



**UNIVERSIDADE FEDERAL DO AMAZONAS
FACULDADE DE ESTUDOS SOCIAIS
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA**

GLAUCIO ISRAEL DA SILVA OLIVEIRA

**POLÍTICA MONETÁRIA E HETEROGENEIDADE REGIONAL: EVIDÊNCIAS
EMPÍRICAS PARA O BRASIL**

**MANAUS/AM
2026**

UNIVERSIDADE FEDERAL DO AMAZONAS
DISCENTE: GLAUCIO ISRAEL DA SILVA OLIVEIRA

**POLÍTICA MONETÁRIA E HETEROGENEIDADE REGIONAL: EVIDÊNCIAS
EMPÍRICAS PARA O BRASIL**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Amazonas, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Economia.
Orientador: Dr. Frederick Fagundes Alves.

MANAUS/AM

2026

Ficha Catalográfica

Elaborada automaticamente de acordo com os dados fornecidos pelo(a) autor(a).

O48p Oliveira, Glaucio Israel da Silva
 Política monetária e heterogeneidade regional: evidências empíricas para
 o Brasil / Glaucio Israel da Silva Oliveira. - 2026.
 116 f. ; 31 cm.

 Orientador(a): Frederick Fagundes Alves.
 Dissertação (mestrado) - Universidade Federal do Amazonas, Programa
 de Pós-Graduação em Economia, Manaus , 2026.

 1. Política Monetária. 2. Heterogeneidade Regional. 3. Crescimento
 Econômico. 4. Crédito. I. Alves, Frederick Fagundes. II. Universidade
 Federal do Amazonas. Programa de Pós-Graduação em Economia. III.
 Título

GLAUCIO ISRAEL DA SILVA OLIVEIRA

POLÍTICA MONETÁRIA E HETEROGENEIDADE REGIONAL: EVIDÊNCIAS
EMPÍRICAS PARA O BRASIL

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia da Universidade Federal do Amazonas, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Economia.

Aprovada em: 10/08/2026

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Frederick Fagundes Alves

Presidente

Universidade Federal do Amazonas

Prof. Dra. Enimar Jerônimo Wendhausen

Membro Titular

Universidade Federal do Amazonas

Prof. Dra. Adriana Moreira Amado

Membro Titular

Universidade de Brasília

RESUMO

Este artigo investiga se a política monetária brasileira produziu efeitos assimétricos sobre o crescimento econômico regional entre 2004 e 2019, com atenção especial à Região Norte. A pesquisa utiliza um painel trimestral construído com dados das 27 unidades da federação, estimando modelos PVAR por System-GMM em recortes nacional e macrorregionais. A Selic e o M1 são tratados como impulsos monetários nacionais, enquanto PIB per capita, crédito, gasto público, abertura econômica e esforço exportador representam as dimensões regionais da transmissão. Os resultados indicam que uma política definida uniformemente pelo Banco Central não se propaga homogeneamente pelo território. A Região Norte apresenta maior vulnerabilidade relativa, pois o aperto monetário comprime crédito e produto de modo mais direto e persistente, ao passo que expansões de liquidez geram resposta positiva relevante. No Nordeste, os efeitos distribuem-se por canais fiscais, financeiros e externos. Sudeste e Sul revelam maior capacidade de amortecimento, associada à diversificação produtiva e à densidade financeira, enquanto o Centro-Oeste reflete interações com ciclos agroexportadores. Conclui-se que a eficácia da política monetária depende das estruturas regionais sobre as quais incide, exigindo políticas complementares de crédito e coordenação fiscal.

Palavras-chave: Política Monetária; Heterogeneidade Regional; Crescimento Econômico; Crédito; PVAR.

ABSTRACT

This study investigates whether Brazilian monetary policy had asymmetric effects on regional economic growth between 2004 and 2019, with particular emphasis on the North Region. Using a quarterly panel dataset covering Brazil's 27 federative units, the study estimates Panel Vector Autoregressive (PVAR) models through the System Generalized Method of Moments (System-GMM) for both the national sample and the country's five macroregions. The Selic interest rate and the M1 monetary aggregate are treated as national monetary shocks, whereas GDP per capita, credit, government expenditure, trade openness, and export performance capture the regional dimensions through which monetary policy is transmitted. The results indicate that a uniformly implemented monetary policy does not affect all regions equally. The North Region exhibits the highest relative vulnerability, as monetary tightening reduces credit and output more directly and persistently, whereas monetary easing generates significant positive responses. In the Northeast, the effects are transmitted through fiscal, financial, and external channels. The Southeast and South display greater resilience, associated with a more diversified productive structure and higher levels of financial development, while the Midwest reflects interactions with agricultural export cycles. The findings suggest that the effectiveness of monetary policy depends on regional economic structures, underscoring the importance of complementary credit policies and fiscal coordination.

Keywords: Monetary Policy; Regional Heterogeneity; Economic Growth; Credit; Panel Vector Autoregression (PVAR).

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	5
2 REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DE LITERATURA.....	7
2.1 EVOLUÇÃO HISTÓRICA DA POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO.....	8
2.2 POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS EFEITOS ASSIMÉTRICOS: CONTEXTUALIZAÇÃO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS.....	13
3 METODOLOGIA.....	17
3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA.....	18
3.2 DELIMITAÇÃO ESPACIAL E TEMPORAL.....	18
3.3 FONTES E CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS.....	19
3.4 VARIÁVEIS EFETIVAMENTE UTILIZADAS.....	21
3.5 DEFLAÇÃO DAS SÉRIES.....	24
3.6 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA: PVAR COM VARIÁVEIS MONETÁRIAS EXÓGENAS.....	25
3.7 ESTIMAÇÃO POR <i>SYSTEM-GMM</i>	27
3.8 TESTES DE ESTACIONARIEDADE E ESPECIFICAÇÃO DAS DIFERENÇAS.....	28
3.9 SELEÇÃO DE DEFASAGENS E PARCIMÔNIA.....	29
3.10 CAUSALIDADE DE GRANGER E IDENTIFICAÇÃO POR CHOLESKY.....	30
3.11 ESTABILIDADE DO MODELO E FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA.....	30
3.12 TESTES DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL.....	31
4 RESULTADOS E DISCUSSÃO.....	32
4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS.....	32
4.2 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA.....	40
4.3 SELEÇÃO DAS DEFASAGENS DO MODELO PVAR.....	41
4.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER, ORDENAMENTO DE CHOLESKY E A ESTRUTURA DE EXOGENEIDADE.....	43
4.5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DO MODELO PVAR.....	50
4.5.1 Resultados do Modelo Nacional.....	50
4.5.2 Resultados do Modelo da Região Norte.....	54
4.5.3 Resultados do Modelo da Região Nordeste.....	57

