



UNIVERSIDADE FEDERAL RURAL DE PERNAMBUCO
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA – DECON – SEDE
BACHAREL EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

ADRIANO LIRA DA SILVA

CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE ÍNDICE DE PREÇOS E OS AGREGADOS
MONETÁRIOS

RECIFE

2026

ADRIANO LIRA DA SILVA

CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE ÍNDICE DE PREÇOS E OS AGREGADOS
MONETÁRIOS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
ao Curso de Ciências Econômicas da
Universidade Federal Rural de Pernambuco,
como requisito parcial para obtenção do título
de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador (a): Chiara Natércia França Araújo

RECIFE

2026

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Sistema Integrado de Bibliotecas da UFRPE
Bibliotecário(a): Suely Manzi – CRB-4 809

S586c Silva, Adriano Lira da.
Causalidade de Granger entre índice de preços e os agregados monetários / Adriano Lira da Silva. – Recife, 2026.
56 f.; il.

Orientador(a): Chiara Natércia França Araújo.

Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação) – Universidade Federal Rural de Pernambuco, Bacharelado em Ciências Econômicas, Recife, BR-PE, 2026.

Inclui referências, apêndice(s) e anexo(s).

1. Ativos (Contabilidade). 2. Inflação. 3. Análise de séries temporais. 4. Cálculo vetorial 5. Moeda. I. Araújo, Chiara Natércia França, orient. II. Título

CDD 330

ADRIANO LIRA DA SILVA
CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE ÍNDICE DE PREÇOS E OS AGREGADOS
MONETÁRIOS

Trabalho de Conclusão de Curso apresentado
ao Curso de Ciências Econômicas da
Universidade Federal Rural de Pernambuco,
como requisito parcial para obtenção do título
de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em: **07/07/2026**

BANCA EXAMINADORA

Profa. Dra. CHIARA NATÉRCIA FRANÇA ARAÚJO – UFRPE (Orientadora)
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Profa. Dra. SÔNIA MARIA FONSECA PEREIRA OLIVEIRA GOMES – UFRPE
(Examinadora Interna)
Universidade Federal Rural de Pernambuco

Prof. Dr. RISOMÁRIO WILLAMS DA SILVA – UFRPE (Examinador Externo)
Universidade Federal Rural de Pernambuco

DEDICATÓRIA

À minha mãe e às minhas tias, pelo amor e pelo apoio que sustentaram cada passo desta caminhada. À minha esposa, pelo amor e paciência, pelo companheirismo e pela força nos momentos mais difíceis.

Ao meu Senhor Jesus Cristo, a quem devo tudo o que sou e tudo o que conquistei.

AGRADECIMENTOS

Agradeço à Universidade Federal Rural de Pernambuco (UFRPE) e ao Departamento de Economia (DECON) pela formação acadêmica recebida ao longo do curso de Ciências Econômicas, bem como pela estrutura e pelo suporte necessários ao desenvolvimento desta pesquisa.

À minha orientadora, Profa. Dra. Chiara Natércia França Araújo, registro meu sincero agradecimento pela dedicação, pela orientação cuidadosa e pelos ensinamentos que foram fundamentais para a realização deste trabalho.

À minha mãe e às minhas tias, agradeço pelo amor, pelo incentivo constante e pelo apoio incondicional ao longo desta jornada acadêmica. À minha esposa, expresso minha gratidão pela compreensão, pelo companheirismo e pela presença nos momentos mais desafiadores desta trajetória.

Por fim, agradeço ao meu Senhor Jesus Cristo, a quem atribuo toda a força e a sabedoria que tornaram possível a conclusão deste trabalho.

“Demais, filho meu, atenta: não há limite para fazer livros, e o muito estudar é enfado da carne.” (Eclesiastes 12:12, ARA)¹

¹ BÍBLIA. **Bíblia Sagrada**: traduzida em português por João Ferreira de Almeida. Revista e Atualizada no Brasil. 2. ed. Barueri: Sociedade Bíblica do Brasil, 2008. 1664 p. Eclesiastes 12:12.

RESUMO

O presente trabalho investiga a direção da relação de causalidade entre os agregados monetários (M0, M1 e M2) e a inflação no Brasil, medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2025. O recorte temporal abrange a economia brasileira já sob o regime de metas de inflação consolidado no período pós-Plano Real e compreende episódios recentes de grande relevância monetária, como o choque pandêmico de 2020, o ciclo inflacionário de 2021–2022 e o subsequente aperto da política monetária. A análise parte da hipótese de que, nesse contexto, a relação entre moeda e preços não se apresenta de forma estritamente unidirecional, conforme postulado pela Teoria Quantitativa da Moeda, admitindo-se a possibilidade de causalidade bidirecional ou de endogeneidade monetária. Busca-se, assim, identificar a direção da transmissão entre os agregados monetários — do papel-moeda e das reservas bancárias (M0) aos meios de pagamento (M1) e à liquidez ampla (M2) — e a inflação, verificando se predomina a transmissão da moeda para os preços, o sentido inverso ou uma dinâmica bidirecional. Para tanto, utiliza-se a metodologia de Vetores Autorregressivos (VAR), complementada por testes de Causalidade de Granger, aplicados a séries mensais obtidas junto ao Banco Central do Brasil e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. O teste de Dickey-Fuller Aumentado classificou os agregados monetários como integrados de ordem um — $I(1)$ — e o IPCA como estacionário em nível — $I(0)$. O modelo VAR foi estimado com doze defasagens, selecionadas pelo Critério de Informação de Akaike, com todas as séries em primeiras diferenças; como o IPCA já expressa a variação mensal dos preços, sua primeira diferença (ΔIPCA) mede a variação da inflação — isto é, sua aceleração ou desaceleração —, e não o nível. Os testes de Causalidade de Granger indicam que todos os agregados monetários causam, no sentido de Granger, as demais variáveis do sistema, e a análise da equação da inflação mostra que M0, M1 e M2 exercem efeito significativo sobre a variação da inflação, com estruturas de defasagens distintas. A variação da inflação também apresentou causalidade de Granger sobre os agregados monetários, configurando uma relação de bidirecionalidade. Esses resultados são consistentes com a hipótese de endogeneidade da moeda e com o comportamento do Banco Central sob o regime de metas de inflação, no qual a política monetária reage às pressões inflacionárias observadas.

Palavras-chave: agregados monetários; inflação; causalidade de Granger; modelo VAR; Teoria Quantitativa da Moeda.

ABSTRACT

This study investigates the direction of the causal relationship between monetary aggregates (M0, M1, and M2) and inflation in Brazil, measured by the Broad Consumer Price Index (IPCA), for the period from January 2002 to December 2025. The time frame covers the Brazilian economy already under the inflation targeting regime consolidated in the post-Real Plan period, encompassing recent episodes of major monetary relevance, such as the 2020 pandemic shock, the 2021–2022 inflationary cycle, and the subsequent monetary policy tightening. The analysis departs from the hypothesis that, in this context, the relationship between money and prices does not follow a strictly unidirectional pattern as postulated by the Quantity Theory of Money, admitting the possibility of bidirectional causality or monetary endogeneity. It thus seeks to identify the direction of transmission between the monetary aggregates — from currency and bank reserves (M0) to means of payment (M1) and broad liquidity (M2) — and inflation, verifying whether transmission from money to prices, the reverse direction, or a bidirectional dynamic prevails. To this end, a Vector Autoregressive (VAR) model is employed, complemented by Granger Causality tests, applied to monthly series obtained from the Central Bank of Brazil and the Brazilian Institute of Geography and Statistics. The Augmented Dickey-Fuller test classified the monetary aggregates as integrated of order one — $I(1)$ — and the IPCA as stationary in levels — $I(0)$. The VAR model was estimated with twelve lags, selected by the Akaike Information Criterion, with all series in first differences; since the IPCA already expresses the monthly variation in prices, its first difference (ΔIPCA) measures the change in inflation — that is, its acceleration or deceleration — rather than its level. The Granger Causality tests indicate that all monetary aggregates Granger-cause the remaining variables in the system, and the analysis of the inflation equation shows that M0, M1, and M2 have significant effects on the change in inflation, with distinct lag structures. The change in inflation also exhibited Granger causality over the monetary aggregates, configuring a bidirectional relationship. These findings are consistent with the hypothesis of monetary endogeneity and with the behavior of the Central Bank under the inflation targeting regime, in which monetary policy reacts to observed inflationary pressures.

Keywords: monetary aggregates; inflation; Granger causality; VAR model; Quantity Theory of Money.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 — Evolução das séries em nível (jan/2002 - dez/2025).....	30
Figura 2 — Séries em primeiras diferenças (jan/2002 – dez/2025)	31
Figura 3 — ACF e PACF da inflação (IPCA) (2002–2025).....	32
Figura 4 — ACF e PACF da Base Monetária em nível (2002–2025)	33
Figura 5 — ACF e PACF do agregado monetário M1 em nível (2002–2025).....	33
Figura 6 — ACF e PACF do agregado monetário M2 em nível (2002–2025).....	34
Figura 7 — ACF e PACF da inflação (IPCA) em 1ª diferença (2002–2025).....	35
Figura 8 — ACF e PACF de M0 em 1ª diferença (2002–2025).....	36
Figura 9 — ACF e PACF de M1 em 1ª diferença (2002–2025).....	36
Figura 10 — ACF e PACF de M2 em 1ª diferença (2002–2025).....	37

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 — Resultados dos testes ADF em nível e em primeiras diferenças.....	38
Tabela 2 — Resultados dos Testes de Causalidade de Granger — VAR (12).....	41
Tabela 3 — Equação da Inflação (Δ IPCA).....	48
Tabela 4 — Resumo do ajuste por equação do VAR (12)	49
Tabela 5 — Matriz de correlação dos resíduos.....	49

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 — Séries utilizadas na análise	24
---	----

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ACF	Função de Autocorrelação (Autocorrelation Function)
ADF	Teste de Dickey-Fuller Aumentado (Augmented Dickey-Fuller)
AIC	Critério de Informação de Akaike (Akaike Information Criterion)
BCB	Banco Central do Brasil
BM	Base Monetária
DSTAT	Departamento de Estatísticas (Banco Central do Brasil)
FPE	Erro Final de Previsão (Final Prediction Error)
HQ	Critério de Hannan-Quinn
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPEA	Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
M0	Base Monetária Restrita
M1	Meios de Pagamento
M2	Meios de Pagamento Amplos
M3	Meios de Pagamento Ampliados
PACF	Função de Autocorrelação Parcial (Partial Autocorrelation Function)
SC/BIC	Critério de Informação Bayesiano de Schwarz (Bayesian Information Criterion)
SGS	Sistema Gerenciador de Séries Temporais
TQM	Teoria Quantitativa da Moeda
u.m.c.	Unidade monetária corrente (em milhares, quando indicado "mil")
VAR	Vetores Autorregressivos

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
2	REVISÃO DA LITERATURA.....	17
2.1	ESTUDOS NACIONAIS	17
2.2	ESTUDOS INTERNACIONAIS	20
3	METODOLOGIA	23
3.1	BASE DE DADOS.....	24
3.2	TRATAMENTO DAS SÉRIES	25
3.3	TESTES DE ESTACIONARIEDADE.....	26
3.4	ESPECIFICAÇÃO DO MODELO VAR	27
3.5	SELEÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS.....	28
3.6	TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER	29
4	ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO 2002–2025	30
4.1	ANÁLISE GRÁFICA DAS SÉRIES	30
4.2	FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO (ACF E PACF).....	31
4.3	ACF E PACF APÓS A PRIMEIRA DIFERENCIAÇÃO.....	34
4.4	RESULTADOS DOS TESTES DE ESTACIONARIEDADE (ADF).....	37
4.5	ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR).....	39
4.6	DIAGNÓSTICO DO MODELO: ESTABILIDADE E AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS.....	39
4.7	RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER	40
5	CONCLUSÃO	44
	REFERÊNCIAS	47
	APÊNDICE A – RESULTADO DO MODELO VAR (12).....	48
	ANEXO A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR (12).....	50

1 INTRODUÇÃO

A relação entre agregados monetários e inflação tem sido um tema central na teoria econômica, com implicações significativas para a formulação de políticas monetárias. No contexto brasileiro, onde episódios de alta inflação marcaram períodos históricos, compreender a dinâmica entre a oferta de moeda e o nível de preços é crucial para o desenvolvimento de estratégias econômicas eficazes. Este estudo se propõe investigar a causalidade e intensidade dessa relação, com foco na economia brasileira. A análise dessa interação não apenas enriquece o entendimento acadêmico, mas também oferece subsídios para decisões de política econômica que impactam diretamente a estabilidade macroeconômica.

A discussão teórica sobre essa relação organiza-se em torno de dois polos. De um lado, a Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), em sua formulação clássica, sustenta que a expansão da oferta monetária é a causa primária da inflação, operando de forma unidirecional — da moeda para os preços. De outro, a hipótese de endogeneidade monetária sugere que a oferta de moeda responde à própria dinâmica econômica e à demanda por crédito, de modo que a causalidade poderia inverter-se ou assumir caráter bidirecional, sobretudo em regimes nos quais a autoridade monetária reage às pressões inflacionárias observadas. No caso brasileiro, a evidência empírica permanece inconclusiva: Rossi (1990) identifica que variações na inflação antecedem temporalmente as variações na oferta monetária; Triches (2009) encontra causalidade predominantemente bidirecional entre agregados monetários e preços; Salvador (2009) observa enfraquecimento da causalidade da moeda para a inflação no período pós-Plano Real; e Obana (2021) não encontra causalidade unidirecional de M0 e M1 para o IPCA entre 1986 e 2018. Esses resultados divergentes — sensíveis ao agregado monetário adotado, ao período analisado e à metodologia empregada — mantêm em aberto a natureza e a direção dessa relação.

Diante desse quadro de divergências, o problema de pesquisa centra-se em determinar se os agregados monetários — M0 (base monetária restrita), composto pelo papel-moeda em poder do público e pelas reservas bancárias; M1, que acrescenta a esse total os depósitos à vista; e M2, que amplia o conceito ao incorporar depósitos de poupança e títulos privados emitidos por instituições depositárias — são os principais determinantes da inflação no Brasil ou se, alternativamente, a inflação influencia a expansão monetária, configurando uma relação de causalidade bidirecional no sentido de Granger. Além disso, a literatura diverge sobre a exogeneidade ou endogeneidade da política monetária, o que levanta questões sobre a eficácia

de instrumentos monetários no controle da inflação em economias emergentes como a brasileira.

Diante desse contexto, parte-se da hipótese de que, no contexto da economia brasileira no período pós-Plano Real, a relação entre os agregados monetários (M0, M1 e M2) e a inflação não se apresenta de forma estritamente unidirecional, conforme postulado pela Teoria Quantitativa da Moeda. Admite-se, portanto, a possibilidade de inexistência de causalidade estatisticamente significativa ou de uma relação de causalidade bidirecional entre essas variáveis, a depender do agregado monetário analisado e do horizonte temporal considerado. Tal hipótese dialoga com a literatura que aponta para a endogeneidade da moeda em economias modernas e para a atuação da política monetária como resposta às pressões inflacionárias, especialmente em regimes de metas de inflação.

O método proposto consiste na utilização de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR), complementados por testes de causalidade de Granger, aplicados a dados do Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) e dos agregados monetários M0, M1 e M2, no período de 2002 a 2025. Essa abordagem permite capturar as interações dinâmicas entre as variáveis e identificar a existência e a direção da causalidade temporal entre moeda e inflação. A escolha do período pós-Plano Real justifica-se pela maior estabilidade monetária observada, possibilitando uma análise mais consistente da relação entre os agregados monetários e o nível de preços em um contexto institucional distinto daquele marcado por episódios de hiperinflação.

