROWTH	96	0.96251	0.4455
GROWTH does not Granger Cause DM2		1.39308	0.2351

À court terme, l'estimation d'un VAR utilisant dM2 et GROWTH ne révèle aucun coefficient significatif.

Le test de causalité de Granger confirme que dM2 n'influence pas GROWTH et que GROWTH n'influence pas la dM2 (toutes les *p-values* > 0,05).
=> **La non-neutralité à court terme des monétaristes n'est pas vérifiée.**

Source : Analyses auteurs, 2025.

Conclusion préliminaire : Ainsi, sur ce siècle d'observation, la politique monétaire américaine, mesurée par M2, ne semble exercer aucun effet notable sur la croissance économique ou GROWTH. La non-neutralité monétaire à court terme n'est pas vérifiée, puisque ces deux variables ne peuvent pas être cointégrées. Contrairement aux conclusions de Friedman et Schwartz (1961), qui avaient mis en évidence une influence de la monnaie sur la croissance à court terme sur des données comparables à leur époque, cette relation semble aujourd'hui être remise en cause. En d'autres termes, nos résultats suggèrent que les politiques monétaires de la *Fed* au cours des soixante dernières années n'ont pas produit de croissance économique réelle, durable à court terme, aux États-Unis. Cette croissance pourrait donc s'expliquer par d'autres variables macroéconomiques que la masse monétaire, ce qui conduit au rejet de la thèse monétariste à court terme. Il reste à examiner la relation à long terme entre M2 et INFL, puisque ces deux séries sont $I(1)$ et peuvent présenter un risque de cointégration.

2.3.2. Test de cointégration de Johansen (1988)

✚ Détermination du lag optimal pour le VAR bivarié entre M2 et INFL

Nous commençons par créer un modèle VAR pour les deux variables $I(1)$ dans le but de déterminer le nombre optimal de retards (*lags*) qui capture au mieux la dynamique conjointe de ces deux séries présentant un risque de cointégration avec un retard de 5 pour M2 et 2 pour INFL (Tableau 3). C'est une condition préalable nécessaire pour effectuer le test de Johansen (1988). Nous allons ainsi choisir un nombre de *lag* unique pour le VAR bivarié M2 et INFL.

Tableau N°6 : Sorties d'EViews sélection de p dans un VAR entre M2 et INFL

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: M2 INFL
Exogenous variables: C
Date: 08/12/25 Time: 14:26
Sample: 1924 2024
Included observations: 90

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-484.3889	NA	169.5063	10.80864	10.86419	10.83104
1	-450.7432	65.04840	87.71946	10.14985	10.31650*	10.21705
2	-445.0673	10.72110	84.52790	10.11261	10.39036	10.22461
3	-432.9989	22.25947	70.68156	9.93309	10.32217	10.09012*
4	-427.7119	9.516592*	68.73762*	9.904709*	10.40467	10.10632
5	-426.2570	2.554266	72.81836	9.961266	10.57233	10.20768

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Après avoir fixé un maximum de retard à 12 (*maxlag*) dans le test ADF précédent, et en tenant compte du *lag length* retenu à 5 pour la série M2 (plutôt que 2 pour la série INFL), nous avons utilisé EViews pour déterminer le *lag* optimal du VAR bivarié. Les critères d'information indiquent des choix variés : LR, FPE et AIC recommandent un *lag* de 4, HQ suggère 3, tandis que SC préconise 1. **Nous retenons le lag 4 pour l'estimation du VAR bivarié entre M2 et INFL**, car c'est celui qui assure un bon compromis entre précision et parcimonie, capturant suffisamment la dynamique sans surcharger le modèle.

Source : Analyses auteurs, 2025.

✚ Estimation du VAR bivarié entre M2 et INFL

Avec un *lag* optimal de 4, nous avons vu d'après les sorties d'EViews pour le modèle VAR estimé – après analyse des t-statistiques (en valeurs absolues supérieures à 1,96) – que les

coefficients significatifs pour INFL correspondent aux retards 1, 2 et 3 ; tandis que pour M2, ce sont les retards 1, 3 et 4 qui montrent une significativité statistique. Cela indique que l'évolution actuelle de chaque variable est influencée par ses propres valeurs passées seulement, car les *lags* des autres variables ne sont pas significatifs. Autrement dit, l'effet croisé n'a pas été retenu dans notre VAR final probablement dû au fait que chaque variable est principalement influencée par sa propre dynamique passée. Cela peut s'expliquer par des délais différents, des relations indirectes non captées par le modèle, ou par la simplicité de la spécification VAR linéaire utilisée. Ainsi, nous avons les deux modèles suivants :

$$INFL_t = 1,530740 + 1,041917 INFL_{t-1} - 0,670342 INFL_{t-2} + 0,357838 INFL_{t-3} + \varepsilon_{1t}$$