4.5.4 Resultados do Modelo da Região Centro-Oeste.....	60
4.5.5 Resultados do Modelo da Região Sudeste.....	63
4.5.6 Resultados do Modelo da Região Sul.....	66
4.5.7 Assimetrias Regionais da Política Monetária Brasileira: Um Panorama Comparativo.....	69
4.6 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA E A DINÂMICA DA TRANSMISSÃO MONETÁRIA.....	74
4.6.1 Funções Impulso-Resposta do Modelo Nacional.....	75
4.6.2 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Norte.....	77
4.6.3 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Nordeste.....	80
4.6.4 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Centro-Oeste.....	82
4.6.5 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Sudeste.....	85
4.6.6 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Sul.....	88
4.6.7 Síntese Geral dos Gráficos de Impulso-Resposta das Regiões.....	90
4.7 TESTES DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL: EVIDÊNCIAS DE VÍNCULOS DE LONGO PRAZO NAS REGIÕES BRASILEIRAS.....	91
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	96
REFERÊNCIAS.....	102
DECLARAÇÃO SOBRE O USO DE INTELIGÊNCIA ARTIFICIAL.....	107
APÊNDICE A – Estatísticas descritivas com agregação ponderada.....	109
APÊNDICE B – Estacionariedade e testes de raiz unitária.....	111
APÊNDICE C – Validação de estabilidade do modelo PVAR.....	112

1 INTRODUÇÃO

A estabilidade econômica consolidou-se, nas últimas décadas, como um dos principais objetivos das economias modernas, sobretudo em países sujeitos a episódios recorrentes de inflação e desaceleração da atividade produtiva. Nesse contexto, a política monetária assumiu papel central na condução macroeconômica, uma vez que suas decisões influenciam diretamente o custo do crédito, as condições de liquidez e as decisões de investimento, repercutindo, em última instância, sobre o nível de renda e a atividade econômica (Taylor, 1993; Bernanke; Gertler, 1995; Clarida; Galí; Gertler, 1999; Christiano; Eichenbaum; Evans, 2005).

Embora seja formulada em escala nacional e frequentemente avaliada por seus efeitos agregados, a política monetária se transmite sobre realidades econômicas distintas, nas quais empresas, famílias, governos locais e sistemas financeiros apresentam capacidades desiguais de reação. Em economias estruturalmente heterogêneas, como a brasileira, essa discussão torna-se ainda mais relevante, uma vez que os efeitos da política monetária podem assumir intensidades distintas em função da organização produtiva, do grau de desenvolvimento do sistema financeiro e das características econômicas de cada região (Amado, 1997, 1998).

O Brasil é, historicamente, um país atravessado por desequilíbrios econômicos nacionais e regionais, fenômeno que Furtado (1959) interpretou como produto da própria formação da economia brasileira, marcada pela concentração regional da renda e por diferentes contextos históricos. A Região Norte, em especial, exhibe características socioeconômicas bastante distintas das demais. A maior parte de seus estados depende fortemente da extração de recursos naturais, apresenta limitada diversificação produtiva e mantém integração relativamente baixa ao sistema financeiro nacional. Tais condições estruturais fazem com que os efeitos da política monetária possam se manifestar ali de forma singular, em contraste com o que se observa em áreas mais industrializadas e financeiramente conectadas, como o Sudeste e o Sul. Diante desse quadro de assimetrias produtivas e financeiras, formula-se a questão central desta pesquisa: a política monetária influenciou de maneira assimétrica a dinâmica econômica regional, em particular a da Região Norte em relação às demais regiões do país, no intervalo de 2004 a 2019?

A questão é relevante por diferentes razões. A primeira diz respeito à importância crescente que a literatura econômica vem atribuindo aos efeitos distributivos da política monetária. Durante muito tempo predominou o entendimento de que tais políticas teriam efeitos agregados e seriam neutras em termos distributivos no longo prazo, posição defendida por autores como Friedman (1968) e Lucas (1976). Essa neutralidade foi posteriormente

incorporada às regras de política monetária de referência, a exemplo da proposta por Taylor (1993). Evidências mais recentes, no entanto, têm mostrado que mudanças na taxa de juros, nos agregados monetários e na oferta de crédito podem beneficiar ou penalizar de modo desproporcional diferentes grupos sociais e regiões (Azevedo, Silva e Silva, 2021).

A investigação mostra-se ainda mais pertinente no contexto brasileiro, em que a persistência da desigualdade social e a heterogeneidade entre regiões demandam políticas públicas mais atentas aos contextos locais. Desde a adoção do regime de metas de inflação, em 1999, o Banco Central do Brasil (Bacen) consolidou um arcabouço institucional voltado à estabilidade de preços, cujos desdobramentos regionais, todavia, seguem pouco explorados. Compreender como os mecanismos de transmissão da política monetária operam entre as regiões pode contribuir de maneira expressiva para aperfeiçoar tanto o desenho institucional quanto a eficácia da política econômica nacional.

A hipótese central a ser testada nesta pesquisa, consequentemente, é a de que a Região Norte é mais vulnerável aos ciclos monetários, absorvendo os apertos da política monetária com maior intensidade e maior persistência do que as demais regiões, em razão de sua menor diversificação produtiva e de sua frágil integração financeira. O objetivo geral da pesquisa é, assim, investigar em que medida as decisões de política monetária adotadas no Brasil, entre 2004 e 2019, afetaram o crescimento econômico relativo das diferentes regiões, com atenção especial ao desempenho do Norte em comparação às demais. Para tanto, recorre-se a um modelo de Vetor Autorregressivo em Painel (PVAR) estimado pelo Método dos Momentos Generalizados em Sistema (*System-GMM*), com identificação por decomposição de *Cholesky*.

Desse propósito derivam três objetivos específicos. O primeiro consiste em analisar os principais canais de transmissão da política monetária, a saber, a taxa Selic, os agregados monetários e o crédito, e seus efeitos sobre o Produto Interno Bruto (PIB) per capita. Em seguida, busca-se comparar a resposta econômica da Região Norte à das demais regiões, mensurando a intensidade, a duração e o momento dessas respostas. Por fim, pretende-se interpretar as diferenças encontradas à luz das características estruturais de cada região, avaliando de que modo a profundidade do canal de crédito, a dependência do gasto público e a inserção externa moldam a transmissão dos choques monetários sobre a atividade regional.