O objetivo geral deste estudo é analisar a relação entre os agregados monetários (M0, M1 e M2) e a inflação no Brasil, no período de janeiro de 2002 a dezembro de 2025, por meio de modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e testes de causalidade de Granger, a fim de verificar a existência e a direção da causalidade entre essas variáveis. De forma específica, pretende-se: (i) avaliar a intensidade e a direção dessa relação em diferentes horizontes temporais, a partir dos resultados do modelo VAR; (ii) comparar as evidências empíricas obtidas com os achados da literatura nacional e internacional; e (iii) contribuir para o debate sobre a validade da Teoria Quantitativa da Moeda no contexto da economia brasileira pós-Plano Real. Questões correlatas — como o impacto de choques externos e o papel das expectativas inflacionárias —, embora relevantes, não são abordadas diretamente, de modo a preservar o foco na direção e na intensidade da causalidade entre moeda e preços.

O presente trabalho está estruturado da seguinte forma: além deste capítulo introdutório — que apresenta o problema, a hipótese e os objetivos da pesquisa —, o segundo capítulo é dedicado à revisão da literatura, reunindo estudos nacionais e internacionais relevantes para o tema. O terceiro capítulo descreve os procedimentos metodológicos adotados, incluindo a base de dados, o tratamento das séries, os testes de estacionariedade e a especificação do modelo VAR. O quarto capítulo apresenta a análise empírica para o período de 2002 a 2025, com os resultados dos testes de Causalidade de Granger. O quinto capítulo expõe as conclusões do trabalho. Por fim, são apresentadas as referências bibliográficas utilizadas ao longo do estudo.

2 REVISÃO DA LITERATURA

Este capítulo revisa a literatura sobre a relação entre agregados monetários e inflação com o objetivo de situar o presente estudo em um debate que evoluiu ao longo do tempo. A leitura dos estudos organiza-se em torno de quatro eixos que ajudam a explicar por que seus resultados divergem: o período analisado, a metodologia empregada, o agregado monetário adotado e o contexto macroeconômico subjacente. No plano nacional, discutem-se as contribuições de Cardoso (1977), Contador (1978), Mascolo (1982), Rossi (1990), Triches (2009), Salvador (2009) e Obana (2021); no internacional, os trabalhos de Sargent e Wallace (1973), McCandless e Weber (1995), Christiano e Fitzgerald (2003), Haug e Dewald (2004), Shelley e Wallace (2005), Woodford (2006) e Vague (2016). Como se verá, o debate desloca-se progressivamente de uma leitura quantitativista — que trata a moeda como causa exógena da inflação — para interpretações que admitem a endogeneidade monetária e a bidirecionalidade da relação, movimento que oferece o pano de fundo para a hipótese aqui investigada.

2.1 ESTUDOS NACIONAIS

O trabalho de Cardoso (1977, *apud* Mascolo, 1982, p.25) teve como pergunta central investigar se a renda e os preços influenciam a criação de moeda no Brasil. A hipótese testada foi a de que tanto a renda quanto os preços possuem impacto na expansão da oferta monetária nos períodos seguintes. Por meio de análises de séries temporais e aplicação de testes de causalidade baseados no modelo de Sims (1972), os resultados indicaram que, de fato, tanto a renda quanto os preços influenciam a criação de moeda, sugerindo uma política monetária de caráter passivo em determinados contextos.

Na mesma linha, Contador (1978, *apud* Mascolo, 1982, p. 31) buscou verificar se a oferta de moeda (utilizando como indicadores monetários meios de pagamentos e base monetária) no Brasil é exógena ou endógena em relação à inflação. Sua hipótese considerava que, dependendo do agregado monetário utilizado, a política monetária poderia ser passiva ou ativa. O método foi similar ao de Cardoso, utilizando testes de causalidade. Seus resultados

mostraram que, quando se usa meios de pagamento como *proxy*, a política monetária parece ser passiva em relação à inflação (inflação gera aumento da base monetária). Entretanto, quando se utiliza a base monetária, não é possível rejeitar sua exogeneidade em relação à inflação.

O trabalho de Mascolo (1982) tem como objetivo central “investigar a relação de causalidade existente entre a taxa de expansão das variáveis monetárias e a taxa de inflação, no caso brasileiro” (Mascolo, 1982, p. 9).

Para investigar essa questão, a autora realiza uma análise crítica tanto teórica quanto empírica, dialogando com autores clássicos como Milton Friedman e Phillip Cagan que “reconheceram ter a atividade econômica influenciado a oferta de moeda, em determinadas fases da economia.” (1965, *apud* Mascolo, 1982, p. 3) e com Sargent e Wallace (1973) nos estudos sobre a dinâmica da hiperinflação, no qual concluem:

Nossos resultados empíricos indicam que, para explicar a hiperinflação, não é adequado considerar a criação de moeda como exógena em relação à inflação. Em vez disso, as autoridades monetárias pareciam fazer com que a criação de moeda respondesse de forma direta e sistemática à inflação, o que provavelmente foi uma razão importante para o desenvolvimento da hiperinflação (June, 1973, *apud* Mascolo, 1982, p. 4, tradução própria).

Além disso, ela discute as contribuições metodológicas de Granger (1969) e Sims (1972) sobre testes de causalidade, aplicando essas abordagens para avaliar a economia brasileira, especialmente no período de 1946 a 1981 e desdobra o intervalo inicial em quatro subperíodos: 1946/1956; 1957/1964, 1965/1971 e 1972/1981, nos quais

Só houve correspondência entre os dois testes, a nível de 5%, quando se considera o período total, de 1946 a 1981, o que constitui mais uma evidência contra a hipótese de resultados robustos (Mascolo, 1982, p. 80).

O estudo de José W. Rossi (1990) teve como foco analisar se há uma relação de causalidade entre inflação e oferta monetária no Brasil. A hipótese era que, em alguns contextos, em suas próprias palavras:

Entretanto, a inflação poderia anteceder no tempo às variações na oferta monetária. Isso ocorre, por exemplo, no caso de ser a moeda passiva, isto é, com o Banco Central simplesmente validando a inflação já ocorrida, através de uma acomodação monetária apropriada” (Rossi, 1990, p. 16).

O estudo mostra que, no longo prazo, há uma relação forte entre inflação e a taxa de variação na oferta monetária. Segundo Rossi (1990, p. 5) “O teste de causalidade de Granger entre a oferta monetária e a inflação sugere que as variações nesta última se antecipam temporariamente às variações na primeira”. Esse resultado converge com Cardoso e Contador quanto à passividade da moeda, mas com uma inflexão: enquanto os pioneiros enfatizavam a

resposta da oferta monetária à renda e aos preços, Rossi documenta explicitamente a precedência temporal da inflação sobre a moeda — aproximando-se da noção de acomodação monetária que reaparecerá em Triches (2009) e Salvador (2009).

Por sua vez, Divanildo Triches (2009) investigou, por meio de testes de causalidade de Granger aplicados a dados trimestrais entre 1972 e 1987, como se dava a dinâmica entre agregados monetários, renda nominal e inflação. A hipótese era de que existiam relações de causalidade tanto unidirecional quanto bidirecional entre essas variáveis. Seus resultados mostraram, em suas palavras:

[...] que a causalidade flui de forma bidirecional entre os agregados monetários e o nível geral de preços, excetuando-se apenas para o conceito de base monetária, que, nesse caso, é unidirecional, partido da taxa de inflação (Triches, 2009, p. 3). Em geral, os resultados demonstram que a moeda, independentemente de sua definição, deve ser tratada de forma endógena em relação à taxa de inflação (Triches, 2009, p. 89).

O trabalho de Salvador (2009) teve como objetivo central verificar se há uma relação entre moeda e inflação no Brasil, utilizando uma abordagem baseada em filtros [de tempo] de banda de passagem. A hipótese do autor era de que os agregados monetários desempenham um papel relevante na determinação da inflação brasileira. Aplicando o filtro de banda de passagem desenvolvido por Christiano e Fitzgerald (2003) e utilizando dados do crescimento dos agregados monetários (M1, M2 e M3) e do IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Amplo), no período de julho de 1988 a julho de 2008, os resultados indicaram uma alta correlação em todas as faixas de frequência analisadas. Diferentemente dos resultados encontrados para economias como a dos Estados Unidos — onde a correlação se mantém apenas no longo prazo —, no caso brasileiro a relação entre moeda e inflação é forte tanto no curto, médio quanto no longo prazo.

Além disso, o teste de causalidade de Granger apontou que, no Brasil, a inflação gera reações na base monetária, evidenciando uma dinâmica de causalidade inversa em alguns períodos, embora a correlação permaneça elevada. Quando a análise é dividida entre o período pré e pós-Plano Real, observa-se que a relação de causalidade se enfraquece no período mais recente, embora a correlação permaneça alta. Portanto, os resultados reforçam que, na economia brasileira, os agregados monetários possuem relevância na dinâmica inflacionária em praticamente todos os filtros.

Mais recentemente, o trabalho de Obana (2021) propõe-se a investigar empiricamente dois princípios centrais da Teoria Quantitativa da Moeda (TQM): a proporcionalidade, segundo a qual um aumento na base monetária gera um aumento de mesma magnitude no nível de preços; e a causalidade unidirecional, partindo da base monetária para a inflação. A hipótese

assumida é que, conforme prevê a TQM, os agregados monetários (M0 e M1) deveriam causar aumentos proporcionais no IPCA, com a causalidade fluindo da moeda para os preços. Para testar essas proposições, Obana utiliza dados do Brasil no período de 1986 a 2018, aplicando um modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e o teste de Causalidade de Granger (Obana, 2021, p. 9).

Os resultados obtidos contrariam diretamente os axiomas da TQM. Para o período analisado (1986 a 2018), não foi identificada causalidade de Granger entre os agregados monetários (M0 e M1) e a inflação (IPCA), o que enfraquece a hipótese de que a expansão monetária seja a causa primária da inflação. Em contrapartida, foi observada uma relação de causalidade bidirecional entre a inflação e a taxa básica de juros (SELIC) (Obana, 2021, p. 37). Assim, o estudo contribui para o debate ao apontar que, no caso brasileiro, entre os anos de 1986 e 2018, o Brasil não apresentou correspondência com os processos de Proporcionalidade e Causalidade entre variáveis monetárias e o nível de preços (Obana, 2021, p. 37). Obana é, entre os estudos nacionais, o antecedente metodologicamente mais próximo deste trabalho — VAR e testes de causalidade de Granger aplicados a M0 e M1 —, e seu achado de ausência de causalidade unidirecional da moeda para o IPCA encerra a trajetória da literatura nacional em posição francamente distante da versão estrita da Teoria Quantitativa da Moeda. Permanecem, contudo, duas lacunas que o presente estudo procura preencher: a ausência do agregado mais amplo (M2) e o encerramento da amostra em 2018, anterior aos eventos monetários recentes.

2.2 ESTUDOS INTERNACIONAIS

A literatura internacional organiza-se em torno de duas leituras contrastantes. De um lado, um conjunto de estudos de orientação quantitativista — McCandless e Weber (1995), Christiano e Fitzgerald (2003), Haug e Dewald (2004) e Shelley e Wallace (2005) — sustenta a existência de forte associação entre moeda e inflação, sobretudo no longo prazo e com agregados mais amplos, valendo-se de análise espectral e de correlações por faixa de frequência. De outro, uma vertente crítica — Sargent e Wallace (1973), Woodford (2006) e Vague (2016) — questiona a exogeneidade e a centralidade da moeda na determinação dos preços. O eixo que separa as duas leituras é, sobretudo, o horizonte temporal considerado e o papel atribuído à moeda: causa primária da inflação ou mero indicador auxiliar.

No campo quantitativista, McCandless e Weber (1995) constituem a referência seminal: analisando 110 países ao longo de 30 anos sob três definições de moeda, encontraram correlação superior a 0,925 entre crescimento monetário e inflação, sustentando a tese de que a inflação é, no longo prazo, um fenômeno monetário (McCandless, *apud* Salvador, 2009, p. 12). Os estudos subsequentes, contudo, qualificam esse achado ao introduzir a dimensão do horizonte temporal. Valendo-se de análise espectral por filtros de banda de passagem, Christiano e Fitzgerald (2003) mostraram que, nos Estados Unidos, a correlação forte em todos os ciclos entre 1900 e 1960 restringiu-se ao longo prazo no período 1961–1997 — resultado corroborado por Shelley e Wallace (2005), com agregados mais amplos, e por Haug e Dewald (2004), em amostra de onze países (Christiano, 2003; Shelley, 2005; Haug; Dewald, 2004, *apud* Salvador, 2009, p. 12). No conjunto, esse grupo sustenta a validade da Teoria Quantitativa, mas já circunscrita ao longo prazo — restrição que a vertente crítica levaria adiante.

Por outro lado, Woodford (2006) adota uma abordagem crítica, questionando a centralidade dos agregados monetários nos modelos de determinação da inflação. Sua hipótese é de que a inflação pode ser explicada sem a necessidade de incluir a quantidade de moeda como variável fundamental, baseando-se no modelo novo keynesiano, onde os principais determinantes são a taxa de juros, o hiato do produto e as expectativas. Seus resultados apontam que, embora haja correlação entre moeda e inflação, ela não é essencial para a condução da política monetária, funcionando mais como um indicador auxiliar do que como uma variável determinante (Woodford, 2006, *apud* Salvador, 2009, p. 12).

O trabalho de Sargent e Wallace (1973) foca especificamente na dinâmica das hiperinflações. A pergunta que norteia o estudo é se a criação de moeda é exógena ou endógena em contextos de hiperinflação. A hipótese dos autores é que, em situações de hiperinflação, a política monetária se torna endógena, respondendo diretamente à inflação. Utilizando modelos baseados na teoria de expectativas racionais, os autores concluem que a criação de moeda, nesses casos, não é exógena, mas sim uma resposta sistemática à própria inflação, o que foi um fator relevante para a perpetuação dos episódios de hiperinflação analisados (Sargent; Wallace, 1973, *apud* Mascolo 1982).

Por fim, Vague (2016), reunindo dados desde 1960 dos países responsáveis por 91% do PIB global, testa a associação entre crescimento monetário e inflação sob diferentes definições de moeda e de "alta inflação". Em praticamente todos os cenários — inclusive nas amostras restritas às maiores economias e sob critérios mais frouxos de inflação —, o crescimento do

agregado M2 não resultou em alta inflação, reforçando a leitura crítica à Teoria Quantitativa (Vague, 2016 *apud* Obana, 2021, p. 23–24).

Lidos em conjunto, os estudos revisados revelam menos um dissenso do que uma evolução: a literatura parte de uma leitura quantitativista, na qual a moeda é causa exógena da inflação, e converge progressivamente para o reconhecimento de sua endogeneidade e da bidirecionalidade da relação — trajetória visível de Cardoso (1977) e Contador (1978), passando por Rossi (1990) e Triches (2009), até Salvador (2009) e Obana (2021). As divergências remanescentes concentram-se menos na direção geral da relação e mais em suas condições: o agregado monetário adotado — a base monetária tende a exibir causalidade distinta da dos meios de pagamento —, o horizonte temporal e a frequência da análise, e o contexto institucional, com atenuação da causalidade da moeda para os preços no período pós-Plano Real. Dessa leitura emergem lacunas específicas que o presente trabalho pretende superar. Em primeiro lugar, as evidências disponíveis concentram-se em períodos que se encerram antes do presente: os estudos de referência abrangem, no máximo, até 2018 (Obana, 2021), deixando descoberta a experiência recente da economia brasileira — que compreende o choque pandêmico, o episódio inflacionário de 2021–2022 e o subsequente ciclo de aperto monetário. Em segundo lugar, o antecedente metodologicamente mais próximo deste trabalho restringe-se aos agregados M0 e M1 (Obana, 2021), ao passo que a incorporação do M2 — medida mais ampla de liquidez — permite verificar se a relação entre moeda e preços depende da definição de moeda adotada. Em terceiro lugar, parte da literatura combina períodos institucionais heterogêneos (pré e pós-Plano Real, ou anteriores ao regime de metas de inflação), o que dificulta a interpretação dos resultados; ao restringir a análise ao período pós-2002, já sob metas de inflação consolidadas, este estudo examina a relação entre moeda e preços em um arranjo institucional homogêneo.

Diante dessas lacunas, o presente trabalho investiga a direção e a intensidade da causalidade entre moeda e preços no Brasil, por meio de modelos VAR e testes de causalidade de Granger, contribuindo para a literatura ao atualizar a evidência empírica para o período de 2002 a 2025, ao ampliar o conjunto de agregados analisados e ao isolar um período institucionalmente coeso, conforme os objetivos delineados na introdução.