(1,20121)*	(9,36642)	(-4,18925)	(2,19064)
[1,27433]**	[0,1124]	[0,16001]	[0,16335]

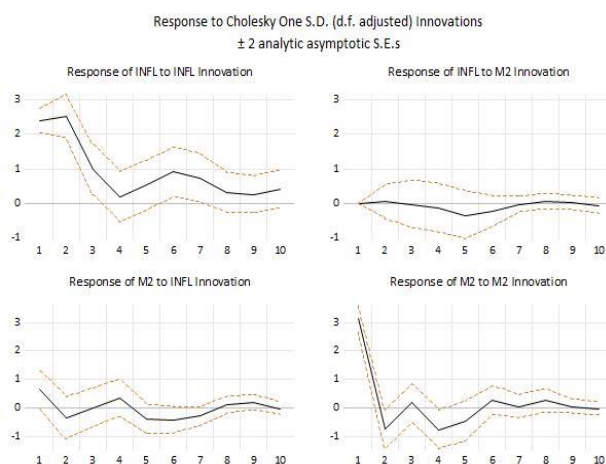
*t-statistique, **p-critique

$$M2_t = 11,70360 - 0,237184 M2_{t-1} - 0,670342 M2_{t-3} + 0,357838 M2_{t-4} + \varepsilon_{2t}$$

(1,20121)	(-2,20863)	(-2,23562)	(-2,49639)
[1,27433]	[0,10739]	[0,10326]	[0,10447]

Donc, d'une façon précoce, l'absence d'effet croisé dans le VAR est un signe fort que la causalité de Granger (1969) entre ces variables pourrait ne pas exister. En outre, ce modèle VAR est stable qui veut dire encore que nos résultats ne présentent aucun biais selon les figures sorties d'Eviews suivants :

Figures 7, 8, 9, 10 : Sorties d'EViews réponses aux innovations Cholesky²



- 1. Réponse de INFL à un choc sur INFL (graphique en haut à gauche) :** l'inflation réagit fortement et positivement à son propre choc, puis décroît vers zéro autour des périodes 8-10, montrant une dynamique stable.
- 2. Réponse de INFL à un choc sur M2 (en haut à droite) :** l'inflation réagit faiblement, parfois négativement, à un choc sur M2 sans effet durable ni instabilité, montrant un impact immédiat limité.
- 3. Réponse de M2 à un choc sur INFL (en bas à gauche) :** M2 réagit modérément et positivement à un choc sur l'inflation, puis la réponse décroît progressivement pour revenir proche de zéro, indiquant un effet transitoire.
- 4. Réponse de M2 à un choc sur M2 (en bas à droite) :** M2 réagit fortement à son propre choc, puis décroît rapidement et fluctue près de zéro dès la période 5, témoignant d'une dynamique stable.

Source : Analyses auteurs, 2025.

² Le concept des réponses aux innovations Cholesky, formalisé par Christopher Sims en 1980 dans le cadre des modèles VAR, permet d'analyser l'effet d'un choc exogène sur les variables d'un système, ici la masse monétaire (M2) et l'inflation (INFL), en illustrant comment chacune réagit dans le temps à un choc sur elle-même ou sur l'autre.

Ainsi, l'inflation réagit fortement à ses propres variations, mais faiblement aux chocs de M2. Or, M2 s'ajuste rapidement à ses propres chocs et ne subit que des effets transitoires de la série INFL, reflétant une dynamique globale stable et équilibrée, des résultats, confirmée par :

Tableau N°7 : Sorties d'EViews test d'autocorrélation des résidus

VAR Residual Serial Correlation LM Tests
Date: 08/12/25 Time: 16:35
Sample: 1924 2024
Included observations: 92