Com isso, o trabalho busca preencher uma lacuna relevante na literatura econômica brasileira. Ainda que existam estudos sobre os mecanismos de transmissão da política monetária em escala nacional, são escassas as análises que examinam seus efeitos pela ótica da desigualdade regional e da possível assimetria de transmissão. Mais raras ainda são as investigações dedicadas especificamente à Região Norte, cuja realidade costuma escapar às

análises agregadas. Ao enfrentar essa questão, o estudo contribui para uma compreensão mais precisa da política monetária como vetor de transformação, ou de reprodução, das desigualdades regionais no país.

A delimitação temporal, de 2004 a 2019, justifica-se por abranger um período expressivo da política monetária brasileira, marcado por diferentes conjunturas, ajustes no arcabouço institucional do Banco Central, transições políticas relevantes e variações importantes nas condições macroeconômicas. Pesa também, de modo decisivo, a disponibilidade de dados econômicos com a agregação regional mínima necessária, uma vez que a obtenção de informações comparáveis entre as regiões, com frequência e abrangência adequadas, é particularmente limitada para certas variáveis.

A dissertação organiza-se em cinco seções, além desta introdução. A segunda apresenta o referencial teórico que sustenta a análise, percorrendo os principais modelos de política monetária, os canais de transmissão reconhecidos na literatura e os estudos recentes sobre seus impactos no plano regional. A terceira descreve a metodologia, incluindo a organização dos dados, as variáveis selecionadas e os procedimentos estatísticos e econométricos adotados. A quarta reúne os resultados obtidos. A quinta discute as considerações finais e destaca as contribuições do estudo.

Em síntese, ao examinar as respostas regionais à política monetária, esta pesquisa procura revelar não apenas seus efeitos macroeconômicos agregados, mas também sua dimensão regional e estrutural. Ao tratar a política monetária não como ferramenta de efeitos uniformes, mas como mecanismo cujos impactos dependem da estrutura econômica sobre a qual incidem, o estudo se propõe a alimentar um debate relevante: é possível conduzir uma política monetária nacional atenta às heterogeneidades regionais, de modo que a busca pela estabilidade não aprofunde as desigualdades entre as regiões do país? A contribuição central do trabalho é, nesse sentido, oferecer evidência empírica sobre a transmissão monetária regional no Brasil, com foco em uma região historicamente pouco examinada, a Norte.

2 REFERENCIAL TEÓRICO E REVISÃO DE LITERATURA

A política monetária consolidou-se, ao longo do século XX, como um dos eixos centrais da condução macroeconômica, deixando de ser concebida como mero instrumento de controle da quantidade de moeda em circulação para assumir funções múltiplas, como o combate à inflação, a suavização dos ciclos econômicos, a sustentação do nível de emprego e a preservação da estabilidade do sistema financeiro. Essa ampliação de escopo acompanhou

transformações institucionais profundas, entre as quais se destacam o abandono do padrão-ouro, a consolidação dos bancos centrais como autoridades monetárias autônomas e a difusão de arcabouços normativos voltados à ancoragem das expectativas.

No caso brasileiro, tais funções foram reafirmadas no artigo 1º da Lei Complementar n.º 179/2021, que estabelece como missão principal do Banco Central do Brasil assegurar a estabilidade de preços, ao mesmo tempo em que lhe atribui o compromisso de zelar pela solidez e eficiência do sistema financeiro, suavizar as flutuações do nível de atividade econômica e fomentar o pleno emprego (Brasil, 2021). A formalização legal da autonomia da autoridade monetária reflete uma tendência internacional iniciada na década de 1990, segundo a qual a delegação da política monetária a uma instituição tecnicamente independente reduziria o viés inflacionário associado a decisões discricionárias e fortaleceria a credibilidade do regime de metas de inflação, adotado no país desde 1999.

Nesse sentido, esta seção está organizada em dois eixos principais. Inicialmente, apresenta-se a evolução histórica do pensamento monetário e os fundamentos conceituais da política monetária, com ênfase em seus objetivos, instrumentos e canais de transmissão. Em seguida, desenvolve-se o debate sobre os efeitos assimétricos da política monetária, com base nas evidências teóricas e empíricas disponíveis na literatura nacional e internacional, destacando-se as abordagens que investigam os impactos diferenciados entre regiões e estados. A articulação entre esses dois eixos permite situar a presente pesquisa no ponto de convergência entre a teoria monetária consolidada e a literatura empírica recente sobre heterogeneidade regional.

2.1 EVOLUÇÃO HISTÓRICA DA POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS MECANISMOS DE TRANSMISSÃO

A compreensão da política monetária enquanto instrumento de regulação macroeconômica requer uma análise da própria evolução das ideias monetárias. Ao longo do tempo, distintas escolas do pensamento econômico formularam teorias sobre a natureza da moeda, seus efeitos sobre a economia real e os instrumentos por meio dos quais a autoridade monetária influencia o sistema econômico. Recuperar essa trajetória não constitui exercício trivial, pois é justamente a sucessão de controvérsias entre neutralidade e não neutralidade da moeda que fornece o substrato conceitual para a hipótese central deste trabalho, a saber, a de que os efeitos da política monetária podem distribuir-se de modo desigual no espaço econômico nacional.

O debate em torno da economia monetária figura entre os mais antigos e persistentes da história do pensamento econômico. As primeiras formulações sistemáticas sobre os efeitos da moeda surgiram com a Teoria Quantitativa da Moeda, cujas raízes remontam aos escritos de David Hume e Richard Cantillon no século XVIII. Hume (1987), em obra originalmente publicada em 1752, sustentou que um aumento na quantidade de moeda tenderia, no longo prazo, a elevar proporcionalmente os preços, sem alterar as variáveis reais, embora reconhecesse que, no curto prazo, a expansão monetária pudesse estimular transitoriamente a produção e o comércio. Essa intuição inaugural, que já distinguia efeitos de curto e de longo prazo, lançou as bases de uma discussão que se intensificaria nos séculos seguintes.

Cantillon (2002), em ensaio originalmente publicado em 1755, foi além ao observar que a moeda nova não ingressa na economia de maneira uniforme, mas por pontos específicos do tecido produtivo, beneficiando inicialmente os agentes que primeiro a recebem. Essa percepção, posteriormente consagrada como Efeito Cantillon, antecipou em mais de dois séculos a preocupação contemporânea com os efeitos distributivos e setoriais da política monetária. As formulações quantitativas ganhariam expressão formal com Fisher (1922), cuja equação das trocas, $MV = PT$, consolidou a Teoria Quantitativa ao estabelecer que, mantidas constantes a velocidade de circulação da moeda (V) e o volume de transações (T), variações na oferta monetária (M) produzem variações proporcionais no nível geral de preços (P).