3 METODOLOGIA

Este capítulo apresenta os procedimentos metodológicos adotados para investigar a relação entre os agregados monetários e a inflação no Brasil. A estratégia empírica segue a literatura aplicada de economia monetária e séries temporais, em especial os trabalhos que utilizam modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e testes de causalidade de Granger para examinar a direção e a intensidade das relações dinâmicas entre variáveis macroeconômicas.

A opção pelo modelo VAR decorre de características do próprio método que o tornam particularmente adequado ao problema investigado. Em primeiro lugar, o VAR trata todas as variáveis do sistema como endógenas, sem impor *a priori* uma direção de causalidade entre moeda e preços — o que é decisivo em um problema no qual a própria direção da relação constitui a questão a ser respondida, e não uma hipótese assumida de antemão. Em segundo lugar, sua estrutura dinâmica, baseada em defasagens das variáveis, permite capturar as interações temporais entre inflação e agregados monetários ao longo de múltiplos períodos, viabilizando a aplicação dos testes de causalidade de Granger, que se apoiam justamente na precedência temporal entre as séries. Em terceiro lugar, por ser um sistema multivariado, o modelo acomoda simultaneamente diferentes definições de moeda (M0, M1 e M2), possibilitando examinar não apenas a relação de cada agregado com a inflação, mas também as inter-relações entre os próprios agregados. Essas propriedades — endogeneidade conjunta, estrutura dinâmica e tratamento multivariado — respondem diretamente à natureza do problema aqui analisado, marcado pela ausência de consenso teórico e empírico quanto à direção da relação entre moeda e inflação em economias emergentes.

O procedimento metodológico adotado envolve, inicialmente, a organização e o tratamento das séries temporais, seguido da verificação de suas propriedades estatísticas, com ênfase na estacionariedade. Posteriormente, são estimados modelos VAR multivariados, a partir dos quais se aplicam testes de causalidade de Granger, com o objetivo de identificar se os agregados monetários antecedem temporalmente a inflação, se ocorre o inverso ou se não há relação causal estatisticamente significativa entre as variáveis. Todas as etapas empíricas foram operacionalizadas no *software* R, utilizando-se um roteiro previamente estruturado, consolidado em arquivo no formato .RData, aplicado sobre a base de dados em formato .csv. Essa padronização assegura a reprodutibilidade dos resultados e a consistência dos procedimentos econométricos adotados ao longo da análise.

3.1 BASE DE DADOS

A base de dados utilizada neste estudo é composta por séries temporais mensais referentes à inflação e aos principais agregados monetários da economia brasileira. As séries foram obtidas junto ao Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil (BCB) e ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), garantindo padronização metodológica, confiabilidade e ampla utilização na literatura econômica aplicada.

O Quadro 1 apresenta as séries selecionadas, bem como seus respectivos códigos, definições, unidades de medida, periodicidade, data de início, último valor disponível e fonte oficial.

Quadro 1 — Séries utilizadas na análise

Cód.	Nome completo	Unid.	Per.	Início (dd/MM/aaaa)	Últ. valor	Fonte
433	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)	Var. % mensal	M	01/01/1980	dez/2025	IBGE
1785	Base monetária restrita (média nos dias úteis do mês)	u.m.c. (mil)	M	31/01/1980	dez/2025	BCB-DSTAT
27788	Meios de pagamento – M1 (média dos dias úteis do mês) – Novo	u.m.c. (mil)	M	03/12/2001	dez/2025	BCB-DSTAT
27810	Meios de pagamento amplos – M2 (saldo em final de período) – Novo	u.m.c. (mil)	M	31/07/2001	dez/2025	BCB-DSTAT

Nota: A coluna "Início (dd/MM/aaaa)" indica a data inicial de disponibilidade de cada série em sua fonte oficial (SGS/BCB e IBGE), não correspondendo ao período efetivamente analisado neste trabalho, que compreende de janeiro de 2002 a dezembro de 2025.

Fonte: Elaboração própria (2026)

Nota-se que todas as séries apresentam periodicidade mensal, condição necessária para a estimação dos modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) utilizados neste trabalho. Em termos conceituais, o IPCA representa a variação média dos preços de uma cesta de bens e serviços consumidos pelas famílias, sendo o principal indicador oficial da inflação no Brasil e a referência adotada pelo regime de metas de inflação. Dessa forma, o IPCA é utilizado como *proxy* do nível geral de preços da economia. A base monetária restrita (BM ou M0) corresponde ao passivo monetário emitido diretamente pelo Banco Central, composto basicamente pelo papel-moeda em poder do público e pelas reservas bancárias. Esse agregado reflete a oferta monetária sob controle mais direto da autoridade monetária. O agregado M1 engloba a base monetária em poder do público acrescida dos depósitos à vista mantidos no sistema bancário. Trata-se de uma medida de liquidez imediata da economia, frequentemente associada à

capacidade de realização de transações no curto prazo. Por sua vez, o agregado M2 amplia o conceito de moeda ao incorporar, além dos componentes do M1, os depósitos de poupança e os títulos privados emitidos pelas instituições depositárias. Esse agregado representa uma definição mais ampla de liquidez, captando instrumentos financeiros com menor grau de liquidez imediata, mas relevantes para a análise monetária e inflacionária no médio prazo.

A inclusão do agregado M2 na análise justifica-se por sua capacidade de captar dimensões da liquidez da economia que escapam aos agregados mais restritos. Enquanto o M1 reflete a moeda de uso transacional imediato, o M2 incorpora aplicações de menor liquidez — como os depósitos de poupança e os títulos emitidos por instituições depositárias — que, embora não sejam empregadas diretamente em transações correntes, podem ser rapidamente convertidas em poder de compra e, assim, exercer pressão sobre a demanda agregada e, conseqüentemente, sobre o nível de preços. Essa distinção é particularmente relevante para os objetivos deste trabalho, pois permite verificar se a relação entre moeda e inflação depende da definição de moeda adotada: caso os efeitos sobre o IPCA difiram entre M0, M1 e M2, ter-se-á evidência de que os canais de transmissão monetária operam com intensidades e horizontes distintos conforme o grau de liquidez do agregado considerado. Ademais, a literatura empírica sugere que a associação entre moeda e preços tende a ser mais robusta quando se empregam agregados mais amplos (Shelley; Wallace, 2005; Salvador, 2009), o que reforça a pertinência de contemplar o M2 em conjunto com os agregados restritos, em vez de limitar a análise à base monetária ou aos meios de pagamento estritos. A escolha conjunta dessas variáveis garante uma análise mais abrangente da relação entre agregados monetários e nível de preços no Brasil.

3.2 TRATAMENTO DAS SÉRIES

Inicialmente, as séries foram convertidas para o formato de séries temporais mensais, respeitando sua periodicidade original. Em seguida, procedeu-se à transformação das variáveis, de modo a torná-las adequadas à análise econométrica. O IPCA foi utilizado em termos de variação percentual mensal, enquanto os agregados monetários foram analisados em taxas de crescimento, obtidas a partir da variação logarítmica das séries nominais. Todas as variáveis foram incorporadas ao VAR em primeira diferença. Registre-se que essa opção, no caso do

IPCA — estacionário em nível —, constitui uma escolha de modelagem em favor da homogeneidade do sistema, cujas implicações e limitações são discutidas na seção 4.4.

Esse procedimento visa eliminar problemas associados à não estacionariedade em nível e permite interpretar os resultados em termos de variações relativas, alinhando-se à literatura empírica sobre moeda e inflação. Todas as etapas de transformação e organização das séries seguiram o roteiro implementado no arquivo .RData, que consolida os comandos e funções utilizados no processamento dos dados.

Ressalte-se que, embora o IPCA seja coletado e apresentado (Quadro 1) em sua forma original de variação percentual mensal, no sistema VAR ele é incorporado em primeira diferença (Δ IPCA), pelas razões e com as implicações interpretativas discutidas na seção 4.4. As demais variáveis entram como taxas de crescimento em primeira diferença dos logaritmos.

3.3 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

A análise de causalidade entre variáveis econômicas exige cuidados prévios quanto às propriedades estatísticas das séries temporais utilizadas. Conforme destacado por Gujarati e Porter (2011), a aplicação de modelos econométricos em séries não estacionárias pode conduzir a resultados espúrios, isto é, relações estatisticamente significativas que não refletem vínculos econômicos reais entre as variáveis analisadas.

Nesse sentido, a verificação da estacionariedade constitui etapa fundamental antes da estimação dos modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) e da realização dos testes de causalidade de Granger. Uma série é dita estacionária quando suas propriedades estatísticas — média, variância e covariância — permanecem constantes ao longo do tempo. Caso contrário, choques aleatórios podem ter efeitos permanentes, comprometendo a validade das inferências econométricas.

Além disso, conforme ressaltado na literatura, a presença de autocorrelação serial e de raízes unitárias afeta diretamente a dinâmica temporal das variáveis e a interpretação das relações de causalidade. Segundo Gujarati e Porter (2011), quando séries apresentam raiz unitária, os testes tradicionais baseados em estatísticas t e F deixam de possuir distribuição padrão, tornando inadequadas as inferências obtidas sem o devido tratamento prévio.

Dessa forma, antes da estimação dos modelos VAR, foram realizados testes formais de raiz unitária com o objetivo de avaliar a estacionariedade das séries utilizadas neste estudo. Em particular, empregou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF, na sigla em inglês), amplamente utilizado na literatura empírica, o qual permite testar a hipótese nula de presença de raiz unitária contra a alternativa de estacionariedade.

Os testes foram conduzidos considerando especificações com intercepto e, quando apropriado, com tendência determinística, de modo a capturar adequadamente o comportamento das séries. Os resultados indicaram que as séries de inflação, expressa pela variação mensal do IPCA, e as taxas de crescimento dos agregados monetários apresentaram comportamento estacionário, possibilitando sua utilização direta na estimação dos modelos VAR e na aplicação dos testes de causalidade de Granger.

Assim, a realização dos testes de estacionariedade assegura a consistência econométrica da análise empírica, evitando problemas de regressões espúrias e conferindo maior robustez aos resultados obtidos no exame da relação entre agregados monetários e inflação.

3.4 ESPECIFICAÇÃO DO MODELO VAR

A principal ferramenta econométrica utilizada neste trabalho é o modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Essa classe de modelos permite capturar as interações dinâmicas entre múltiplas variáveis endógenas, tratando-as de forma simétrica, sem impor relações de causalidade contemporânea a priori (Lütkepohl, 2005).

Optou-se pela especificação de um modelo VAR multivariado, incluindo simultaneamente a inflação e os três agregados monetários analisados, em vez de estimar modelos bivariados separados (inflação com cada agregado individualmente). Essa escolha metodológica decorre de três razões principais: (i) permite capturar as inter-relações entre os próprios agregados monetários, reduzindo o risco de omissão de variáveis relevantes; (ii) possibilita testar a causalidade de Granger de forma mais abrangente, investigando se cada agregado influencia não apenas a inflação, mas também o conjunto das demais variáveis do sistema; (iii) resulta em maior eficiência estatística na estimação, ao explorar a estrutura de correlação contemporânea entre os resíduos das diferentes equações.

Formalmente, o modelo VAR de ordem p com k variáveis endógenas podem ser representadas com a Equação 1:

$$Y_t = A_1 Y_{\{t-1\}} + A_2 Y_{\{t-2\}} + \dots + A_p Y_{\{t-p\}} + c + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Y_t é um vetor ($k \times 1$) que contém as k variáveis endógenas do sistema no instante t ; A_i ($i = 1, \dots, p$) são matrizes ($k \times k$) de coeficientes autorregressivos a serem estimadas; c é um vetor ($k \times 1$) de constantes; e ε_t é um vetor ($k \times 1$) de erros aleatórios, assumidos como ruído branco multivariado com matriz de covariâncias Σ .

No presente estudo, o vetor de variáveis endógenas é definido como: $Y_t = [\Delta \text{IPCA}_t, \Delta \text{ln_BM}_t, \Delta \text{ln_M1}_t, \Delta \text{ln_M2}_t]$ com $k = 4$ variáveis, todas expressas em primeiras diferenças para garantir estacionariedade. O sistema completo consiste, portanto, em quatro equações simultâneas, cada uma modelando uma variável endógena em função das defasagens de todas as quatro variáveis, conforme a estrutura do VAR. Essa especificação permite identificar a direção e a significância da causalidade de Granger entre a inflação e os diferentes agregados monetários, bem como as inter-relações dinâmicas entre os próprios agregados.

3.5 SELEÇÃO DO NÚMERO DE DEFASAGENS

A escolha do número de defasagens do modelo VAR foi realizada com base em critérios de informação amplamente utilizados na literatura — o Critério de Informação de Akaike (AIC), o Critério de Hannan-Quinn (HQ), o Critério de Schwarz-Bayesiano (SC/BIC) e o Erro Final de Previsão (FPE) —, calculados por meio da função *VARselect* do pacote *vars*. Três dos quatro critérios indicaram doze defasagens como ordem ótima (AIC, HQ e FPE), enquanto apenas o critério de Schwarz (SC/BIC) apontou uma única defasagem. Essa divergência é esperada: por impor a penalização mais severa à complexidade do modelo, o BIC tende a selecionar ordens mais parcimoniosas e, em séries mensais com forte componente sazonal, frequentemente descarta as defasagens longas responsáveis por captar a periodicidade anual.

Adotou-se, portanto, a ordem de doze defasagens — VAR(12) —, seguindo a indicação majoritária dos critérios, por duas razões. Primeiro, porque essa especificação é a única capaz de captar explicitamente a sazonalidade anual identificada nas funções de autocorrelação dos

agregados monetários diferenciados (seção 4.3), padrão de periodicidade mensal que exige ao menos doze defasagens para ser adequadamente modelado. Segundo, porque a estimação com doze defasagens preserva a estabilidade dinâmica do sistema — módulo máximo das raízes igual a $0,984 < 1$ —, condição necessária à validade das inferências de causalidade de Granger.

3.6 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Após a estimação dos modelos VAR, foram realizados testes de causalidade de Granger com o objetivo de verificar a existência e a direção da causalidade temporal entre os agregados monetários e a inflação. Com o objetivo de verificar de forma mais precisa a existência de relações de causalidade, os testes estatísticos passaram a ser aprimorados. Nesse contexto, ao final da década de 1960, Granger desenvolveu um método específico para a investigação da causalidade entre séries temporais. Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 649), esse modelo pode ser descrito da seguinte maneira:

Em termos mais gerais, uma vez que o futuro não pode prever o passado, se a variável X (Granger) causa a variável Y, variações em X deveriam preceder variações em Y. Portanto, em uma regressão de Y sobre outras variáveis (incluindo seus próprios valores passados), se incluirmos os valores passados ou defasados de X e ele aprimorar significativamente a previsão de Y, poderemos dizer que X (Granger) causa Y. Uma definição similar aplica-se se Y (Granger) causa X.

Os testes foram aplicados no modelo VAR estimado para verificar se cada variável Granger-causa as demais variáveis do sistema. Os resultados permitem identificar a direção das relações causais e constituem um dos principais elementos empíricos para a avaliação da hipótese proposta neste trabalho.