Null hypothesis: No serial correlation at lag h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.246909	4	0.6905	0.562152	(4, 160.0)	0.6905
2	2.972643	4	0.5624	0.745405	(4, 160.0)	0.5624
3	4.572574	4	0.3340	1.152329	(4, 160.0)	0.3340
4	6.127807	4	0.1898	1.551780	(4, 160.0)	0.1898

Null hypothesis: No serial correlation at lags 1 to h

Lag	LRE* stat	df	Prob.	Rao F-stat	df	Prob.
1	2.246909	4	0.6905	0.562152	(4, 160.0)	0.6905
2	4.009217	8	0.8563	0.497948	(8, 156.0)	0.8563
3	7.666646	12	0.8106	0.633892	(12, 152.0)	0.8108
4	14.62050	16	0.5526	0.914989	(16, 148.0)	0.5534

*Edgeworth expansion corrected likelihood ratio statistic.

Ce tableau des résultats du test LM d'autocorrélation des résidus indique que :
- Pour chaque *lag* (de 1 à 4), la *Prob.* est toujours bien supérieure à 0,05.

=> On ne rejette pas l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation des résidus.

- La même conclusion tient pour le test cumulatif (*lags* 1 à *h*), où les *p-values* restent élevées.

En résumé, le test LM d'autocorrélation des résidus appliqué au VAR bivarié entre INFL et M2, avec jusqu'à 4 retards, donne des *p-values* largement supérieures au seuil de 5%, indiquant l'absence d'autocorrélation significative dans les résidus et validant la spécification du modèle.

Source : Analyses auteurs, 2025.

Le test LM d'autocorrélation des résidus appliqué au VAR bivarié entre INFL et M2, avec jusqu'à 4 retards, montre des *p-values* largement supérieures à 5% pour chaque *lag* et pour le test cumulatif, indiquant l'absence d'autocorrélation significative et confirmant la bonne spécification des modèles précédents.

Test de cointégration de Johansen (1988) entre INFL et M2

a- Détermination du rang (*rank*) de cointégration : nombre de relation à long terme

Nous utilisons deux hypothèses fondamentales : (H0) aucune relation de cointégration (*none**) et (H1) pas plus d'une relation de cointégration (*at most 1**) selon les résultats :

- Statistique de trace (*trace test*)

Tableau N°8 : Sorties d'EViews de Trace test

Date: 08/13/25 Time: 09:06
Sample (adjusted): 1929 2024
Included observations: 90 after adjustments
Trend assumption: Linear deterministic trend
Series: INFL M2
Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.270019	33.22845	15.49471	0.0000
At most 1 *	0.053011	4.902119	3.841465	0.0268

Trace test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Pour un nombre de *lag* égal à 4, les valeurs de *Prob*** (selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999) *p-values*) sont de $0,0000 < 0,05$ et de $0,0268 < 0,05$; donc on rejette l'hypothèse H0. Ainsi, selon le test de trace statistique, il n'existe pas plus d'une relation de cointégration ($r = 1$).

Source : Analyses auteurs, 2025.

- Statistique de maximum de valeur propre (*maximum Eigenvalue test*)

Tableau N°9 : Sorties d'EViews de Maximum Eigenvalue

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)				
Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.270019	28.32633	14.26460	0.0002
At most 1 *	0.053011	4.902119	3.841465	0.0268

Max-eigenvalue test indicates 2 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level
* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level
**Mackinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Pour un nombre de *lag* égal à 4, les valeurs de *Prob*** de $0,0002 < 0,05$ et de $0,0268 < 0,05$ indique que *HO* est rejetée. Ainsi, il n'existe pas plus d'une relation de cointégration.

En conclusion, les deux séries INFL et M2, intégrées de même ordre évoluent ensemble sur le long terme selon une relation stable (que nous allons définir), malgré les fluctuations de court terme.

Source : Analyses auteurs, 2025.

b- Coefficient de cointégration normalisé : équation de long terme

Tableau N°10 : Equation de cointégration entre INFL et M2

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*S11*b=1):		
INFL	M2	
0.027673	0.946245	
0.345101	-0.006330	

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):		
D(INFL)	-0.006781	-0.534277
D(M2)	-1.799543	-0.146843

1 Cointegrating Equation(s):	Log likelihood	-428.7080
------------------------------	----------------	-----------

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)		
INFL	M2	
1.000000	34.19341	
	(6.26898)	

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)		
D(INFL)	-0.000188	(0.00718)
D(M2)	-0.049799	(0.00936)