Durante o século XIX, a Escola Clássica consolidou a tese da neutralidade da moeda no longo prazo. Nessa perspectiva, autores como Ricardo (1817) e Mill (1848) sustentavam que alterações na oferta monetária afetariam apenas o nível de preços, sem implicações diretas sobre variáveis reais como produção e emprego. A dicotomia clássica entre o setor real e o setor monetário da economia, que daí se depreende, tornou-se um dos pilares analíticos contra os quais grande parte das controvérsias posteriores haveria de se posicionar, seja para reafirmá-la sob novos fundamentos, seja para refutá-la diante das evidências de não neutralidade observadas em períodos de crise.

Entre o final do século XIX e o início do XX, emerge o pensamento neoclássico, que promoveu profunda renovação analítica ao introduzir o marginalismo e a racionalidade dos agentes como fundamentos da teoria econômica. Embora inicialmente voltada à microeconomia, essa tradição também influenciou a compreensão da moeda e dos mercados agregados, reforçando a crença na eficiência dos mercados e na flexibilidade de preços e salários, fundamentos que sustentam a neutralidade monetária, sobretudo no longo prazo. Tal concepção seria posteriormente incorporada de modo mais rigoroso aos modelos de equilíbrio geral competitivo, notadamente nos trabalhos de Marshall (1920) e Debreu (1959), sendo

formalizada em estruturas matemáticas que pressupõem mercados perfeitamente flexíveis e agentes plenamente informados (Blanchard; Fischer, 1989).

Em paralelo, ainda que fundamentada em pressupostos metodológicos distintos, a Escola Austríaca também se consolidava como vertente relevante do pensamento monetário. Mises (1953), em obra originalmente publicada em 1912, argumentou que a expansão artificial do crédito distorce a estrutura intertemporal da produção e engendra ciclos econômicos insustentáveis no médio e longo prazo. Hayek (1931) complementou esse argumento ao sustentar que a manipulação da taxa de juros a níveis inferiores à taxa natural desorganiza os sinais de mercado, incentivando investimentos inconsistentes com a poupança real disponível e provocando, por consequência, crises corretivas. A ênfase austríaca nos efeitos reais e na heterogeneidade dos impactos da expansão creditícia mostra-se particularmente fértil para uma investigação centrada em assimetrias regionais.

Essas concepções foram amplamente desafiadas após a Grande Depressão de 1929, que rompeu o paradigma clássico. A resposta teórica mais influente veio com Keynes (1936), que argumentou que, em contextos de insuficiência de demanda agregada, a política monetária deveria ser mobilizada para estimular o investimento e a geração de emprego e renda. Ao introduzir os conceitos de preferência pela liquidez e de eficiência marginal do capital, o autor atribuiu papel ativo à moeda na determinação das variáveis reais, contrariando a dicotomia clássica. A perspectiva keynesiana abriu espaço para o reconhecimento de que decisões de política monetária produzem efeitos macroeconômicos efetivos, ao menos no horizonte em que prevalecem rigidezes e incertezas.

Desse esforço de reconciliação emergiu a chamada síntese neoclássica, cujos principais representantes ficaram também conhecidos como neokeynesianos. Tal corrente buscou conciliar a visão keynesiana da macroeconomia com a teoria neoclássica da microeconomia, articulando uma perspectiva analítica mais abrangente. Um de seus marcos foi o modelo IS-LM, desenvolvido inicialmente por Hicks (1937) e posteriormente sistematizado por Hansen (1953), que representa o equilíbrio simultâneo nos mercados de bens e de moeda. Nesse arcabouço, a política monetária atua por meio do deslocamento da curva LM, influenciando a taxa de juros e, por conseguinte, o investimento e o nível de produção. Embora simplificado, o modelo forneceu a base para grande parte das análises de política macroeconômica no pós-Segunda Guerra.

O predomínio keynesiano seria gradualmente confrontado pela ascensão do monetarismo, representado sobretudo por Friedman (1968), para quem a inflação resultava essencialmente de expansões descontroladas da oferta monetária. Friedman defendia que a condução da política monetária se baseasse em regras claras e previsíveis, sustentando que,

embora possam existir efeitos reais no curto prazo, a moeda é neutra no longo prazo. Sua noção de taxa natural de desemprego e a crítica à curva de Phillips de longo prazo redefiniram os limites do que a política monetária poderia razoavelmente almejar, deslocando o foco da estabilização do produto para a ancoragem das expectativas inflacionárias.

Na sequência do debate, a Nova Economia Clássica reforçou esse argumento ao introduzir a hipótese das expectativas racionais, segundo a qual os agentes formam suas decisões com base em modelos consistentes com a política econômica vigente (Paim, 2019). Lucas (1972) demonstrou que, nesse cenário, apenas choques monetários inesperados seriam capazes de alterar variáveis reais, o que reforçou a defesa de políticas previsíveis e transparentes. A esse aporte somou-se a crítica de Lucas (1976), que advertiu para a instabilidade dos parâmetros estimados em modelos econométricos diante de mudanças de regime de política, problema metodológico que motivaria, anos depois, o desenvolvimento de modelos com microfundamentos explícitos.

Em resposta às críticas clássicas, emergem os novos keynesianos que, a partir de contribuições como as de Mankiw (1985), Clarida, Galí e Gertler (1999) e Woodford (2003), retomam os princípios de Keynes sob novo rigor analítico. Esses autores incorporam as expectativas racionais, mas preservam elementos como rigidez de preços, fricções no mercado de crédito e imperfeições informacionais. Mankiw (1985), em particular, demonstrou que pequenos custos de ajuste de preços, os chamados custos de menu, podem gerar flutuações agregadas significativas, fornecendo microfundamento à não neutralidade monetária de curto prazo. Com isso, demonstram que a política monetária permanece instrumento eficaz de estabilização econômica no curto prazo, mesmo em modelos com agentes otimizadores.

A consolidação dessas contribuições deu origem aos Modelos de Equilíbrio Geral Dinâmico Estocástico (DSGE), que se tornaram, desde os anos 1990, a principal estrutura analítica utilizada por bancos centrais para simular e avaliar os efeitos da política monetária (Galí, 2008; Woodford, 2003). Esses modelos têm origem na estrutura dos ciclos reais de negócios proposta por Kydland e Prescott (1982), que considerava choques tecnológicos em um ambiente de preços flexíveis, sendo posteriormente enriquecida pela incorporação de rigidezes nominais. A contribuição central da abordagem reside em permitir a avaliação quantitativa dos impactos da política monetária em ambientes dinâmicos e incertos, como evidenciado por Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), cujo trabalho documentou empiricamente a resposta gradual e persistente do produto e dos preços a choques monetários, tornando-se referência metodológica para a identificação de tais efeitos.