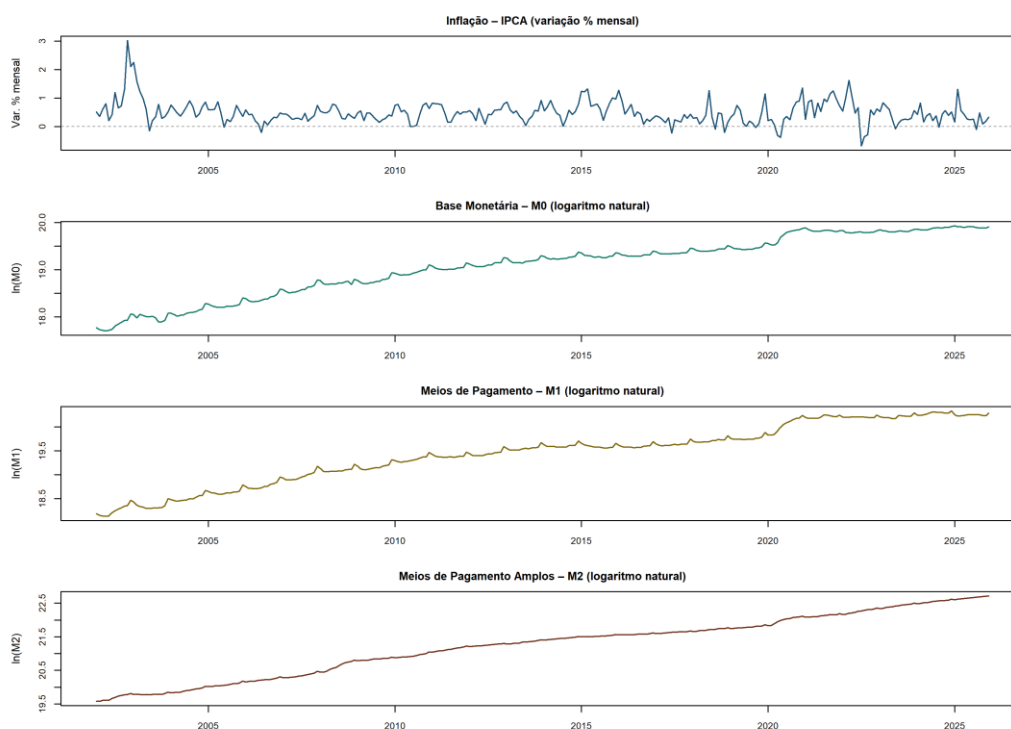
4 ANÁLISE EMPÍRICA PARA O PERÍODO 2002–2025

4.1 ANÁLISE GRÁFICA DAS SÉRIES

Inicia-se a análise empírica com a apresentação gráfica das séries temporais utilizadas no modelo, referentes ao período de janeiro de 2002 a dezembro de 2025. A visualização das séries permite uma avaliação preliminar de seus comportamentos ao longo do tempo, possibilitando a identificação de tendências, volatilidade e possíveis mudanças estruturais.

A Figura 1 apresenta a evolução das séries em nível. Observa-se que o IPCA exibe comportamento estacionário ao longo do período, oscilando em torno de uma média relativamente estável com maior volatilidade em momentos de instabilidade macroeconômica. Em contraste, os agregados monetários ($\ln_BM$, $\ln_M1$ e $\ln_M2$) apresentam trajetória predominantemente crescente, com tendência determinística ou estocástica claramente identificável, o que sugere a presença de raiz unitária nas séries em nível.

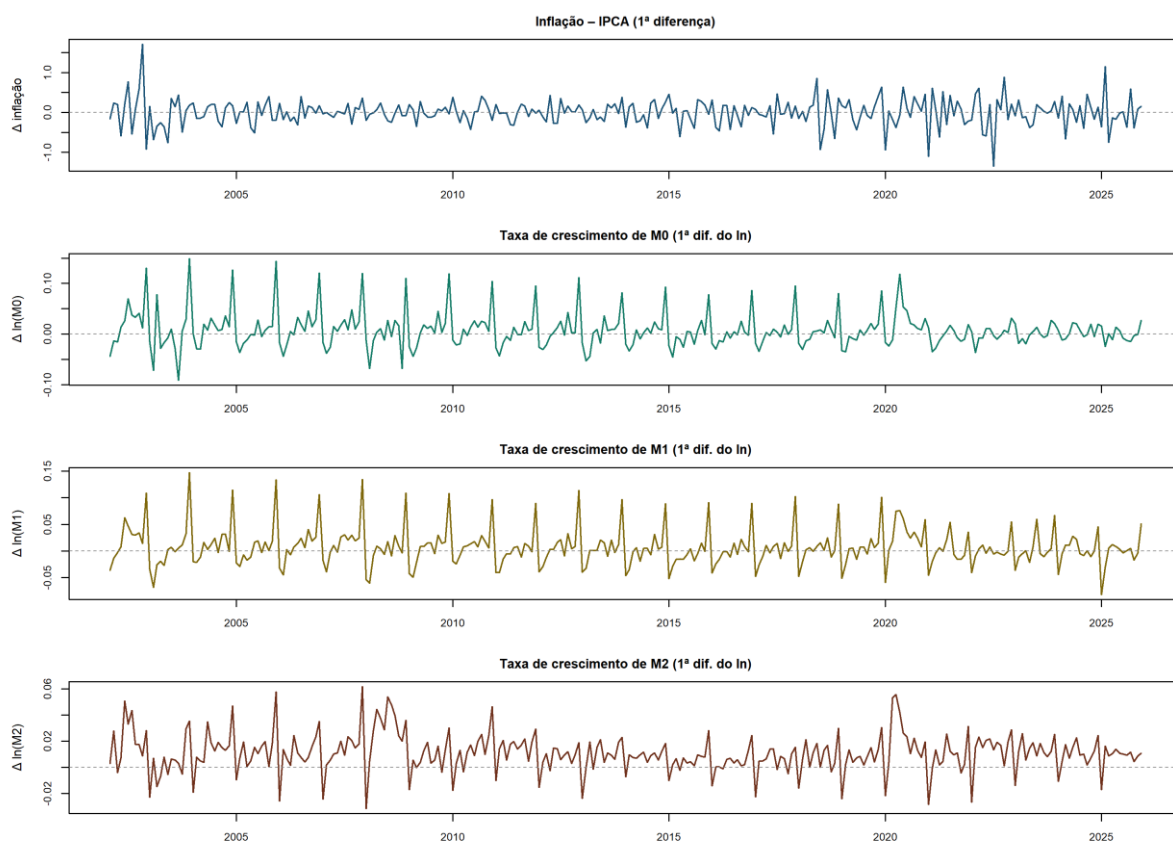
Figura 1 — Evolução das séries em nível (jan/2002 - dez/2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

A Figura 2 apresenta as séries em primeiras diferenças. Para os agregados monetários, essas diferenças equivalem às taxas de crescimento mensais; para o IPCA — que já corresponde à variação percentual mensal dos preços —, a primeira diferença representa a variação da própria inflação de um mês para o outro. Após a diferenciação, todas as séries exibem comportamento estacionário, oscilando em torno de zero sem tendências sistemáticas, o que viabiliza sua utilização na estimação do modelo VAR.

Figura 2 — Séries em primeiras diferenças (jan/2002 – dez/2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

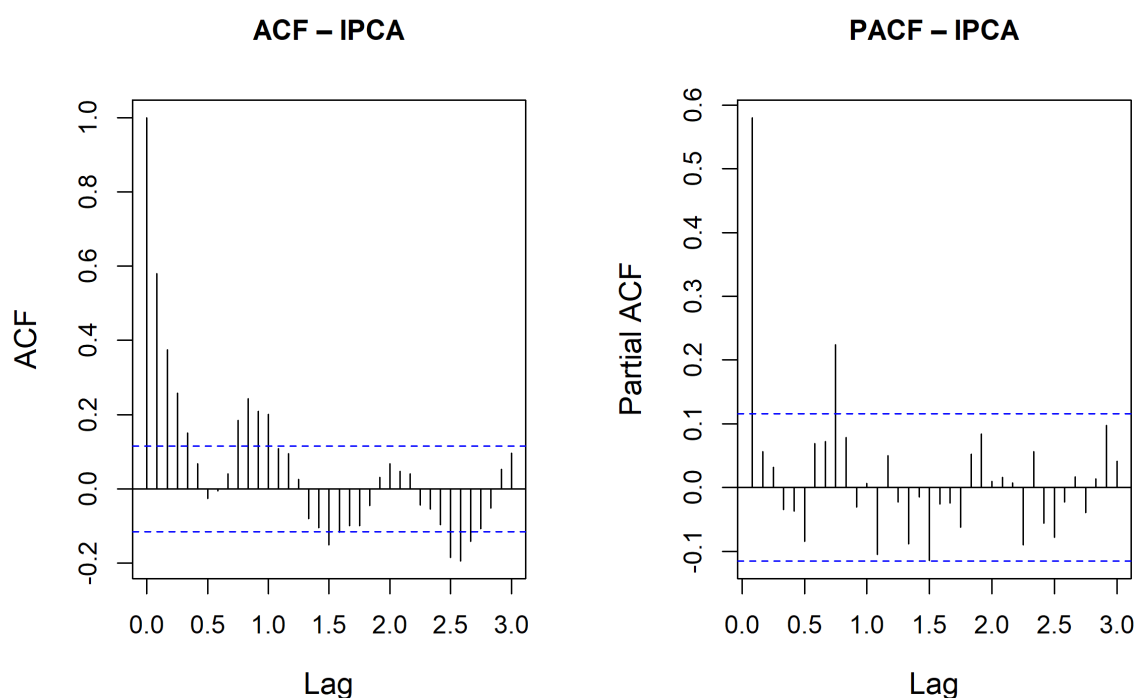
4.2 FUNÇÕES DE AUTOCORRELAÇÃO (ACF E PACF)

Com o intuito de identificar a estrutura de dependência temporal das séries analisadas, foram calculadas as funções de autocorrelação (ACF) e autocorrelação parcial (PACF). Esses instrumentos permitem avaliar o grau de persistência das séries e fornecem indícios

preliminares acerca da estacionariedade, além de auxiliar na identificação da estrutura dinâmica dos modelos econométricos a serem estimados.

As Figuras 3 a 6 apresentam as ACF e PACF das séries em nível. O IPCA apresenta comportamento distinto: a ACF decai mais rapidamente, com algumas defasagens significativas associadas à sazonalidade mensal dos preços. A PACF indica presença de autocorrelação parcial em *lags* específicos, o que é consistente com a estacionariedade da série em nível, confirmada pelo teste ADF na seção seguinte.

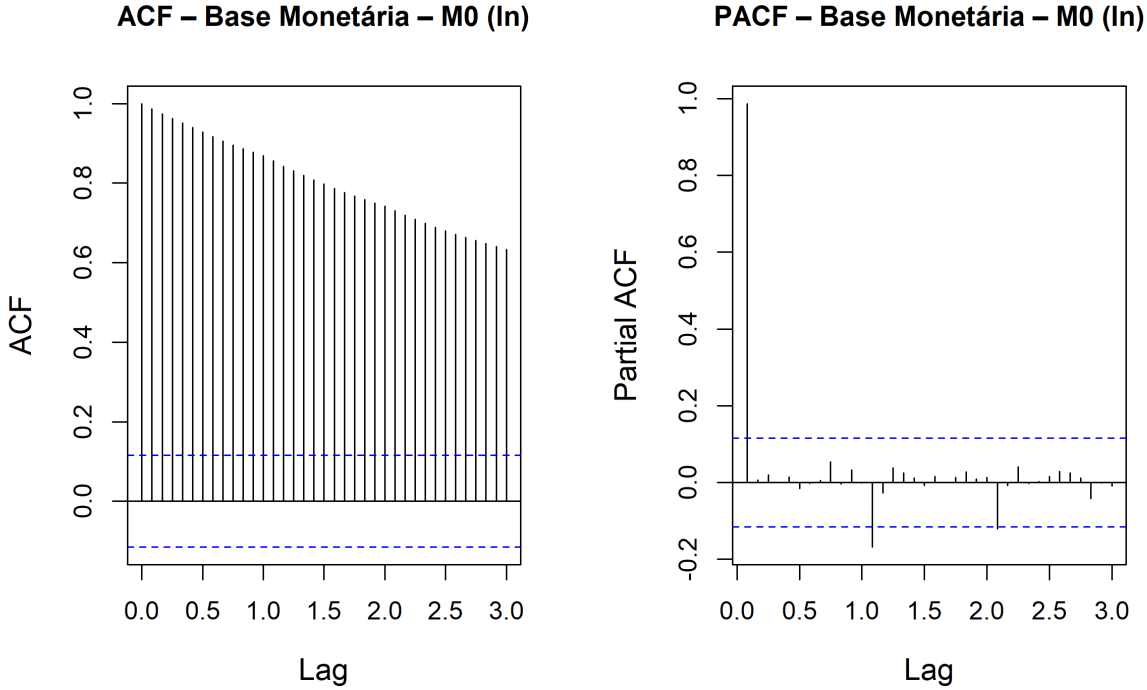
Figura 3 — ACF e PACF da inflação (IPCA) (2002–2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

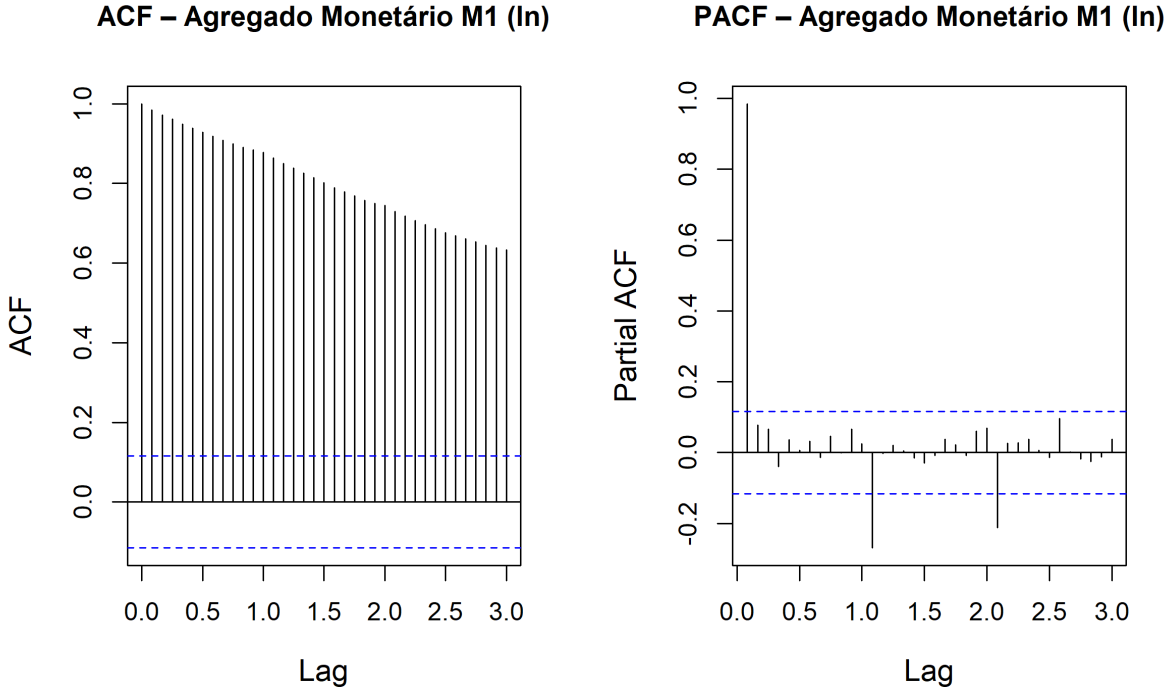
No caso dos agregados monetários ($\ln_BM$, $\ln_M1$ e $\ln_M2$), observa-se que as autocorrelações permanecem estatisticamente significativas por praticamente todas as 36 defasagens analisadas, decaindo de forma extremamente lenta. Esse padrão é característico de séries não estacionárias com raiz unitária, reforçando a necessidade de diferenciação antes da modelagem. A PACF de cada agregado exibe apenas o primeiro *lag* significativo de grande magnitude, sugerindo estrutura AR (1) no componente autorregressivo.