EViews a choisi de normaliser sur INFL = 1,000000 qui fait que : **INFL + 34,19341 M2 = 0**. Cela veut dire qu'à long terme, INFL et M2 évoluent ensemble avec ce ratio, qui nous donne la relation de cointégration suivante :

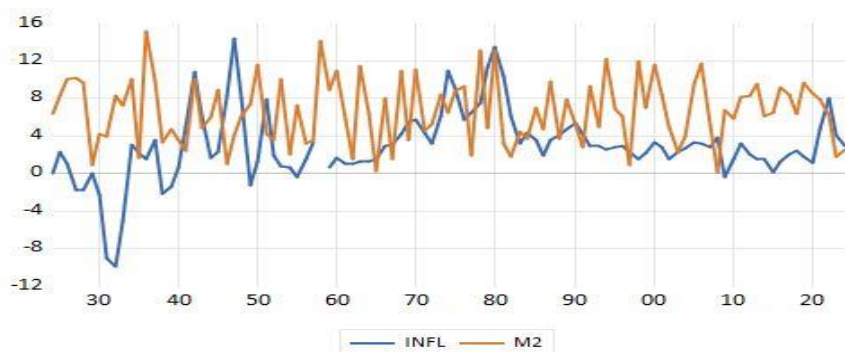
$$INFL_t = -34,19341 M2_t \\ (6,26898)$$

Si M2 augmente de 1 unité, INFL baisse de 34, 19 unités (ou inversement selon le signe attendu) pour que la relation d'équilibre soit respectée. Notons que, d'après ces résultats, c'est surtout **M2 qui ajuste INFL pour revenir à l'équilibre**, mais non pas l'inverse (cet ajustement serait beaucoup plus évident dans les équations de court terme).

Source : Analyses auteurs, 2025.

Le graphique suivant décrit la relation inverse à long terme entre ces deux variables :

Figure N°11 : Relation à long terme entre INFL et M2 de 1924-2024 (%)



Source : Sortie d'EViews, Analyses auteurs, 2025.

Conclusion : tout comme la relation à court terme entre M2 et GROWTH qui ne peut pas exister, la relation à long terme n'est pas vérifiée non plus. En fait, les séries INFL et M2 n'évoluent pas dans le même sens (car une hausse de la masse monétaire induit une baisse très considérable de l'inflation, contrairement aux prédictions théoriques). Ce qui indique que la neutralité monétaire à long terme n'est pas validée. Ainsi, plus de soixante ans après, les prédictions du monétarisme, formulées par M. Friedman (1968), ne permettent plus d'expliquer ni la croissance économique à court terme aux États-Unis ni l'inflation à long terme ; tous deux à travers la politique monétaire. Or, force est de constater que nombreux sont les travaux qui valident encore ces courants théoriques. Ainsi, la théorie de Friedman échoue à fournir un cadre d'analyse pertinent pour la croissance et l'inflation contemporaines. Autrement dit, le monétarisme est rejeté et, par répercussion, le quantitativisme, qui prône la neutralité monétaire stricte sans tenir compte de la période étudiée, est également remis en cause. Pour les recherches futures, il apparaît donc nécessaire de s'orienter vers d'autres courants théoriques capables d'expliquer de manière plus adéquate l'inflation.

Modèle à correction d'erreur vectoriel (MCEV³)

Comme il existe une relation de long terme entre les deux séries cointégrées, nous avons recours à MCEV pour estimer la relation de court terme entre elles qui s'écrit comme suit (d'après le tableau précédent sorti d'EViews sur le coefficient de cointégration normalisé) :

a- Relation de long terme (vecteur de cointégration)

$$ECT_{t-1} = INFL_{t-1} + 34,19341 M2_{t-1} \\ (6,26898)^*$$

*Standard error (.)