Mais recentemente, Bernanke (2024) enfatizou a relevância das políticas monetárias não convencionais, como o afrouxamento quantitativo (*quantitative easing*), que ganharam destaque sobretudo após a crise financeira global de 2008. Essas medidas, baseadas na compra massiva de ativos e na expansão dos balanços dos bancos centrais, buscaram contornar as limitações impostas pela armadilha da liquidez e pelas taxas de juros próximas de zero. O autor ressalta que tais políticas ampliaram a compreensão dos mecanismos de transmissão monetária, afetando não apenas as taxas de juros de longo prazo, mas também os preços dos ativos e as expectativas de mercado, o que reforça a percepção de que a transmissão monetária opera por canais múltiplos e interdependentes.

Diante do exposto, a trajetória histórica revela como o debate sobre o tema evoluiu, expondo a complexidade e a diversidade de postulados em torno da moeda. As distintas abordagens teóricas permitem identificar os múltiplos canais por meio dos quais a política monetária é planejada e executada, ilustrando sua capacidade de influenciar tanto variáveis nominais quanto reais, a depender das condições estruturais e institucionais de cada economia. Tais canais, longe de operarem isoladamente, articulam-se de maneira simultânea, o que torna a mensuração de seus efeitos um problema empírico de notável complexidade, especialmente em economias marcadas por heterogeneidade interna.

O canal da taxa de juros é o mais tradicional e o mais citado no debate, figurando como ponto central tanto nas abordagens keynesianas (Keynes, 1936) quanto monetaristas (Friedman, 1968). Ao elevar ou reduzir a taxa básica de juros, a autoridade monetária altera o custo do crédito e o retorno da poupança, impactando diretamente o consumo das famílias e o investimento das empresas. O canal do crédito, amplamente desenvolvido por Bernanke e Gertler (1995), sustenta que o aperto monetário afeta não apenas a demanda por empréstimos, mas também a oferta de crédito, na medida em que fricções informacionais nos mercados financeiros elevam o prêmio de financiamento externo durante períodos de restrição monetária. Os autores subdividem esse mecanismo em dois componentes, o canal do balanço patrimonial e o canal de empréstimos bancários, ambos especialmente relevantes para economias em que o acesso ao financiamento bancário é desigual entre regiões.

Em economias abertas, por outro lado, o canal da taxa de câmbio assume grande relevância, uma vez que alterações na taxa de juros doméstica influenciam os fluxos internacionais de capital, afetando a taxa de câmbio real e, por conseguinte, a competitividade das exportações, o custo das importações e o saldo em conta corrente. Os fundamentos teóricos desse canal remontam aos trabalhos de Mundell (1963) e Fleming (1962), que demonstraram que a eficácia da política monetária em economia aberta depende do regime cambial e do grau

de mobilidade de capitais. A complexidade da política monetária contemporânea decorre, portanto, da interação simultânea e interdependente desses canais, cujos efeitos variam conforme o grau de desenvolvimento financeiro, a abertura externa e a estrutura produtiva de cada economia. Mishkin (1996), ao sistematizar os canais de transmissão monetária, evidencia que a intensidade relativa de cada um deles depende criticamente das características estruturais e institucionais do ambiente sobre o qual a política incide.

A compreensão dessa evolução histórica e dos canais de transmissão, portanto, é indispensável para interpretar de que maneira a política monetária se propaga sobre o crescimento e a distribuição de renda, especialmente no contexto brasileiro. É precisamente o reconhecimento de que esses canais dependem de condições estruturais regionalmente heterogêneas que conduz, de forma natural, ao debate sobre os efeitos assimétricos da política monetária, objeto da subseção seguinte.

2.2 POLÍTICA MONETÁRIA E SEUS EFEITOS ASSIMÉTRICOS: CONTEXTUALIZAÇÃO E EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

A ideia de que a política monetária pode produzir efeitos econômicos assimétricos, isto é, que seus impactos não se distribuem de forma homogênea entre agentes, setores ou regiões, remonta aos primeiros debates da teoria monetária, como discutido anteriormente. O primeiro autor a sistematizar esse fenômeno foi Richard Cantillon (2002), em ensaio originalmente publicado em 1755, ao observar que a expansão da quantidade de moeda não afeta todos os preços simultaneamente. Para Cantillon, a moeda ingressa na economia por canais específicos, como os salários ou a expansão do crédito bancário, sendo inicialmente apropriada por determinados grupos ou setores. Esses agentes, ao receberem a nova moeda antes do reajuste geral de preços, usufruem temporariamente de maior poder de compra e de elevação real da renda, ao passo que os que a recebem posteriormente enfrentam apenas o aumento de preços, sem ganhos reais. Esse descompasso temporal gera um efeito redistributivo e setorial, favorecendo os primeiros recebedores e penalizando os últimos.

Esse fenômeno, conhecido como Efeito Cantillon, constitui a base teórica da crítica à neutralidade da moeda no curto prazo, ao sugerir que a política monetária pode alterar a estrutura relativa da produção, privilegiando determinados setores ou regiões. A intuição seria posteriormente aprofundada por Mises (1953) e Hayek (1931), que argumentaram que a expansão artificial do crédito distorce a estrutura de capital da economia, induzindo ciclos artificiais de crescimento seguidos por correções recessivas. Embora o pensamento neoclássico

tenha prevalecido ao longo do século XX com a tese da neutralidade monetária no longo prazo, sustentada por autores como Ricardo (1817) e Mill (1848), os monetaristas, representados por Friedman (1968), reconheceram que choques monetários podem ter efeitos reais no curto prazo, ainda que sem enfatizar seu caráter distributivo ou espacial (regional).

Foi, contudo, sob o enfoque pós-keynesiano que a dimensão espacial da não neutralidade monetária recebeu tratamento mais sistemático. Amado (1998), aplicando ao plano regional a abordagem da moeda em ambiente de incerteza, sustenta que, se a moeda não é neutra no nível macroeconômico, tampouco poderia sê-lo no nível regional, uma vez que a preferência pela liquidez e as convenções que orientam as decisões econômicas se manifestam de forma desigual no território. Sob essa ótica, o sistema financeiro não apenas reflete as disparidades regionais, mas tende a reforçá-las, pois o crédito e a liquidez gravitam para as regiões centrais, em detrimento das periféricas. Esse argumento oferece fundamento teórico à hipótese de que um mesmo impulso monetário nacional produz efeitos distintos conforme a estrutura financeira de cada região, antecipando, no plano conceitual, as assimetrias que a literatura empírica viria a documentar.