Figura 4 — ACF e PACF da Base Monetária em nível (2002–2025)



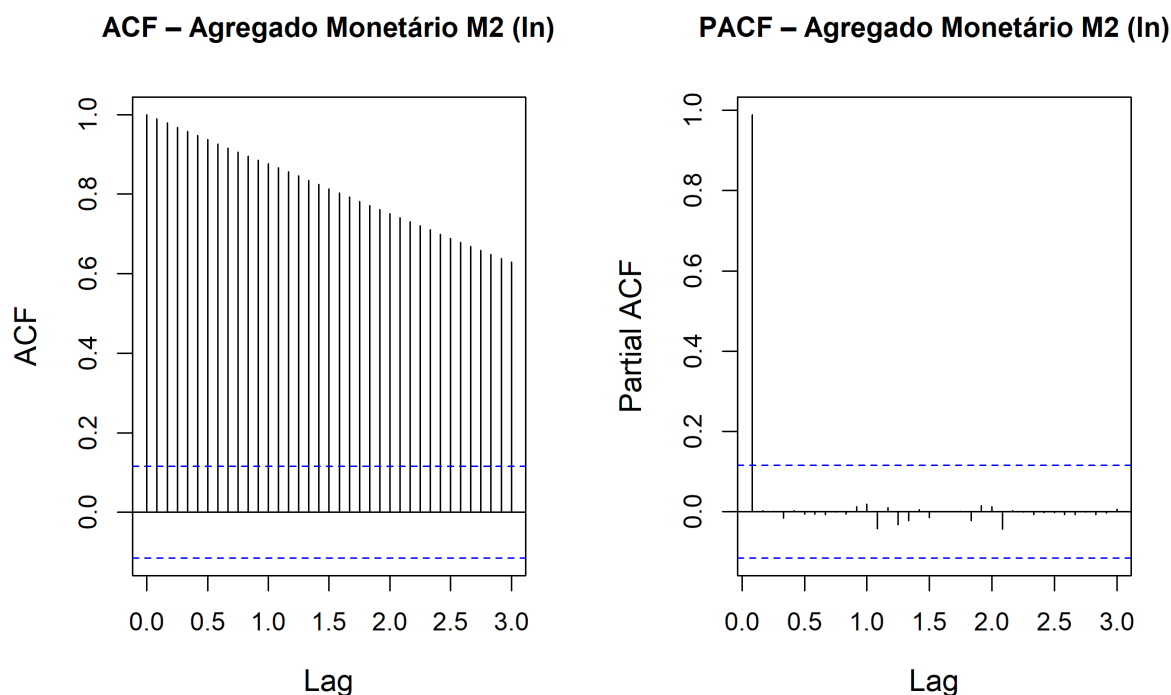
Fonte: Elaboração própria (2026)

Figura 5 — ACF e PACF do agregado monetário M1 em nível (2002–2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

Figura 6 — ACF e PACF do agregado monetário M2 em nível (2002–2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

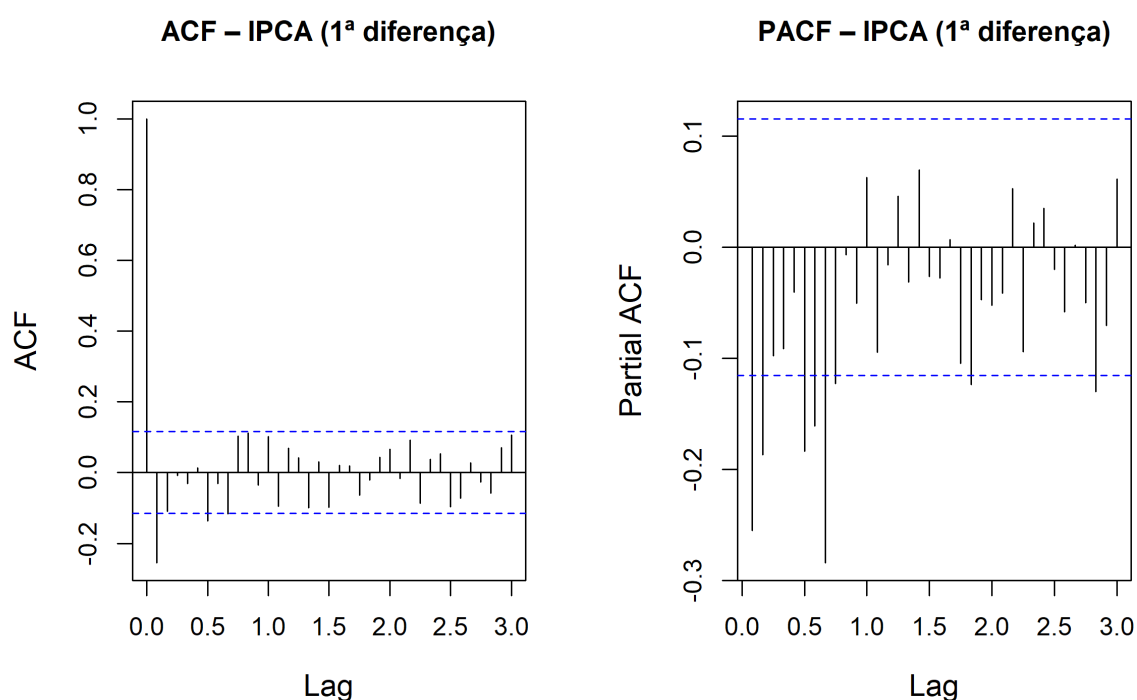
4.3 ACF E PACF APÓS A PRIMEIRA DIFERENCIAÇÃO

As Figuras 7 a 10 apresentam as ACF e PACF das mesmas séries após a aplicação da primeira diferenciação. A comparação com as figuras anteriores evidencia de forma imediata o efeito do procedimento: as autocorrelações decaem rapidamente para dentro das bandas de confiança já nas primeiras defasagens, sem o padrão de decaimento lento e persistente observado nas séries em nível. Esse contraste confirma visualmente que a primeira diferenciação foi suficiente para induzir a estacionariedade nos três agregados monetários, validando o procedimento adotado antes da estimação do modelo VAR.

No que diz respeito ao IPCA diferenciado (Figura 7), a ACF apresenta queda imediata após o *lag* zero, com a maioria das barras dentro dos limites de confiança. A PACF, por sua vez, exibe diversos *lags* negativos significativos, padrão típico de sobrediferenciação — reflexo do fato de que o IPCA já era estacionário em nível ($I(0)$), de modo que a aplicação da primeira diferença introduz uma estrutura de médias móveis negativas na série. Cabe esclarecer que o

IPCA diferenciado (Δ IPCA) foi efetivamente incorporado ao modelo VAR, em conjunto com os agregados monetários em primeiras diferenças. Reconhece-se que esse procedimento altera a interpretação econômica da variável: como o IPCA já expressa a variação mensal dos preços, sua primeira diferença corresponde à *variação da inflação* — isto é, à sua aceleração ou desaceleração —, e não ao nível da inflação. A justificativa para essa opção de modelagem, bem como suas implicações interpretativas e as especificações alternativas mais rigorosas, são discutidas em detalhe na seção 4.4.

Figura 7 — ACF e PACF da inflação (IPCA) em 1ª diferença (2002–2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

Para os agregados monetários diferenciados (Figuras 8 a 10), observa-se um padrão comum e economicamente relevante: a despeito da ausência do decaimento lento que caracterizava as séries em nível, as ACFs exibem picos significativos nos *lags* 12 e 24, e as PACFs apresentam *spike* pronunciado no *lag* 12. Esse padrão indica a presença de sazonalidade anual nos agregados monetários — fenômeno esperado em dados mensais brasileiros, reflexo de efeitos sistemáticos como o pagamento do 13º salário em novembro e dezembro, variações sazonais na demanda por crédito e liquidez, e os ciclos orçamentários do setor público. Essa estrutura sazonal de 12 meses fornece, adicionalmente, uma justificativa empírica para a adoção de 12 defasagens no modelo VAR: ao incluir $p=12$ *lags*, o modelo é capaz de capturar explicitamente essa dependência temporal de periodicidade anual, melhorando o ajuste e a interpretação das relações dinâmicas entre as variáveis.

Figura 8 — ACF e PACF de M0 em 1ª diferença (2002–2025)

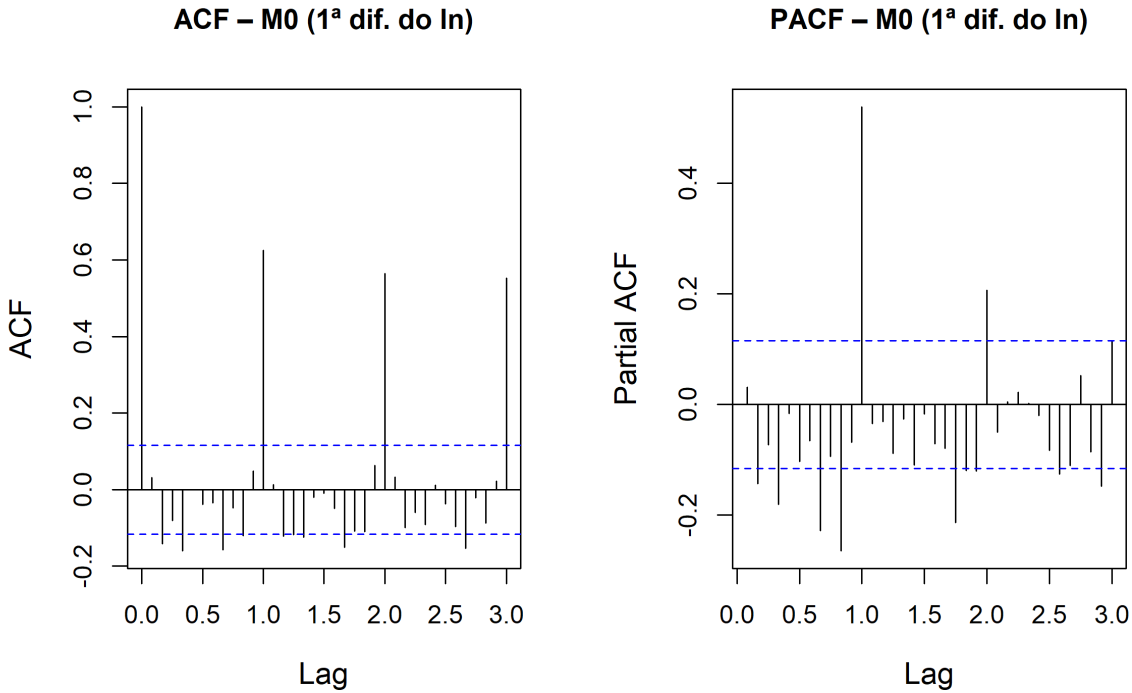


Figura 9 — ACF e PACF de M1 em 1ª diferença (2002–2025)

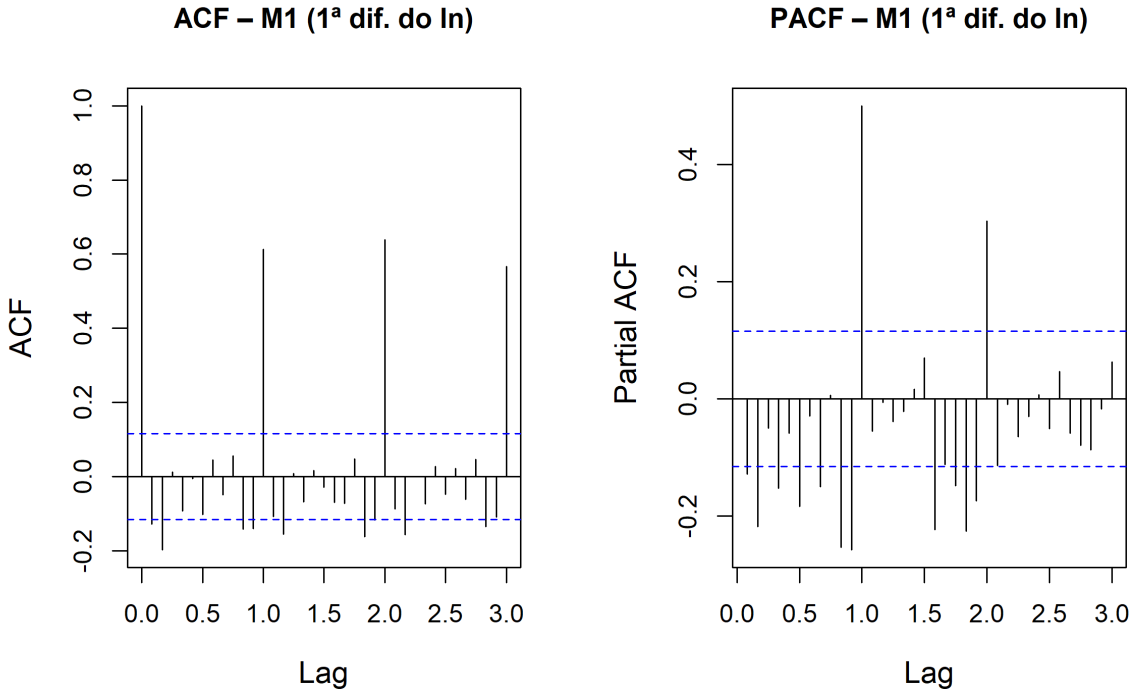
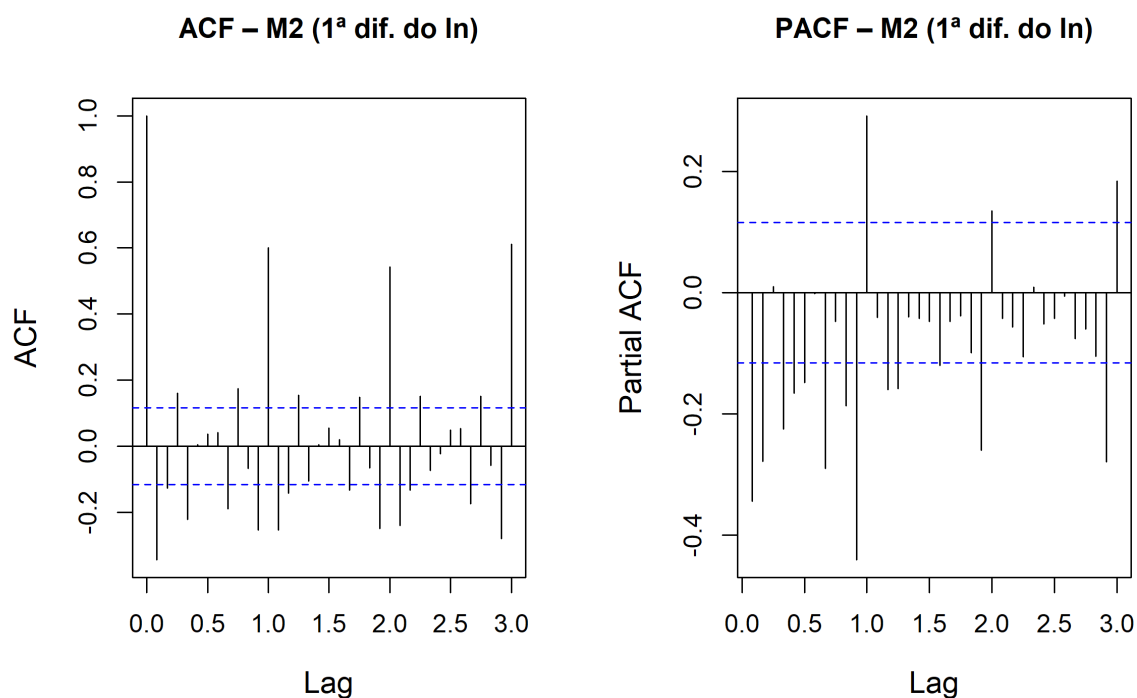


Figura 10 — ACF e PACF de M2 em 1ª diferença (2002–2025)



Fonte: Elaboração própria (2026)

4.4 RESULTADOS DOS TESTES DE ESTACIONARIEDADE (ADF)

Antes da estimação dos modelos VAR, foram realizados testes formais de raiz unitária por meio do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), com o objetivo de verificar a estacionariedade das séries utilizadas. A hipótese nula do teste é a presença de raiz unitária (série não estacionária), contra a alternativa de estacionariedade.

Os resultados, apresentados na Tabela 1, indicam que, em nível, somente o IPCA rejeita a hipótese nula de raiz unitária (estatística ADF = $-5,5278$; p-valor = $0,01$), sendo, portanto, estacionário em nível — $I(0)$. Os agregados monetários ($\ln_BM$, $\ln_M1$ e $\ln_M2$) não rejeitam a hipótese nula em nível, com p-valores de $0,4748$, $0,5209$ e $0,7025$, respectivamente.