Où ECT (*Error correction term*) est le terme de correction d'erreur c'est-à-dire l'écart par rapport à l'équilibre de long terme.

b- Dynamique de court terme (avec les alpha)

$$\Delta INFL_t = -0,000188 ECT_{t-1} + \sum_{i=1 \text{ à } 3} (\emptyset_{11,i} \Delta INFL_{t-i} + \emptyset_{12,i} \Delta M2_{t-i}) + \mu_{1t} \\ (0,00718)$$

$$\Delta M2_t = -0,049799 ECT_{t-1} + \sum_{i=1 \text{ à } 3} (\emptyset_{21,i} \Delta INFL_{t-i} + \emptyset_{22,i} \Delta M2_{t-i}) + \mu_{2t} \\ (0,00936)$$

Où -0,000188 et -0,049799 sont les vitesses d'ajustement vers l'équilibre de long terme et $\emptyset_{11,i}$, $\emptyset_{12,i}$, $\emptyset_{21,i}$ et $\emptyset_{22,i}$ avec $i = 1, \dots, 3$ (qui est égal au lag optimal 4-1) les effets de retards de

³ Même si notre version d'EViews 12 (*Student Lite*) présente des limites, essentiellement dans la conduite du MCEV, nous avons pu faire une analyse complète ; sans avoir accès à tous les coefficients des variables retardées à court terme : $\emptyset_{11,i}$, $\emptyset_{12,i}$, $\emptyset_{21,i}$ et $\emptyset_{22,i}$ avec $i = 1, \dots, 3$.

court terme. Ces équations montrent que l'ajustement vers le long terme passe surtout par M2, car sa vitesse d'ajustement de -0,049799 est significatif d'après l'écart-type (.). Ainsi, à court terme, les variations présentes de M2 influencent significativement les valeurs de l'inflation de trois années précédentes (selon l'équation 2), mais l'inverse est moins vrai (équation 1), car – c'est confirmé – l'inflation n'ajuste pas beaucoup M2 immédiatement.

Conclusion : on peut conclure que la politique monétaire de la *Fed* (qui consiste à agir sur l'agrégat de monnaie M2) est le canal principal de correction des déséquilibres inflation-M2 à court terme, car l'inflation reste rigide pour une durée d'au plus 3 ans. Ainsi, à titre préliminaire, M2 semble causer INFL, et non l'inverse, ce que nous vérifierons par la suite à l'aide d'un test de causalité de Granger.

✚ Test de causalité de Granger (1969)

Vu que INFL et M2 sont des séries I(1), pour conduire le test de causalité de Granger (1969), nous exploitons des données en différences premières (et non pas en niveau) pour éviter des résultats faussement significatifs (*spurious correlation*). Via ce procédé, EViews nous a ressorti une causalité à court terme avec un *lag* = 4 :

Tableau N°11 : Sorties d'EViews causalité de Granger

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests			
Date: 08/13/25 Time: 11:16			
Sample: 1924 2024			
Included observations: 97			
Dependent variable: DINFL			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DM2	1.818740	4	0.7691
All	1.818740	4	0.7691
Dependent variable: DM2			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
DINFL	7.253869	4	0.1231
All	7.253869	4	0.1231

➤ **dINFL dépendante, dM2 explicative :**

$p = 0,7691 > 0,05 \rightarrow$ on ne rejette pas H_0
=> dM2 ne cause pas Granger dINFL à court terme.

➤ **dM2 dépendante, dINFL explicative :**

$p = 0,1231 > 0,05 \rightarrow$ on ne rejette pas H_0
=> dINFL ne cause pas Granger dM2 à court terme.

En conclusion, il n'y a pas de causalité à court terme entre INF et M2 selon le test de Granger (1969) avec un *lag* égal à 4.

Ainsi, ni la masse monétaire M2 ne cause l'inflation à court terme, ni l'inflation n'influence la masse monétaire.

Ce qui veut dire que **la Fed définit la politique monétaire pour atteindre d'autres grands objectifs macroéconomiques qui peuvent être le chômage et/ou la balance commerciale des paiements**, mais non pas pour viser un objectif quelconque d'inflation (ni à court terme – résultant de ce test de causalité – ni à long terme d'après le test de cointégration) encore moins de croissance économique (vu que les séries M2 et GROWTH ne sont pas intégrées de même ordre).

Source : Analyses auteurs, 2025.