A partir da década de 1990, com o avanço da literatura empírica e o refinamento das técnicas de identificação dos canais de transmissão, passou-se a reconhecer com maior clareza a natureza regional e estruturalmente assimétrica dos efeitos monetários. A disponibilidade crescente de dados desagregados e o desenvolvimento de métodos econométricos avançados permitiram submeter a testes de hipóteses que, até então, permaneciam no plano conceitual. Esse movimento deu origem a uma agenda de pesquisas robustas, tanto internacional quanto nacional, cujos principais resultados são revisados a seguir.

A literatura internacional apresenta ampla evidência nesse sentido. Carlino e DeFina (1998), em estudo de referência, examinaram se a política monetária produzia efeitos simétricos entre as regiões norte-americanas. Por meio de modelos de vetores autorregressivos estruturais e de funções impulso-resposta, os autores constataram diferenças substanciais nas respostas regionais, identificando um núcleo de regiões cujas reações se aproximam da média nacional e regiões periféricas com sensibilidade marcadamente inferior, com destaque para a maior intensidade nas economias com maior concentração de indústrias intensivas em capital e sensíveis à taxa de juros, como a construção e a manufatura de bens duráveis. As diferenças foram atribuídas, sobretudo, à composição setorial de cada economia regional. De modo análogo, Arnold (2001) identificou padrões semelhantes na Europa, mostrando que a política monetária comum do Banco Central Europeu afeta de forma heterogênea as economias regionais, com implicações relevantes para o funcionamento da União Monetária Europeia.

Mais recentemente, Tsang (2024) empregou métodos de aprendizado de máquina para mensurar os impactos heterogêneos da política monetária nas províncias chinesas. A aplicação de modelos causais revelou que os efeitos sobre o crescimento, a inflação e a oferta de crédito variam significativamente entre as regiões do país, identificando o canal do crédito como o principal determinante das assimetrias regionais. O estudo sugere que características institucionais e estruturais moldam a intensidade e a direção dos efeitos monetários em economias marcadas por elevada heterogeneidade interna, conclusão de particular interesse para o caso brasileiro, dada a similaridade quanto à coexistência de regiões com graus distintos de desenvolvimento financeiro e produtivo.

No caso brasileiro, embora a literatura ainda esteja em consolidação, registram-se avanços expressivos. No plano teórico, a interpretação pós-keynesiana da questão regional brasileira foi pioneiramente sistematizada por Amado (1997), que, partindo da abordagem da incerteza e da moeda aplicada ao nível regional, demonstrou que as profundas diferenças estruturais entre as regiões do país conduzem a própria dinâmica financeira nacional a reforçar os círculos viciosos que ampliam o hiato econômico entre elas, em sentido oposto à convergência prevista pela ortodoxia. Esse aporte ofereceu a base conceitual sobre a qual se desenvolveria boa parte da literatura posterior.

Uma das primeiras investigações empíricas nesse sentido foi conduzida por Teles e Miranda (2006), que combinaram técnicas de componentes não observados com modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) para identificar choques monetários comuns e idiossincráticos sobre o produto das regiões brasileiras. Os resultados indicaram que, embora existam choques de natureza nacional, as respostas regionais são assimétricas, o que aponta para a fragilidade da hipótese de uma área monetária ótima no Brasil. Essa constatação inaugural reveste-se de importância porque desloca o problema da mera mensuração de efeitos agregados para a investigação das condições estruturais que explicam a divergência das respostas regionais.

Em continuidade, Bertanha e Haddad (2008) introduziram importante inovação metodológica ao empregar um modelo SVAR com estrutura espacial, capaz de captar os impactos diretos e os efeitos de transbordamento entre os estados brasileiros. Ao analisar os efeitos da política monetária sobre o nível de emprego estadual, os autores demonstraram que os choques monetários produzem não apenas respostas locais distintas, mas também influenciam regiões vizinhas, tanto de forma contemporânea quanto defasada, sendo o emprego dos estados das regiões Norte e Nordeste o mais vulnerável a elevações da taxa de juros. Ao evidenciar a relevância dessas conexões espaciais, os autores reforçaram a necessidade de considerar as

interdependências regionais nos modelos de avaliação da política monetária em um país marcado por profundas desigualdades estruturais.

Seguindo essa linha, Caçador, Monte e Moreira (2014) estudaram especificamente o estado do Espírito Santo e encontraram evidências de que a política monetária afeta o nível de atividade local, ainda que com menor intensidade do que em estados de economia mais diversificada e maior profundidade financeira. Braatz e Moraes (2016), por sua vez, investigaram também os impactos assimétricos da política monetária entre os estados brasileiros por meio de modelagem VAR, cobrindo o período de 2002 a 2011. Seus resultados apontaram que choques na taxa básica de juros produzem efeitos regionais distintos, tanto em intensidade quanto em duração, afetando mais fortemente os estados do Norte e do Nordeste. As diferenças foram atribuídas à estrutura produtiva local, à participação do comércio varejista no valor adicionado e ao grau de exposição das economias estaduais ao comércio internacional.

Almeida Jr., Lima e De Paula (2020) ampliaram o escopo metodológico ao empregar um modelo FAVAR com identificação por restrições de sinais para examinar a sensibilidade regional dos estados brasileiros a choques monetários e cambiais. Os resultados revelaram que, enquanto as respostas do nível de preços foram simétricas e significativas para São Paulo, Paraná, Ceará e Goiás, as reações dos níveis de atividade econômica estadual não apresentaram significância robusta. Ademais, a decomposição entre choques comuns e específicos indicou que muitos estados ainda respondem mais intensamente a fatores idiossincráticos, o que sugere baixos níveis de integração regional à política monetária nacional e reforça a hipótese de que a transmissão monetária é mediada por características estruturais locais.

Azevedo, Silva e Silva (2021) aprofundaram essa abordagem ao analisar os impactos da política monetária sobre os estados brasileiros, com destaque para a maior sensibilidade das regiões Norte e Nordeste. Os autores identificaram que o grau de integração bancária e a estrutura produtiva regional condicionam fortemente a eficácia da política monetária, e que o crédito figura entre os mecanismos de transmissão regional mais ativos, o que pode contribuir para a ampliação das desigualdades regionais. Esse conjunto de achados converge com a evidência internacional ao situar o canal do crédito e a profundidade financeira como variáveis-chave para a explicação das assimetrias, fornecendo sustentação direta às hipóteses que orientam a presente pesquisa.