Tabela 1 — Resultados dos testes ADF em nível e em primeiras diferenças

Variável	Estat. ADF	Lag	p-valor	Decisão
IPCA	-5,5278	6	0,0100	Estacionária em nível — I(0)
ln_BM	-2,2406	6	0,4748	Não estacionária em nível
ln_M1	-2,1312	6	0,5209	Não estacionária em nível
ln_M2	-1,7001	6	0,7025	Não estacionária em nível
Δ ln_BM	-7,3141	6	0,0100	Estacionária em 1ª dif. — I(1)
Δ ln_M1	-7,0989	6	0,0100	Estacionária em 1ª dif. — I(1)
Δ ln_M2	-5,7708	6	0,0100	Estacionária em 1ª dif. — I(1)

Nota: Teste de Dickey-Fuller Aumentado com intercepto; *lag* definido automaticamente (máx. = 6). H0: presença de raiz unitária. p-valor truncado em 0,01 (limite inferior da tabela do pacote tseries/R).

Fonte: Elaboração própria (2026), com base nos resultados estimados no *software* R.

Os resultados do teste ADF nas primeiras diferenças indicam que todos os agregados monetários diferenciados (Δ ln_BM, Δ ln_M1 e Δ ln_M2) rejeitam a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 1% (p-valor = 0,01), confirmando que essas séries são integradas de ordem um — I(1). Embora o teste ADF tenha indicado que o IPCA é estacionário em nível — I(0) —, optou-se por estimar o VAR com todas as quatro variáveis em primeiras diferenças, inclusive a inflação. Reconhece-se que a diferenciação de uma série já estacionária constitui sobrediferenciação, introduzindo uma estrutura de médias móveis na equação da inflação — efeito visível nos coeficientes autorregressivos negativos e persistentes da série de Δ IPCA (Tabela 3) e já antecipado na análise das funções de autocorrelação (seção 4.3). Essa opção foi adotada em favor da homogeneidade e da interpretabilidade do sistema, de modo que todas as relações dinâmicas fossem lidas em uma mesma métrica de variações mensais, e preserva a validade assintótica dos testes de causalidade de Granger, uma vez que o sistema estimado é dinamicamente estável — módulo máximo das raízes igual a $0,984 < 1$ (Lütkepohl, 2005).

Ainda assim, cumpre reconhecer que especificações alternativas — como um VAR de ordens mistas, com o IPCA em nível e os agregados em primeira diferença, ou o procedimento de Toda e Yamamoto (1995), desenvolvido para testar causalidade de Granger na presença de variáveis com ordens de integração distintas — constituiriam abordagens econometricamente mais rigorosas, cuja aplicação se recomenda para pesquisas futuras.

Cumpram ainda explicitar uma implicação interpretativa dessa opção: como o IPCA já expressa a variação percentual mensal dos preços, sua primeira diferença (Δ IPCA) corresponde à *variação da inflação* — isto é, à aceleração ou desaceleração dos preços entre meses consecutivos. Rigorosamente, portanto, a equação da inflação do sistema modela os determinantes da variação da taxa de inflação, e não do seu nível. Os efeitos dos agregados

monetários sobre o ΔIPCA , discutidos na seção 4.7, devem ser lidos sob essa ótica: um coeficiente positivo indica que a expansão do agregado está associada a uma aceleração da inflação nos meses subsequentes. Essa leitura é consistente com o objetivo do trabalho — identificar a existência e a direção da causalidade entre moeda e preços —, embora se reconheça que uma especificação com o IPCA em nível permitiria interpretar diretamente os efeitos sobre a taxa de inflação, reforçando a recomendação, já apontada, de reespecificação futura por meio de um VAR de ordens mistas ou do procedimento de Toda e Yamamoto (1995).

4.5 ESTIMAÇÃO DO MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS (VAR)

A partir das séries diferenciadas, construiu-se um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). O número ótimo de defasagens foi determinado por meio do critério VARselect, que apontou 12 defasagens segundo o Critério de Informação de Akaike (AIC), o Critério de Hannan-Quinn (HQ) e o Erro Final de Previsão (FPE), sendo esse o valor adotado para a estimação final — VAR (12).

O modelo foi estimado com 275 observações (fevereiro de 2002 a dezembro de 2025, após a diferenciação e a exclusão das 12 defasagens iniciais), incluindo constante e as quatro variáveis endógenas em primeiras diferenças: ΔIPCA , $\Delta\ln_BM$, $\Delta\ln_M1$ e $\Delta\ln_M2$. O log-likelihood do modelo foi de $-3.205,99$.

Os resultados das equações individuais do VAR (12) indicam ajuste satisfatório para todas as variáveis. O R^2 ajustado da equação da inflação foi de 0,308, enquanto os agregados monetários apresentaram ajuste superior: 0,566 para $\Delta\ln_BM$, 0,510 para $\Delta\ln_M1$ e 0,631 para $\Delta\ln_M2$. Os coeficientes estimados e os testes de significância individuais de cada equação encontram-se detalhados no Apêndice A deste trabalho.

4.6 DIAGNÓSTICO DO MODELO: ESTABILIDADE E AUTOCORRELAÇÃO DOS RESÍDUOS

A estabilidade dinâmica do modelo VAR (12) foi verificada por meio da análise das raízes características do polinômio autorregressivo. O módulo máximo das raízes estimadas foi de 0,984 — valor inferior a 1 — confirmando que o modelo é dinamicamente estável, condição necessária para a validade das inferências econométricas baseadas no VAR.

Foi aplicado o Teste de Portmanteau Assintótico para verificar a presença de autocorrelação serial nos resíduos, com número de defasagens igual a 36. Os resultados indicaram presença de autocorrelação residual. Contudo, conforme destacado por Lütkepohl (2005), esse resultado é esperado em modelos VAR de ordem elevada estimados com séries monetárias de alta persistência temporal, não comprometendo a validade assintótica dos testes de causalidade de Granger, desde que o modelo seja estável — condição satisfeita neste caso.

4.7 RESULTADOS DOS TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Os testes de Causalidade de Granger foram aplicados no âmbito do modelo VAR (12) estimado com as séries em primeiras diferenças, para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2025. Cada teste avalia, por meio de uma estatística F conjunta, se os valores defasados de uma variável (a “causa”) melhoram significativamente a previsão das demais variáveis do sistema. A Tabela 2 sintetiza os resultados.

Os resultados apresentados na Tabela 2 revelam evidência de causalidade de Granger de todos os agregados monetários para as demais variáveis do sistema, com distintos graus de significância estatística. A Base Monetária (M0) apresentou a estatística F mais elevada ($F = 2,5088$; $p < 0,001$), rejeitando a hipótese nula ao nível de 1%. O agregado M2 também rejeitou ao nível de 1% ($F = 1,8728$; $p = 0,0016$), enquanto o M1 rejeitou ao nível de 5% ($F = 1,4436$; $p = 0,046$).

É importante esclarecer que esses testes de causalidade conjunta avaliam se cada agregado monetário Granger-causa o conjunto das demais variáveis do sistema (isto é, se suas defasagens melhoram a previsão das outras três variáveis tomadas em conjunto), mas não informam especificamente quais variáveis são afetadas. Para verificar se os agregados monetários causam especificamente a inflação, é necessário examinar os coeficientes individuais estimados na equação da inflação do modelo VAR.

Tabela 2 — Resultados dos Testes de Causalidade de Granger — VAR (12)

Hipótese nula (H0)	Estat. F	gl1	gl2	p-valor	Decisão
M0 não causa (Granger) as demais variáveis	2,5088	36	904	< 0,001	Rejeita H0 ***
M1 não causa (Granger) as demais variáveis	1,4436	36	904	0,0456	Rejeita H0 *
M2 não causa (Granger) as demais variáveis	1,8728	36	904	0,0016	Rejeita H0 **
IPCA não causa (Granger) as demais variáveis	1,9517	36	904	< 0,001	Rejeita H0 ***

Nota: São apresentados todos os coeficientes estatisticamente significativos ($p < 0,10$) da equação $\Delta IPCA$; para o *output* completo, ver Anexo A. Códigos de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$. $R^2 = 0,4294$; R^2 ajustado = 0,3082; Erro-padrão residual = 20,79; $F(48; 226) = 3,543$; $p < 0,001$.

Fonte: Elaboração própria (2026), com base na estimação do VAR (12) no *software* R.

A Tabela 3 (ver Apêndice A) apresenta os coeficientes significativos da equação da variação do IPCA ($\Delta IPCA$), que constitui uma das quatro equações do sistema VAR (12). A análise desses coeficientes permite identificar quais defasagens de cada agregado monetário exercem influência estatisticamente significativa sobre a inflação, bem como a magnitude e a estrutura temporal desses efeitos.

Cabe reiterar que, por se tratar da equação de $\Delta IPCA$, os coeficientes a seguir descrevem o efeito dos agregados monetários sobre a *variação* da inflação (sua aceleração), conforme esclarecido na seção 4.4. Por concisão, as expressões "efeito sobre a inflação" e "pressão inflacionária" são empregadas nesse sentido ao longo desta seção.

Os resultados indicam que a Base Monetária (M0) afeta a inflação de forma estatisticamente significativa nas defasagens 1, 3, 4, 5 e 6, todas com coeficientes positivos: 0,6214 (*lag* 1; $p = 0,0462$), 0,6335 (*lag* 3; $p = 0,0530$), 0,9058 (*lag* 4; $p = 0,0066$), 0,8278 (*lag* 5; $p = 0,0141$) e 0,6742 (*lag* 6; $p = 0,0454$). Os *lags* 1, 4, 5 e 6 são significativos a pelo menos 5%, enquanto o *lag* 3 alcança significância a 10%. Esse padrão sugere que aumentos na base monetária tendem a elevar a inflação ao longo de uma janela de um a seis meses, com efeito mais pronunciado no quarto e quinto mês após o choque monetário.

O agregado M2 apresenta o conjunto mais amplo de defasagens significativas, com efeito relevante nos *lags* 1, 2, 3, 4, 5 e 7, todos com coeficientes positivos: 2,0292 (*lag* 1; $p = 0,0944$), 3,9300 (*lag* 2; $p = 0,0026$), 3,4748 (*lag* 3; $p = 0,0117$), 2,6065 (*lag* 4; $p = 0,0626$), 2,8978 (*lag* 5; $p = 0,0529$) e 3,0791 (*lag* 7; $p = 0,0447$). Os *lags* 2, 3 e 7 são significativos a pelo menos 5%, ao passo que os *lags* 1, 4 e 5 alcançam significância a 10%; o efeito mais

intenso concentra-se nos *lags* 2 e 3. A magnitude dos coeficientes de M2 é substancialmente superior à de M0 — cerca de três a seis vezes maior —, indicando que expansões em M2 exercem impacto mais intenso sobre a inflação no curto prazo. Esse resultado é consistente com o fato de que M2, ao incluir depósitos de poupança e os títulos privados emitidos pelas instituições depositárias, representa uma medida mais ampla de liquidez na economia, com maior potencial de afetar a demanda agregada e, conseqüentemente, os preços.

Por sua vez, o agregado M1 apresenta efeito significativo apenas na defasagem 12 (coef. = 0,5285; $p = 0,0361$), o que reflete a estrutura sazonal anual dos dados monetários brasileiros. Esse resultado é consistente com a análise das funções de autocorrelação apresentada anteriormente, que identificou componente sazonal de periodicidade anual nos agregados monetários, associado a padrões recorrentes como o pagamento do 13º salário e ciclos orçamentários.

Em conjunto, a análise dos coeficientes individuais confirma que os três agregados monetários apresentam efeito causal significativo especificamente sobre a inflação, corroborando os resultados dos testes de causalidade conjunta da Tabela 2. A estrutura de defasagens, contudo, difere substancialmente entre os agregados: M0 apresenta efeitos distribuídos entre os *lags* 1, 3, 4, 5 e 6; M2 exhibe a estrutura mais ampla, com efeitos nos *lags* 1, 2, 3, 4, 5 e 7 e maior magnitude, sobretudo nos *lags* 2 e 3; e M1 apresenta efeito sazonal no *lag* 12. Essas diferenças sugerem que os canais de transmissão monetária operam com velocidades e intensidades distintas para cada definição de agregado monetário, indicando que a escolha do conceito de moeda relevante para fins de política monetária e previsão inflacionária depende do horizonte temporal analisado.

De forma igualmente relevante, o IPCA também apresentou causalidade de Granger sobre as demais variáveis do sistema ($F = 1,9517$; $p < 0,001$), o que configura uma relação de bidirecionalidade entre inflação e os agregados monetários. Esse resultado é consistente com a hipótese de endogeneidade da moeda, apontada por Triches (2009), Rossi (1990) e Mascolo (1982), segundo a qual a política monetária no Brasil tende a reagir às pressões inflacionárias, ampliando ou contraindo a oferta monetária como resposta à inflação já observada — comportamento compatível com a atuação do Banco Central sob o regime de metas de inflação.

Em síntese, os resultados são condizentes com a hipótese central deste trabalho: a relação entre moeda e preços no Brasil pós-Plano Real não segue o padrão unidirecional preconizado pela Teoria Quantitativa da Moeda em sua versão estrita. A evidência de bidirecionalidade entre o IPCA e os três agregados monetários aponta para um cenário de

endogeneidade monetária e de maior complexidade nas relações entre política monetária e inflação na economia brasileira contemporânea, em linha com os achados de Obana (2021) e Salvador (2009) para períodos recentes, bem como com a literatura internacional crítica à TQM (Woodford, 2006; Vague, 2016).

5 CONCLUSÃO

O presente trabalho teve como objetivo investigar a relação de causalidade entre os agregados monetários (M0, M1 e M2) e a inflação no Brasil, medida pelo IPCA, para o período de janeiro de 2002 a dezembro de 2025. A análise partiu da hipótese de que, no contexto da economia brasileira pós-Plano Real, a relação entre moeda e preços não se apresenta de forma estritamente unidirecional, conforme postulado pela Teoria Quantitativa da Moeda (TQM), admitindo-se a possibilidade de causalidade bidirecional ou de endogeneidade monetária. Para verificar essa hipótese, foram empregados modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) complementados por testes de Causalidade de Granger, seguindo procedimento metodológico consolidado na literatura empírica de economia monetária.

Os resultados dos testes de Causalidade de Granger constituem a principal contribuição empírica deste trabalho e respondem diretamente ao primeiro objetivo específico — avaliar a intensidade e a direção da relação entre moeda e preços em diferentes horizontes temporais, a partir do modelo VAR. Os testes conjuntos indicaram que todos os agregados monetários causam, no sentido de Granger, as demais variáveis do sistema, com distintos graus de significância estatística: M0 ao nível de 1% ($F = 2,5088$; $p < 0,001$), M2 ao nível de 1% ($F = 1,8728$; $p = 0,0016$) e M1 ao nível de 5% ($F = 1,4436$; $p = 0,046$). A análise dos coeficientes individuais da equação da inflação (Tabela 3 (ver Apêndice A)) confirmou que cada agregado exerce efeito significativo especificamente sobre o IPCA, embora com estruturas de defasagens e magnitudes distintas: M0 apresenta efeitos nos *lags* 1, 3, 4, 5 e 6; M2 nos *lags* 1, 2, 3, 4, 5 e 7, com coeficientes cerca de três a seis vezes superiores aos de M0; e M1 no *lag* 12, refletindo padrão sazonal anual. Esses resultados fornecem evidências robustas de transmissão monetária para os preços no Brasil no período analisado, indicando que diferentes definições de moeda operam através de canais de transmissão com velocidades e intensidades distintas, o que contempla precisamente a dimensão de intensidade e de horizonte temporal prevista naquele objetivo. De forma igualmente relevante, o IPCA também apresentou causalidade de Granger sobre os demais agregados monetários ($F = 1,9517$; $p < 0,001$), configurando uma relação de bidirecionalidade entre inflação e moeda.