Ainsi, à la lumière de ces constats, se dessine une perspective de recherche future : établir un lien entre l'inflation et le chômage (afin de confirmer ou d'infirmer la validité de la courbe de Phillips (1958), par exemple dans le contexte de la Grande-Bretagne actuelle en utilisant des données à partir de 1970, vu que sa théorie n'a pas pu expliquer les deux chocs pétroliers) et/ou entre l'inflation et la balance des paiements (correspondant à l'Approche monétaire de la balance des paiements, dont l'œuvre fondatrice revient à J. J. Polak, 1954, et qui fut par la suite approfondie par d'autres théoriciens tels que H. J. Johnson, M. Mussa dans les années 70 et le Fonds monétaire international (FMI) dans les années 1980). Ce dernier axe de recherche a déjà été exploré dans notre thèse de doctorat (Rakotozafy, 2015) et consolidé par un article scientifique intitulé « *Programmation financière du FMI à Madagascar : Approche monétaire de la balance des paiements (AMBP)* ». Une telle orientation permettrait également de pallier la principale limite de la présente étude : pour expliquer l'inflation, nous nous sommes cantonnés à la politique monétaire (et réciproquement), alors qu'elle peut également s'éclairer par d'autres grandes variables macroéconomiques précitées. Or, les résultats de notre recherche sont robustes, car ils sont basés sur une revue théorique rigoureuse, des données d'analyse de très longue période (plus de cent ans), des tests économétriques très complets exploités par un logiciel économétrique de renom et des analyses approfondies et critiques.

3. Confrontation critique avec d'autres études⁴

3.1. Revue des travaux antérieurs sur le quantitatifisme et le monétarisme

Sanyal & Ehlen (2025) – *États-Unis*. Cette étude remet en question la vision quantitativiste selon laquelle l'inflation est principalement un phénomène monétaire. Les auteurs suggèrent que les changements structurels, plutôt que la politique monétaire, sont les principaux déterminants des taux d'inflation.

Borio & al. (2023) – *États-Unis et Union européenne*. L'analyse révèle que la relation entre la croissance de la masse monétaire et l'inflation est forte lorsque l'inflation est élevée, mais pratiquement inexistante lorsque l'inflation est faible ; suggérant que la théorie quantitative de la monnaie n'est pas toujours universellement applicable.

Petrevski (2023) – *Divers pays*. Cette revue de la littérature empirique sur le ciblage de l'inflation conclut qu'il n'existe pas de preuves convaincantes que la politique de ciblage de

⁴ Le but de cette section c'est montrer la dimension internationale et/ou comparative de notre étude pour renforcer la portée externe de nos résultats de recherche en analysant des cas de pays ayant validé ou pas les deux théories fondatrices qui expliquent l'inflation.

l'inflation améliore la performance macroéconomique, notamment en ce qui concerne la croissance économique ou la volatilité de la production.

Iacopini, Poon, Rossini & Zhu (2023) – *États-Unis et Union européenne*. Cette étude utilise une approche de régression quantile pour examiner les effets de la croissance de la masse monétaire sur l'inflation. Les résultats montrent que la masse monétaire a un impact significatif sur l'inflation uniquement dans les quantiles supérieurs de la distribution de la croissance de la masse monétaire, suggérant que la relation entre la masse monétaire et l'inflation est faible pendant les périodes de stabilité économique.

Chengsi Zhang (2013) – *Chine*. Les résultats montrent que la masse monétaire a un impact sur la production à court terme, mais est neutre à long terme. De plus, ils constatent que la masse monétaire affecte les prix à la fois à court et à long terme, ce qui suggère que la relation entre la masse monétaire et l'inflation est plus complexe que celle postulée par le monétarisme.

Stojanovikj & Petrevski (2021) – *Pays émergents*. Cette étude examine les effets macroéconomiques du ciblage de l'inflation dans 44 économies de marché émergentes. Les résultats suggèrent que le ciblage de l'inflation n'a pas d'effet significatif sur la croissance économique ou la volatilité de la production, remettant en question l'efficacité de cette stratégie monétaire.

Andersen, Malchow-Møller & Nordvig (2015) – *Pays avancés*. Ces auteurs analysent l'impact du ciblage de l'inflation sur les économies avancées depuis la Grande récession et montrent que cette stratégie n'a pas amélioré significativement la croissance ou la stabilité des prix, suggérant une efficacité limitée du ciblage strict de l'inflation.

3.2. Quels points de convergence ou de divergence avec nos résultats ?

Certains auteurs ont ainsi trouvé le même constat que le nôtre : remise en cause du quantitativisme/monétarisme. Or, il faut aussi admettre que nombreux sont les chercheurs qui ont pu encore valider les prédictions de ces théories face aux contextes mondiaux actuels. Ainsi, ces décalages de résultats de recherche peuvent s'expliquer par différents facteurs majeurs, entre autres :

- Les changements structurels dans l'économie américaine comme la déréglementation financière, les innovations technologiques et financières, l'évolution du système bancaire et monétaire (ex. marchés dérivés, *fintechs*)... Ces changements peuvent modifier la transmission de la politique monétaire vers l'inflation et la croissance, rendant les relations passées moins fiables.