Diante do exposto, evidencia-se que a política monetária, embora concebida e executada sob escopo nacional, produz efeitos regionais heterogêneos, condicionados por uma complexa interação entre fatores estruturais, institucionais e financeiros. A literatura empírica, tanto nacional quanto internacional, tem documentado sistematicamente essas assimetrias, indicando

que regiões economicamente mais diversificadas, com maior densidade produtiva e mercados financeiros mais desenvolvidos, tendem a apresentar maior capacidade de absorção dos choques monetários, tornando-se relativamente menos vulneráveis às alterações promovidas pela autoridade monetária. Em contrapartida, regiões periféricas ou caracterizadas por menor diversificação econômica e menor profundidade financeira exibem maior vulnerabilidade aos choques de política monetária, refletindo diferenças na intensidade e nos mecanismos de transmissão desses efeitos. Persiste, contudo, uma lacuna relevante quanto ao tratamento conjunto e dinâmico dessas relações em painel, especialmente no que tange à Região Norte, cuja realidade econômica e institucional frequentemente escapa às análises agregadas.

Essas constatações sugerem que a eficácia da política monetária depende, em grande medida, da estrutura regional sobre a qual ela incide. Torna-se essencial, portanto, adotar abordagens metodológicas que incorporem a heterogeneidade espacial da economia, permitindo que a análise leve em conta as especificidades locais e contribua para a compreensão de uma trajetória de desenvolvimento mais equilibrada. É precisamente essa lacuna que o presente trabalho busca preencher ao empregar um modelo de Vetor Autorregressivo em Painel, estimado por meio do Método dos Momentos Generalizados em Sistema, descrito na seção metodológica a seguir.

3 METODOLOGIA

Esta seção descreve a estratégia metodológica adotada para examinar os efeitos regionais da política monetária brasileira. O desenho empírico parte da hipótese de que uma política monetária definida nacionalmente, embora comum a todas as unidades da federação, pode produzir respostas heterogêneas quando incide sobre estruturas regionais distintas. Assim, a análise busca verificar como variações na taxa Selic e nas condições de liquidez se relacionam com a dinâmica do produto per capita, do crédito, da *proxy* fiscal e da inserção externa das economias estaduais. A Região Norte ocupa posição central nessa investigação por apresentar, em hipótese, menor profundidade financeira, maior dependência relativa de recursos públicos e menor diversificação produtiva, características que podem ampliar a intensidade e a persistência dos choques monetários.

A seção foi organizada de modo a passar da delimitação do objeto à construção da base de dados e a modelagem econométrica. Assim, a metodologia descreve aquilo que foi efetivamente executado, abrangendo a construção do painel trimestral, a definição das variáveis finais, a deflação das séries monetárias, os testes preliminares, a estimação PVAR via *System-*

GMM, a identificação por Cholesky, as funções impulso-resposta e os testes complementares de cointegração.

3.1 CARACTERIZAÇÃO DA PESQUISA

Quanto à natureza, a pesquisa classifica-se como aplicada, pois emprega instrumentos estatísticos e econométricos para investigar se uma mesma política monetária nacional produz efeitos diferenciados sobre economias regionais estruturalmente heterogêneas. Quanto à abordagem, pode-se afirmar que é quantitativa, uma vez que a investigação se apoia em séries macroeconômicas regionais, transformações numéricas e estimação de modelos dinâmicos em painel.

A escolha por um desenho em painel decorre diretamente da pergunta de pesquisa. Como a taxa Selic e a oferta monetária são definidas em escala nacional, o impulso monetário básico é comum às unidades da federação; a heterogeneidade relevante aparece na forma como cada estrutura regional absorve esse impulso. Desse modo, a comparação simultânea de estados ou regiões ao longo do tempo permite explorar tanto a dimensão transversal, associada às diferenças produtivas, financeiras e fiscais entre unidades territoriais, quanto a dimensão temporal, associada aos ciclos monetários e à dinâmica de propagação dos choques. O modelo de Vetor Autorregressivo em Painel é adequado a esse problema porque preserva a lógica dinâmica dos modelos VAR, inaugurada por Sims (1980), e a estende ao contexto de dados em painel, conforme Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988), permitindo que o conjunto de variáveis selecionadas se influenciem mutuamente ao longo dos trimestres.

3.2 DELIMITAÇÃO ESPACIAL E TEMPORAL

O recorte espacial abrange as vinte e sete unidades da federação, agrupadas segundo as cinco macrorregiões brasileiras: Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul. A partir dessa base estadual, a pesquisa estimou seis recortes analíticos, sendo um modelo nacional, que reúne todas as unidades da federação, e cinco modelos regionais, cada qual restrito aos estados pertencentes à respectiva macrorregião. Essa arquitetura empírica não é apenas classificatória; ela busca traduzir a hipótese central da dissertação. Se a transmissão monetária fosse homogênea no território, o modelo nacional seria suficiente. A estimação regional separada permite testar, ao contrário, se economias com diferentes graus de profundidade financeira, dependência fiscal, diversificação produtiva e inserção externa reagem de maneira distinta ao mesmo conjunto de condições monetárias nacionais.

O recorte temporal estende-se do primeiro trimestre de 2004 ao segundo trimestre de 2019, totalizando sessenta e duas observações trimestrais por unidade da federação e configurando painel balanceado. A opção pela frequência trimestral foi metodologicamente decisiva, pois permite observar respostas defasadas de curto e médio prazo que seriam parcialmente ocultadas por séries anuais, pois a orientação da política monetária pode se alterar significativamente ao longo de um trimestre. O início da janela é condicionado pela disponibilidade de informações regionais compatíveis, especialmente para saldo de crédito, população residente e transferências da união, enquanto o encerramento em 2019 preserva uma amostra anterior às rupturas extraordinárias associadas à pandemia de Covid-19. A escolha do período também assegura variação suficiente nas condições monetárias brasileiras, pois contempla fases de aperto e afrouxamento da Selic, expansão do crédito e mudanças relevantes no ambiente macroeconômico nacional.

3.3 FONTES E CONSTRUÇÃO DA BASE DE DADOS

A pesquisa utilizou exclusivamente dados secundários, extraídos de bases públicas oficiais, com o objetivo de maximizar a comparabilidade territorial e a transparência. O produto estadual anual e o produto nacional trimestral foram obtidos no IPEADATA, ambos registrados originalmente em reais (R\$) nominais. As séries de importação, exportação, transferências da União aos estados, arrecadação de Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS), saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional, agregado monetário M1 e taxa Selic anualizada foram coletadas em bases do Banco Central do Brasil (Bacen/SGS). A população residente estadual foi obtida junto ao Tribunal de Contas da União (TCU), em periodicidade anual, e utilizada para converter as variáveis monetárias regionais em termos per capita. O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi empregado como deflator de todas as séries monetárias, com atualização a preços de dezembro de 2024.