Esses achados permitem responder à questão e ao objetivo geral deste trabalho — verificar a existência e a direção da causalidade entre os agregados monetários e a inflação: a relação entre moeda e preços no Brasil pós-Plano Real não segue o padrão estritamente

unidirecional preconizado pela versão clássica da Teoria Quantitativa da Moeda. A hipótese de bidirecionalidade, admitida desde o início como plausível, foi corroborada empiricamente para os três agregados monetários analisados. Tal resultado é consistente com a hipótese de endogeneidade da moeda, segundo a qual o Banco Central, ao operar sob o regime de metas de inflação, tende a reagir às pressões inflacionárias observadas, ajustando a oferta monetária como resposta à inflação já verificada — e não apenas como causa primária dela.

Em atendimento ao segundo objetivo específico — comparar as evidências empíricas obtidas com os achados da literatura nacional e internacional —, os resultados dialogam diretamente com os trabalhos revisados. A bidirecionalidade encontrada está em linha com Triches (2009), que identificou causalidade bidirecional entre agregados monetários e inflação para dados brasileiros trimestrais; com Rossi (1990), que aponta a antecipação da inflação em relação à oferta monetária no longo prazo; e com Mascolo (1982), que questiona a robustez da causalidade unidirecional em diferentes subperíodos da economia brasileira. Adicionalmente, os resultados se aproximam de Obana (2021), que não encontrou causalidade unidirecional de M0 e M1 para o IPCA no período de 1986 a 2018, e de Salvador (2009), que identificou enfraquecimento da causalidade da moeda para a inflação no período pós-Plano Real. No plano internacional, os achados corroboram a perspectiva crítica de Woodford (2006), que questiona a centralidade dos agregados monetários na determinação da inflação, e de Vague (2016), que não encontrou relação sistemática entre crescimento monetário e alta inflação em economias desenvolvidas e emergentes.

Este trabalho apresenta algumas limitações que devem ser consideradas na interpretação dos resultados. Em primeiro lugar, o teste de Portmanteau indicou presença de autocorrelação serial nos resíduos do modelo, o que, embora não invalide as inferências assintóticas dado que o modelo é estável, sugere que especificações alternativas — como a inclusão de variáveis dummy sazonais ou a adoção de modelos VAR com componentes sazonais explícitos — poderiam aprimorar o ajuste. Soma-se a isso o fato de que o IPCA, embora estacionário em nível, foi incorporado ao sistema em primeira diferença, o que introduz sobre-diferenciação na equação da inflação; especificações que tratem a inflação em nível — em um VAR de ordens mistas — ou que empreguem o procedimento de Toda e Yamamoto (1995) poderiam contornar essa limitação.

Em segundo lugar, a análise se restringiu ao período pós-2002, excluindo os anos imediatamente seguintes ao Plano Real (1994–2001), o que pode limitar a comparabilidade com estudos que contemplam períodos de maior instabilidade monetária. Em terceiro lugar, a

abordagem adotada não permite identificar os mecanismos de transmissão monetária, tampouco quantificar o impacto dinâmico de um choque em cada agregado sobre a trajetória da inflação ao longo do tempo.

Para pesquisas futuras, sugere-se a aplicação de funções de impulso-resposta e decomposição da variância do erro de previsão, que permitiriam aprofundar a análise da magnitude e da persistência dos efeitos identificados pelos testes de Granger. A incorporação de variáveis adicionais ao sistema — como a taxa básica de juros (Selic), o câmbio e o hiato do produto — poderia enriquecer a análise ao capturar outros canais relevantes da dinâmica inflacionária brasileira. Adicionalmente, a aplicação de filtros de banda de passagem, na linha de Christiano e Fitzgerald (2003) e Salvador (2009), permitiria decompor a relação entre moeda e inflação em diferentes horizontes de frequência. Recomenda-se, ainda, a reespecificação do sistema por meio do procedimento de Toda e Yamamoto (1995) ou de um VAR de ordens mistas, de modo a tratar a inflação em nível e superar a sobrediferenciação apontada, conferindo maior robustez às inferências de causalidade.

Em síntese, este trabalho oferece evidências empíricas de que a relação entre agregados monetários e inflação no Brasil, no período de 2002 a 2025, é de natureza bidirecional, contrariando a versão estrita da Teoria Quantitativa da Moeda e reforçando a perspectiva de endogeneidade monetária no contexto do regime de metas de inflação. Cumpre-se, assim, o terceiro objetivo específico — contribuir para o debate sobre a validade da Teoria Quantitativa da Moeda no caso brasileiro pós-Plano Real —, ao evidenciar que sua formulação clássica não se sustenta integralmente para o período analisado. Os resultados oferecem, ainda, subsídios sobre a eficácia dos instrumentos monetários no controle da inflação em economias emergentes e oferecem subsídios para a formulação de políticas monetárias mais atentas à complexidade das interações entre moeda e preços na economia brasileira contemporânea.

REFERÊNCIAS

- GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011. 924 p.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, New Haven, v. 37, n. 3, p. 424-438, July 1969.
- LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 2005. 764 p.
- MASCOLO, M. S. B. M. Moeda e inflação: a questão da causalidade. 1982. **Dissertação (Mestrado em Economia)** — Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getulio Vargas, Rio de Janeiro, 1982.
- OBANA, P. A. Causalidade entre agregados monetários e a inflação no Brasil (1986-2018). 2021. **Monografia (Bacharelado em Ciências Econômicas)** — Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2021.
- ROSSI, J. W. Oferta monetária, nível de atividade econômica e inflação. **Texto para Discussão n. 188 — Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipea)**, Brasília, mar. 1990.
- SALVADOR, L. F. R. Relação entre moeda e inflação no Brasil – uma abordagem baseada em filtros. 2009. 51 f. **Monografia (Graduação em Economia)** — Ibmec São Paulo, São Paulo, 2009.
- SIMS, C. A. Money, income and causality. *American Economic Review*, Nashville, v. 62, n. 4, p. 540-552, Sept. 1972.
- TODA, H. Y.; YAMAMOTO, T. Statistical inference in vector autoregressions with possibly integrated processes. *Journal of Econometrics*, v. 66, n. 1-2, p. 225-250, 1995.
- TRICHES, D. Os agregados monetários, nível de renda nominal, taxa de inflação: uma análise da causalidade no Brasil, 1972 a 1987. *Análise Econômica, [S. l.]*, v. 9, n. 15, 2009. DOI: 10.22456/2176-5456.10369. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/10369>. Acesso em: 17 jul. 2025.
- VAGUE, R. Rapid money supply growth does not cause inflation. **Perspectives Blog – Institute for New Economic Thinking (INET)**, 18 ago. 2016. Disponível em: <https://www.ineteconomics.org/perspectives/blog/rapid-money-supply-growth-does-not-cause-inflation>. Acesso em: 22 jul. 2025.

APÊNDICE A – RESULTADO DO MODELO VAR (12)

A seguir são apresentados os coeficientes estimados e as estatísticas de ajuste das quatro equações do modelo de Vetores Autorregressivos de ordem 12 — VAR (12) — estimado com as séries em primeiras diferenças para o período de fevereiro de 2002 a dezembro de 2025 (275 observações). O modelo inclui constante como variável determinística. Os resultados foram obtidos no *software* R, versão 4.x, por meio do pacote vars.

Tabela 3 — Equação da Inflação (Δ IPCA)

Variável	Coef.	Erro-padrão	t	p-valor
inflacao.l1	-0,5600	0,0665	-8,426	4,21e-15 ***
inflacao.l2	-0,5489	0,0760	-7,222	7,76e-12 ***
inflacao.l3	-0,4760	0,0839	-5,675	4,23e-08 ***
inflacao.l4	-0,4586	0,0886	-5,179	4,93e-07 ***
inflacao.l5	-0,4390	0,0927	-4,736	3,85e-06 ***
inflacao.l6	-0,4376	0,0946	-4,624	6,33e-06 ***
inflacao.l7	-0,3651	0,0958	-3,810	0,0002 ***
inflacao.l8	-0,3323	0,0961	-3,460	0,0006 ***
ln_BM.l1	0,6214	0,3100	2,004	0,0462 *
ln_BM.l3	0,6335	0,3256	1,945	0,0530 .
ln_BM.l4	0,9058	0,3305	2,740	0,0066 **
ln_BM.l5	0,8278	0,3346	2,474	0,0141 *
ln_BM.l6	0,6742	0,3351	2,012	0,0454 *
ln_M1.l12	0,5285	0,2507	2,108	0,0361 *
ln_M2.l1	2,0292	1,2079	1,680	0,0944 .
ln_M2.l2	3,9300	1,2916	3,043	0,0026 **
ln_M2.l3	3,4748	1,3665	2,543	0,0117 *
ln_M2.l4	2,6065	1,3932	1,871	0,0626 .
ln_M2.l5	2,8978	1,4894	1,946	0,0529 .
ln_M2.l7	3,0791	1,5254	2,019	0,0447 *
Constante	-28,3431	11,9597	-2,370	0,0186 *

Nota: São apresentados todos os coeficientes estatisticamente significativos ($p < 0,10$) da equação Δ IPCA; para o *output* completo, ver Anexo A. Códigos de significância: *** $p < 0,001$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; . $p < 0,10$. $R^2 = 0,4294$; R^2 ajustado = 0,3082; Erro-padrão residual = 20,79; $F(48; 226) = 3,543$; $p < 0,001$.

Fonte: Elaboração própria (2026), com base na estimação do VAR (12) no *software* R.

Tabela 4 — Resumo do ajuste por equação do VAR (12)

Equação	R²	R² ajustado	Erro-padrão	F(48;226)	p-valor
Δ IPCA	0,4294	0,3082	20,79	3,543	9,03e-11
Δ ln_BM	0,6417	0,5656	4,540	8,434	< 2,2e-16
Δ ln_M1	0,5959	0,5101	6,399	6,944	< 2,2e-16
Δ ln_M2	0,6958	0,6312	1,156	10,770	< 2,2e-16

Nota: Observações: 275 (fev/2002 a dez/2025). Modelo VAR(12) com constante. Log-likelihood = -3.205,99. Todas as equações são conjuntamente significativas a 1%.

Fonte: Elaboração própria (2026), com base na estimação do VAR (12) no *software* R.

Tabela 5 — Matriz de correlação dos resíduos

	ΔIPCA	Δln_BM	Δln_M1	Δln_M2
Δ IPCA	1,0000	0,0638	0,1145	0,1842
Δ ln_BM	0,0638	1,0000	0,4419	0,0824
Δ ln_M1	0,1145	0,4419	1,0000	0,2890
Δ ln_M2	0,1842	0,0824	0,2890	1,0000

Fonte: Elaboração própria (2026), com base na estimação do VAR (12) no *software* R.

ANEXO A – RESULTADOS DA ESTIMAÇÃO DO MODELO VAR (12)

VAR Estimation Results:

=====

Endogenous variables: inflacao, ln_BM, ln_M1, ln_M2

Deterministic variables: const

Sample size: 275

Log Likelihood: -3205.993

Roots of the characteristic polynomial:

0.984 0.984 0.9836 0.9836 0.9826 0.9826 0.9777 0.9777 0.9656 0.9656 0.9581
0.9332 0.9332 0.9128 0.9128 0.9096 0.9096 0.9087 0.9023 0.9023 0.8921 0.8921
0.8897 0.8897 0.8874 0.8874 0.8715 0.8715 0.8569 0.8418 0.8418 0.8278 0.8278
0.8186 0.8186 0.8142 0.8142 0.8011 0.8011 0.7812 0.7812 0.6715 0.6715 0.6397
0.6397 0.6288 0.6288 0.6006

Call:

VAR(y = dados_diff, p = 12, type = "const")

Estimation results for equation inflacao:

=====

inflacao = inflacao.l1 + ln_BM.l1 + ln_M1.l1 + ln_M2.l1 + inflacao.l2 +
ln_BM.l2 + ln_M1.l2 + ln_M2.l2 + inflacao.l3 + ln_BM.l3 + ln_M1.l3 + ln_M2.l3
+ inflacao.l4 + ln_BM.l4 + ln_M1.l4 + ln_M2.l4 + inflacao.l5 + ln_BM.l5 +
ln_M1.l5 + ln_M2.l5 + inflacao.l6 + ln_BM.l6 + ln_M1.l6 + ln_M2.l6 +
inflacao.l7 + ln_BM.l7 + ln_M1.l7 + ln_M2.l7 + inflacao.l8 + ln_BM.l8 +
ln_M1.l8 + ln_M2.l8 + inflacao.l9 + ln_BM.l9 + ln_M1.l9 + ln_M2.l9 +
inflacao.l10 + ln_BM.l10 + ln_M1.l10 + ln_M2.l10 + inflacao.l11 + ln_BM.l11
+ ln_M1.l11 + ln_M2.l11 + inflacao.l12 + ln_BM.l12 + ln_M1.l12 + ln_M2.l12 +
const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
inflacao.l1	-0.560038	0.066469	-8.426	4.21e-15	***
ln_BM.l1	0.621396	0.310007	2.004	0.046215	*
ln_M1.l1	-0.162635	0.247944	-0.656	0.512532	
ln_M2.l1	2.029237	1.207949	1.680	0.094358	.
inflacao.l2	-0.548858	0.075999	-7.222	7.76e-12	***
ln_BM.l2	0.472118	0.320475	1.473	0.142093	
ln_M1.l2	0.025657	0.251693	0.102	0.918897	
ln_M2.l2	3.930036	1.291593	3.043	0.002621	**
inflacao.l3	-0.476034	0.083882	-5.675	4.23e-08	***
ln_BM.l3	0.633491	0.325632	1.945	0.052965	.
ln_M1.l3	-0.017446	0.258430	-0.068	0.946238	
ln_M2.l3	3.474789	1.366459	2.543	0.011662	*
inflacao.l4	-0.458591	0.088551	-5.179	4.93e-07	***
ln_BM.l4	0.905826	0.330534	2.740	0.006625	**
ln_M1.l4	0.121624	0.258878	0.470	0.638943	
ln_M2.l4	2.606519	1.393165	1.871	0.062647	.
inflacao.l5	-0.439007	0.092700	-4.736	3.85e-06	***
ln_BM.l5	0.827821	0.334595	2.474	0.014093	*
ln_M1.l5	0.054712	0.263783	0.207	0.835875	
ln_M2.l5	2.897826	1.489424	1.946	0.052943	.
inflacao.l6	-0.437573	0.094627	-4.624	6.33e-06	***
ln_BM.l6	0.674159	0.335134	2.012	0.045449	*
ln_M1.l6	0.331032	0.265026	1.249	0.212938	
ln_M2.l6	0.990357	1.526830	0.649	0.517232	
inflacao.l7	-0.365060	0.095814	-3.810	0.000179	***
ln_BM.l7	-0.001502	0.334801	-0.004	0.996424	

ln_M1.17	0.222902	0.266505	0.836	0.403820	
ln_M2.17	3.079118	1.525400	2.019	0.044714	*
inflacao.18	-0.332305	0.096050	-3.460	0.000646	***
ln_BM.18	0.136703	0.335796	0.407	0.684319	
ln_M1.18	0.375511	0.265226	1.416	0.158206	
ln_M2.18	0.660044	1.460403	0.452	0.651731	
inflacao.19	-0.104229	0.094519	-1.103	0.271313	
ln_BM.19	0.204750	0.330113	0.620	0.535723	
ln_M1.19	0.295304	0.262932	1.123	0.262577	
ln_M2.19	0.223658	1.372929	0.163	0.870738	
inflacao.110	0.055729	0.089065	0.626	0.532134	
ln_BM.110	0.253814	0.323280	0.785	0.433205	
ln_M1.110	0.245489	0.261302	0.939	0.348486	
ln_M2.110	-0.279156	1.334360	-0.209	0.834476	
inflacao.111	0.071597	0.078428	0.913	0.362269	
ln_BM.111	-0.204523	0.322295	-0.635	0.526342	
ln_M1.111	0.130078	0.258207	0.504	0.614911	
ln_M2.111	0.173742	1.238456	0.140	0.888556	
inflacao.112	0.084894	0.067323	1.261	0.208608	
ln_BM.112	-0.444170	0.312717	-1.420	0.156882	
ln_M1.112	0.528455	0.250680	2.108	0.036125	*
ln_M2.112	1.625059	1.123833	1.446	0.149563	
const	-28.343147	11.959733	-2.370	0.018635	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 20.79 on 226 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.4294, Adjusted R-squared: 0.3082
F-statistic: 3.543 on 48 and 226 DF, p-value: 9.03e-11