- Le rôle de la vitesse de circulation de la monnaie, qui, dans la théorie quantitative, le lien monnaie-prix suppose une vitesse relativement stable. Or, la vitesse a fortement varié, surtout depuis les années 1980 (éclatement de la crise de la dette) et durant la période récente (post-Covid) ; ce qui affaiblit le lien direct entre M2 et inflation.
- L'influence des facteurs exogènes et globaux tels que les chocs pétroliers (des années 70), les crises financières internationales (comme celle de 2008), les politiques fiscales expansionnistes ou restrictions réglementaires. Ces éléments peuvent masquer ou décaler l'effet de la masse monétaire sur l'inflation et la croissance.
- Les limites des séries historiques et agrégats utilisés (même si ce n'est pas vraiment notre cas). En fait, si tel est le cas, M2 peut ne pas capter l'ensemble de la liquidité pertinente pour l'économie réelle ou la formation des prix. Ainsi, des sous-effets par secteur ou segment financier peuvent affaiblir la relation observée au niveau macroéconomique.
- Les effets asymétriques ou non linéaires comme l'impact d'une hausse monétaire peut varier selon le niveau de taux d'intérêt, le cycle économique, ou la perception d'inflation future. Les relations linéaires classiques peuvent ne pas détecter ces effets complexes par une non-validation empirique.

3.3. Implications pour la théorie : faut-il dépasser le monétarisme ?

Les résultats empiriques révèlent les limites du monétarisme classique dans un contexte contemporain complexe. Outre les transformations économiques et les effets non linéaires, la transition climatique, les pandémies (Covid-19), les conflits internationaux (Ukraine, Israël-Palestine) et la guerre commerciale déclenchée par les droits de douane de l'administration Trump... perturbent la production, les prix et la stabilité financière, modifiant ainsi la transmission de la politique monétaire. Ces constats suggèrent de dépasser le monétarisme strict et d'adopter des approches plus larges, intégrant dynamiques économiques, financières, environnementales et géopolitiques. On peut émettre des réflexions sur les trois exemples de modèles suivants :

- Modèle DSGE (en français, Modèle d'Équilibre Général Dynamique et Stochastique) avec agents hétérogènes et chocs multiples : ces modèles, tels que ceux développés par Smets & Wouters (2007), intègrent des frictions nominales et réelles, permettant d'analyser les effets combinés de différents chocs économiques.
- Modèles IAM (en français, Modèle d'Évaluation Intégrée) du climat comme le DICE (Modèle Économique Climatique Intégré et Dynamique, en français) développé par Nordhaus

(2017) qui intègre les politiques économiques et climatiques, permettant d'évaluer leurs coûts et bénéfices.

- FSAP du FMI (Programme d'Évaluation du Secteur Financier en français). Ces programmes évaluent la résilience des systèmes financiers nationaux face à divers chocs, en intégrant des tests de résistance et des analyses de vulnérabilité (FMI, 2023).

Conclusion

Cette recherche a permis d'examiner la validité empirique du quantitativisme/monétarisme à travers l'analyse de la relation entre l'agrégat monétaire M2, la croissance et l'inflation aux États-Unis sur la période 1924-2024. Les résultats obtenus montrent que la non-neutralité monétaire à court terme n'est pas confirmée et que la neutralité monétaire à long terme n'est pas vérifiée non plus. En fait, M2 et inflation n'évoluent pas dans le même sens, ce qui contredit les prédictions classiques de Friedman (1968). Cette synthèse critique rejoint certains travaux récents qui remettent en question le monétarisme, tout en reconnaissant que de nombreux auteurs continuent de valider partiellement ces thèses monétaires.

L'apport scientifique de cette étude réside dans la combinaison d'une longue série temporelle (centenaire) et de tests économétriques robustes, offrant un éclairage inédit sur la dynamique monétaire américaine à la fois à court et à long terme. En outre, cette recherche met en évidence l'importance d'intégrer les facteurs contemporains dans l'analyse monétaire : transformations structurelles de l'économie, innovations financières et technologiques, variations de la vitesse monétaire, transition écologique, pandémies (Covid-19), conflits internationaux (Ukraine, Israël-Palestine) et guerres commerciales (droits de douane de l'administration Trump). Ces éléments complexifient la transmission de la politique monétaire et expliquent en partie la non-validation des relations traditionnelles M2-inflation-croissance.