Estimation results for equation ln_BM:

=====

ln_BM = inflacao.11 + ln_BM.11 + ln_M1.11 + ln_M2.11 + inflacao.12 + ln_BM.12 + ln_M1.12 + ln_M2.12 + inflacao.13 + ln_BM.13 + ln_M1.13 + ln_M2.13 + inflacao.14 + ln_BM.14 + ln_M1.14 + ln_M2.14 + inflacao.15 + ln_BM.15 + ln_M1.15 + ln_M2.15 + inflacao.16 + ln_BM.16 + ln_M1.16 + ln_M2.16 + inflacao.17 + ln_BM.17 + ln_M1.17 + ln_M2.17 + inflacao.18 + ln_BM.18 + ln_M1.18 + ln_M2.18 + inflacao.19 + ln_BM.19 + ln_M1.19 + ln_M2.19 + inflacao.110 + ln_BM.110 + ln_M1.110 + ln_M2.110 + inflacao.111 + ln_BM.111 + ln_M1.111 + ln_M2.111 + inflacao.112 + ln_BM.112 + ln_M1.112 + ln_M2.112 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
inflacao.11	-0.005668	0.014512	-0.391	0.696476	
ln_BM.11	-0.195972	0.067684	-2.895	0.004158	**
ln_M1.11	0.167546	0.054133	3.095	0.002216	**
ln_M2.11	0.608620	0.263731	2.308	0.021919	*
inflacao.12	-0.034773	0.016593	-2.096	0.037227	*
ln_BM.12	-0.080491	0.069969	-1.150	0.251206	
ln_M1.12	0.003828	0.054952	0.070	0.944531	
ln_M2.12	0.634716	0.281993	2.251	0.025359	*
inflacao.13	-0.019380	0.018314	-1.058	0.291092	
ln_BM.13	0.028360	0.071095	0.399	0.690340	
ln_M1.13	-0.083792	0.056423	-1.485	0.138918	
ln_M2.13	0.474243	0.298338	1.590	0.113320	
inflacao.14	-0.032550	0.019333	-1.684	0.093633	.
ln_BM.14	0.059799	0.072165	0.829	0.408187	
ln_M1.14	-0.167091	0.056521	-2.956	0.003444	**
ln_M2.14	0.954198	0.304169	3.137	0.001933	**

inflacao.15	-0.078630	0.020239	-3.885	0.000134	***
ln_BM.15	0.103518	0.073052	1.417	0.157846	
ln_M1.15	-0.075989	0.057592	-1.319	0.188355	
ln_M2.15	0.791330	0.325185	2.433	0.015731	*
inflacao.16	-0.093080	0.020660	-4.505	1.06e-05	***
ln_BM.16	0.002056	0.073170	0.028	0.977613	
ln_M1.16	-0.006369	0.057863	-0.110	0.912445	
ln_M2.16	0.669199	0.333352	2.007	0.045889	*
inflacao.17	-0.090800	0.020919	-4.341	2.14e-05	***
ln_BM.17	-0.052213	0.073097	-0.714	0.475777	
ln_M1.17	0.097947	0.058186	1.683	0.093689	.
ln_M2.17	0.702904	0.333040	2.111	0.035909	*
inflacao.18	-0.050350	0.020971	-2.401	0.017159	*
ln_BM.18	-0.031060	0.073314	-0.424	0.672219	
ln_M1.18	0.054310	0.057907	0.938	0.349303	
ln_M2.18	0.532815	0.318849	1.671	0.096094	.
inflacao.19	-0.029325	0.020636	-1.421	0.156680	
ln_BM.19	-0.020711	0.072073	-0.287	0.774103	
ln_M1.19	0.090291	0.057406	1.573	0.117151	
ln_M2.19	0.514279	0.299751	1.716	0.087590	.
inflacao.110	-0.016869	0.019445	-0.868	0.386576	
ln_BM.110	0.027638	0.070582	0.392	0.695737	
ln_M1.110	0.024932	0.057050	0.437	0.662517	
ln_M2.110	0.114100	0.291330	0.392	0.695685	
inflacao.111	-0.016494	0.017123	-0.963	0.336436	
ln_BM.111	0.038940	0.070366	0.553	0.580547	
ln_M1.111	0.014309	0.056374	0.254	0.799865	
ln_M2.111	-0.304618	0.270392	-1.127	0.261115	
inflacao.112	-0.029120	0.014699	-1.981	0.048783	*
ln_BM.112	0.342557	0.068275	5.017	1.06e-06	***
ln_M1.112	0.180640	0.054731	3.301	0.001121	**
ln_M2.112	0.601718	0.245366	2.452	0.014951	*
const	-5.936988	2.611163	-2.274	0.023923	*

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4.54 on 226 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.6417, Adjusted R-squared: 0.5656
F-statistic: 8.434 on 48 and 226 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation ln_M1:

=====

ln_M1 = inflacao.11 + ln_BM.11 + ln_M1.11 + ln_M2.11 + inflacao.12 + ln_BM.12 + ln_M1.12 + ln_M2.12 + inflacao.13 + ln_BM.13 + ln_M1.13 + ln_M2.13 + inflacao.14 + ln_BM.14 + ln_M1.14 + ln_M2.14 + inflacao.15 + ln_BM.15 + ln_M1.15 + ln_M2.15 + inflacao.16 + ln_BM.16 + ln_M1.16 + ln_M2.16 + inflacao.17 + ln_BM.17 + ln_M1.17 + ln_M2.17 + inflacao.18 + ln_BM.18 + ln_M1.18 + ln_M2.18 + inflacao.19 + ln_BM.19 + ln_M1.19 + ln_M2.19 + inflacao.110 + ln_BM.110 + ln_M1.110 + ln_M2.110 + inflacao.111 + ln_BM.111 + ln_M1.111 + ln_M2.111 + inflacao.112 + ln_BM.112 + ln_M1.112 + ln_M2.112 + const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
inflacao.11	-9.408e-03	2.046e-02	-0.460	0.64604
ln_BM.11	7.008e-02	9.541e-02	0.735	0.46340
ln_M1.11	-1.665e-01	7.631e-02	-2.182	0.03013 *
ln_M2.11	3.937e-01	3.718e-01	1.059	0.29080
inflacao.12	-3.778e-03	2.339e-02	-0.162	0.87184
ln_BM.12	5.854e-04	9.863e-02	0.006	0.99527

ln_M1.12	-2.246e-01	7.747e-02	-2.900	0.00410	**
ln_M2.12	4.039e-01	3.975e-01	1.016	0.31064	
inflacao.13	-2.935e-02	2.582e-02	-1.137	0.25687	
ln_BM.13	-1.173e-01	1.002e-01	-1.170	0.24314	
ln_M1.13	-1.511e-02	7.954e-02	-0.190	0.84949	
ln_M2.13	1.580e-02	4.206e-01	0.038	0.97006	
inflacao.14	-3.324e-02	2.725e-02	-1.220	0.22387	
ln_BM.14	4.697e-02	1.017e-01	0.462	0.64473	
ln_M1.14	-1.150e-01	7.968e-02	-1.444	0.15025	
ln_M2.14	4.995e-01	4.288e-01	1.165	0.24532	
inflacao.15	-9.383e-02	2.853e-02	-3.289	0.00117	**
ln_BM.15	8.140e-02	1.030e-01	0.790	0.43008	
ln_M1.15	-1.371e-01	8.119e-02	-1.689	0.09260	.
ln_M2.15	1.615e-01	4.584e-01	0.352	0.72492	
inflacao.16	-6.698e-02	2.912e-02	-2.300	0.02237	*
ln_BM.16	2.323e-01	1.031e-01	2.252	0.02529	*
ln_M1.16	-2.436e-01	8.157e-02	-2.986	0.00314	**
ln_M2.16	2.196e-01	4.699e-01	0.467	0.64080	
inflacao.17	-6.111e-02	2.949e-02	-2.072	0.03938	*
ln_BM.17	9.480e-03	1.030e-01	0.092	0.92678	
ln_M1.17	-1.534e-02	8.202e-02	-0.187	0.85180	
ln_M2.17	4.898e-01	4.695e-01	1.043	0.29797	
inflacao.18	-4.572e-02	2.956e-02	-1.547	0.12337	
ln_BM.18	-1.082e-01	1.034e-01	-1.047	0.29635	
ln_M1.18	4.464e-02	8.163e-02	0.547	0.58505	
ln_M2.18	4.102e-01	4.495e-01	0.913	0.36239	
inflacao.19	-3.457e-02	2.909e-02	-1.188	0.23598	
ln_BM.19	1.840e-03	1.016e-01	0.018	0.98557	
ln_M1.19	1.041e-01	8.092e-02	1.286	0.19963	
ln_M2.19	3.078e-01	4.226e-01	0.728	0.46713	
inflacao.110	-2.563e-02	2.741e-02	-0.935	0.35076	
ln_BM.110	2.257e-02	9.950e-02	0.227	0.82078	
ln_M1.110	-1.701e-05	8.042e-02	0.000	0.99983	
ln_M2.110	-2.173e-01	4.107e-01	-0.529	0.59726	
inflacao.111	-3.028e-02	2.414e-02	-1.255	0.21094	
ln_BM.111	1.896e-01	9.919e-02	1.911	0.05727	.
ln_M1.111	-1.351e-01	7.947e-02	-1.700	0.09059	.
ln_M2.111	-7.497e-01	3.812e-01	-1.967	0.05043	.
inflacao.112	-1.221e-02	2.072e-02	-0.589	0.55627	
ln_BM.112	2.349e-01	9.625e-02	2.441	0.01542	*
ln_M1.112	2.127e-01	7.715e-02	2.757	0.00630	**
ln_M2.112	1.124e+00	3.459e-01	3.249	0.00133	**
const	-2.226e+00	3.681e+00	-0.605	0.54604	

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 6.399 on 226 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.5959, Adjusted R-squared: 0.5101
F-statistic: 6.944 on 48 and 226 DF, p-value: < 2.2e-16

Estimation results for equation ln_M2:

=====

$$\ln_M2 = \text{inflacao.11} + \ln_BM.11 + \ln_M1.11 + \ln_M2.11 + \text{inflacao.12} + \ln_BM.12 + \ln_M1.12 + \ln_M2.12 + \text{inflacao.13} + \ln_BM.13 + \ln_M1.13 + \ln_M2.13 + \text{inflacao.14} + \ln_BM.14 + \ln_M1.14 + \ln_M2.14 + \text{inflacao.15} + \ln_BM.15 + \ln_M1.15 + \ln_M2.15 + \text{inflacao.16} + \ln_BM.16 + \ln_M1.16 + \ln_M2.16 + \text{inflacao.17} + \ln_BM.17 + \ln_M1.17 + \ln_M2.17 + \text{inflacao.18} + \ln_BM.18 + \ln_M1.18 + \ln_M2.18 + \text{inflacao.19} + \ln_BM.19 + \ln_M1.19 + \ln_M2.19 + \text{inflacao.110} + \ln_BM.110 + \ln_M1.110 + \ln_M2.110 + \text{inflacao.111} + \ln_BM.111$$

+ ln_M1.l11 + ln_M2.l11 + inflacao.l12 + ln_BM.l12 + ln_M1.l12 + ln_M2.l12 +
const

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
inflacao.l1	0.0023181	0.0036939	0.628	0.530930	
ln_BM.l1	-0.0373214	0.0172283	-2.166	0.031336	*
ln_M1.l1	-0.0101383	0.0137792	-0.736	0.462632	
ln_M2.l1	-0.5035244	0.0671303	-7.501	1.44e-12	***
inflacao.l2	0.0004740	0.0042236	0.112	0.910734	
ln_BM.l2	0.0412779	0.0178100	2.318	0.021361	*
ln_M1.l2	-0.0223836	0.0139875	-1.600	0.110939	
ln_M2.l2	-0.4193000	0.0717787	-5.842	1.79e-08	***
inflacao.l3	-0.0009786	0.0046616	-0.210	0.833913	
ln_BM.l3	-0.0178392	0.0180966	-0.986	0.325297	
ln_M1.l3	-0.0075422	0.0143619	-0.525	0.599994	
ln_M2.l3	-0.3358595	0.0759393	-4.423	1.51e-05	***
inflacao.l4	0.0037093	0.0049211	0.754	0.451785	
ln_BM.l4	-0.0001361	0.0183690	-0.007	0.994094	
ln_M1.l4	-0.0123232	0.0143868	-0.857	0.392593	
ln_M2.l4	-0.4587287	0.0774234	-5.925	1.16e-08	***
inflacao.l5	-0.0108104	0.0051517	-2.098	0.036979	*
ln_BM.l5	-0.0166623	0.0185947	-0.896	0.371166	
ln_M1.l5	0.0080762	0.0146594	0.551	0.582231	
ln_M2.l5	-0.3445246	0.0827729	-4.162	4.48e-05	***
inflacao.l6	-0.0078555	0.0052588	-1.494	0.136623	
ln_BM.l6	-0.0047752	0.0186247	-0.256	0.797884	
ln_M1.l6	-0.0041633	0.0147285	-0.283	0.777689	
ln_M2.l6	-0.3375688	0.0848517	-3.978	9.35e-05	***
inflacao.l7	-0.0054338	0.0053248	-1.020	0.308593	
ln_BM.l7	-0.0306611	0.0186062	-1.648	0.100762	
ln_M1.l7	-0.0009744	0.0148107	-0.066	0.947604	
ln_M2.l7	-0.1758722	0.0847722	-2.075	0.039152	*
inflacao.l8	-0.0061085	0.0053379	-1.144	0.253679	
ln_BM.l8	0.0220113	0.0186614	1.180	0.239437	
ln_M1.l8	0.0059233	0.0147396	0.402	0.688164	
ln_M2.l8	-0.2343864	0.0811601	-2.888	0.004254	**
inflacao.l9	-0.0083356	0.0052528	-1.587	0.113931	
ln_BM.l9	-0.0120863	0.0183456	-0.659	0.510686	
ln_M1.l9	0.0182183	0.0146121	1.247	0.213764	
ln_M2.l9	-0.2267071	0.0762988	-2.971	0.003286	**
inflacao.l10	-0.0064366	0.0049497	-1.300	0.194783	
ln_BM.l10	-0.0278701	0.0179659	-1.551	0.122233	
ln_M1.l10	0.0092629	0.0145215	0.638	0.524203	
ln_M2.l10	-0.1291846	0.0741554	-1.742	0.082855	.
inflacao.l11	-0.0091700	0.0043585	-2.104	0.036490	*
ln_BM.l11	0.0112035	0.0179111	0.626	0.532272	
ln_M1.l11	0.0090973	0.0143495	0.634	0.526735	
ln_M2.l11	-0.1386101	0.0688257	-2.014	0.045202	*
inflacao.l12	-0.0088108	0.0037414	-2.355	0.019380	*
ln_BM.l12	0.0613156	0.0173789	3.528	0.000507	***
ln_M1.l12	0.0268553	0.0139312	1.928	0.055145	.
ln_M2.l12	0.1631515	0.0624556	2.612	0.009597	**
const	4.0737823	0.6646474	6.129	3.89e-09	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.156 on 226 degrees of freedom
Multiple R-Squared: 0.6958, Adjusted R-squared: 0.6312
F-statistic: 10.77 on 48 and 226 DF, p-value: < 2.2e-16

Covariance matrix of residuals:

	inflacao	ln_BM	ln_M1	ln_M2
inflacao	432.321	6.026	15.240	4.426
ln_BM	6.026	20.608	12.837	0.432
ln_M1	15.240	12.837	40.952	2.137
ln_M2	4.426	0.432	2.137	1.335

Correlation matrix of residuals:

	inflacao	ln_BM	ln_M1	ln_M2
inflacao	1.00000	0.06384	0.1145	0.18423
ln_BM	0.06384	1.00000	0.4419	0.08235
ln_M1	0.11454	0.44189	1.0000	0.28899
ln_M2	0.18423	0.08235	0.2890	1.00000