Cette étude présente certaines limites. Elle repose sur l'agrégat M2, n'intègre pas les effets sectoriels ou régionaux et se concentre sur les États-Unis, limitant la généralisation des résultats. Néanmoins, elle ouvre des perspectives prometteuses : les modèles DSGE (*Dynamic Stochastic General Equilibrium*), IAM (*Integrated Assessment Models*) et FSAP (*Financial Sector Assessment Programs*) permettent d'analyser simultanément les dimensions économiques, financières, environnementales et géopolitiques. De futures recherches pourraient tester la robustesse des prédictions monétaristes face aux chocs multiples, transitions climatiques et tensions géopolitiques ; dépassant le monétarisme classique et enrichissant la compréhension des liens entre masse monétaire, inflation et croissance.

Bibliographie

- Andersen, T. B., Malchow-Møller, N. & Nordvig, J. (2015). Inflation targeting and macroeconomic performance since the Great Recession. Oxford Economic Papers, Oxford University Press, 67(3), 598-613.
- Borio, C., Hofmann, B., & Zakrajšek, E. (2023). « Money growth and inflation : new evidence from advanced economies ». Bank for International Settlements.
- Chengsi Zhang. (2010). « Monetary dynamics of inflation in China ». ResearchGate.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. Journal of the American Statistical Association, 74(366), 427-431.
- Engle, R. and Granger, C. (1987) Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation and Testing. Econometrica, 55, 251-276.
- Fisher, I. (1911), The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises, New York, NY: Macmillan.
- Friedman, M. & Schwartz, A. J. (1963), A Monetary History of the United States : 1867-1960, Princeton, NJ : Princeton University Press for the National Bureau of Economic Research.
- Friedman, M. (1960), A Program for Monetary Stability, New York, NY : Fordham University Press.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. The American Economic Review, 58(1), 1-17.
- Gossé, J.-B. & Guillaumin, C. (2011). « Christopher A. Sims et la représentation VAR ». hal-00642920.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. Econometrica, 37(3), 424-438.
- Iacopini, M., Poon, A., Rossini, L. & Zhu, D. (2023). « Money growth and inflation : a quantile sensitivity approach ». arXiv:2308.05486 (v3).
- International Monetary Fund. (2023). « Financial Sector Assessment Program (FSAP) ». imf.org.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. Journal of Economic Dynamics and Control, 12(2-3), 231-254.

- Mezhoud, W. & Achouche, M. (2018). La dynamique des prix en Algérie. Une analyse par la théorie quantitative de la monnaie. *Revue algérienne de développement économique*, 5(2), 128-142.
- Nordhaus, W. D. (2017). Revisiting the social cost of carbon. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(7), 1518-1523.
- Petrevski, G. (2023). « Inflation targeting and macroeconomic performance : a literature review ». SSRN.
- Phillips, A.W. (1958). The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom : 1861-1957. *Economica*, 25(100), 283-299.
- Ponsard, C. (1959). La théorie quantitative de la monnaie. *Chronique des sciences sociales, Persée, Annales*, 14(1), 106-121.
- Poulon, F. (2016), *La pensée monétaire*, Les Topos, Paris : Dunod.
- Rakotozafy, H. A. (2015). « Le Fonds monétaire international dans le redressement de la balance des paiements des Pays en développement : le cas de Madagascar », Thèse de Doctorat en Economie, Université d'Antananarivo, Madagascar.
- Sanyal, P., & Ehlen, M. (2025). « Monetary policy and inflation in the USA structural approach ». SCIRP.
- Schumpeter, J. (1911), *Théorie de l'évolution économique. Recherches sur le profit, le crédit, l'intérêt et le cycle de la conjoncture*. Free : Préface de la deuxième édition (1926).
- Smets, F., & Wouters, R. (2007). Shocks and frictions in US business cycles : A Bayesian DSGE approach. *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Stojanovikj, M., & Petrevski, G. (2021). Macroeconomic effects of inflation targeting in emerging market economies. *Empirical Economics*, 61(5), 2539-2585.