Quadro 1 - Séries originais utilizadas na construção da base

Série	Fonte	Unidade	Frequência original	Cobertura	Agregado
PIB estadual	IPEADATA	R\$ nominais	Anual	2004-2019	Estadual
PIB nacional	IPEADATA	R\$ nominais	Trimestral	2004-2019	Nacional
Importações	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Estadual
Exportações	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Estadual
Transferências da União aos estados	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Estadual
Arrecadação de ICMS	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Estadual
Saldo das operações de crédito do SFN	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Estadual
Agregado monetário M1	BACEN	R\$ nominais	Mensal	2004-2019	Nacional
Taxa Selic anualizada	BACEN	Taxa anualizada	Diária	2004-2019	Nacional
População residente	TCU	Habitantes	Anual	2004-2019	Estadual
IPCA	IBGE	Índice de preços	Mensal	2004-2019	Nacional

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados organizados na pesquisa.

A construção da base envolveu compatibilização de periodicidades distintas para a frequência trimestral. As séries mensais de comércio exterior, transferências fiscais, arrecadação de ICMS, crédito e M1 foram agregadas ao trimestre. Para essas variáveis, optou-se pela agregação dos saldos observados em cada mês do trimestre, gerando uma medida acumulada da série ao longo do período. Por sua vez, a taxa Selic, originalmente divulgada em frequência diária anualizada, foi compatibilizada à periodicidade trimestral por meio do cálculo de sua média aritmética em cada trimestre, de modo a representar a orientação predominante da política monetária em cada período.

As séries anuais também foram convertidas para uso trimestral, mas por procedimentos distintos. A população residente, disponível anualmente, foi atribuída aos quatro trimestres do respectivo ano, funcionando como denominador comum das variáveis per capita. O PIB estadual trimestral foi estimado a partir de um procedimento de desagregação proporcional, no qual calculou-se a participação anual média (entre 2004 a 2019) de cada unidade da federação no PIB nacional e, em seguida, aplicou-se essa participação ao PIB nacional trimestral. Com

isso, cada estado recebeu uma trajetória trimestral compatível com o ciclo agregado da economia brasileira, preservando, ao mesmo tempo, a estrutura anual de participação regional observada. Esse procedimento é uma solução pragmática diante da inexistência de PIB estadual trimestral oficial para todo o período e todas as unidades da federação.

3.4 VARIÁVEIS EFETIVAMENTE UTILIZADAS

O sistema empírico final trabalha com sete variáveis. As cinco variáveis regionais – PIB per capita, saldo das operações de crédito per capita, gasto público per capita, grau de abertura econômica e esforço exportador – compõem o vetor endógeno regional, pois variam por região agregada e são explicadas por suas próprias defasagens e pelas defasagens das demais. A taxa Selic e o agregado monetário M1, por sua vez, entram como variáveis exógenas nacionais, pois são comuns a todos os estados em cada trimestre, não integram o vetor endógeno regional e funcionam como impulsos macroeconômicos de política monetária incidindo sobre estruturas locais heterogêneas. Essa separação é necessária porque a política monetária é uma só, mas o território econômico sobre o qual ela opera é múltiplo, desigual e historicamente assimétrico.

O PIB per capita trimestral é a variável central de atividade econômica. Sua construção ocorreu em três etapas, formalizadas nas Equações (1) a (3). Primeiro, calculou-se a participação anual de cada estado no PIB nacional; segundo, projetou-se o PIB estadual trimestral pela multiplicação dessa participação pelo PIB nacional trimestral; terceiro, dividiu-se o produto estadual trimestral real pela população residente estadual do ano correspondente.

$$P_{i,a} = \frac{Y_{i,a}^A}{Y_{BR,a}^A} \quad (1)$$

$$\hat{Y}_{i,t}^T = P_{i,a(t)} Y_{BR,t}^T \quad (2)$$

$$y_{i,t} = \frac{\hat{Y}_{i,t}^{T,R}}{N_{i,a(t)}} \quad (3)$$

Nas Equações (1) a (3), i identifica a unidade da federação, a identifica o ano, t identifica o trimestre e $a(t)$ indica o ano ao qual pertence o trimestre observado. O termo Y representa o produto, N representa a população residente, o sobrescrito A indica informação anual, o sobrescrito T indica frequência trimestral e o sobrescrito R indica valor real após deflação. A variável P mede a participação estadual no produto nacional, enquanto o “acento circunflexo” em Y explicita que o PIB estadual trimestral foi estimado por desagregação proporcional. Em

síntese, a lógica econômica do procedimento consiste na distribuição do ciclo trimestral agregado entre os estados segundo sua estrutura anual observada, enquanto a divisão pela população converte o resultado em uma medida comparável de atividade por habitante.

O gasto público per capita deve ser interpretado como *proxy* fiscal operacional, e não como despesa pública total em sentido contábil amplo. Na base efetivamente construída, essa variável resulta da soma das transferências da União aos estados e da arrecadação de ICMS, ambas originalmente mensais, posteriormente agregadas ao trimestre, deflacionadas a preços de dezembro de 2024 e divididas pela população residente. Essa definição é coerente com a interpretação adotada nos resultados, pois capta a disponibilidade regional de recursos públicos correntes associados a receitas próprias e transferências federais. A Equação (4) formaliza esse procedimento e torna explícito que o indicador mede capacidade fiscal regional, não a totalidade do orçamento público estadual.

$$G_{i,t} = \frac{\sum_{m \in M(t)} (TR_{i,m}^R + ICMS_{i,m}^R)}{N_{i,a(t)}} \quad (4)$$

Na Equação (4), TR representa as transferências da União aos estados, $ICMS$ representa a arrecadação estadual desse imposto, m representa cada mês contido no conjunto de meses do trimestre t , e N é a população residente do estado no ano correspondente. O somatório indica que as informações mensais foram agrupadas para a frequência trimestral do painel antes da divisão populacional. O uso dessa *proxy* fiscal é metodologicamente adequado porque o interesse da dissertação não é decompor o orçamento público completo, mas medir a presença financeira do Estado na economia regional. Em regiões de menor densidade produtiva e financeira, essa presença pode sustentar demanda, crédito e atividade.

O saldo das operações de crédito per capita foi construído a partir da série mensal estadual do saldo de crédito do Sistema Financeiro Nacional. Os valores mensais foram agrupados ao trimestre conforme já exposto, em seguida, divididos pela população residente estadual. A Equação (5) formaliza a passagem da série mensal para o indicador trimestral per capita utilizado no PVAR, preservando a coerência entre frequência temporal e escala populacional.

$$C_{i,t} = \frac{\sum_{m \in M(t)} C_{i,m}^R}{N_{i,a(t)}} \quad (5)$$

Na Equação (5), C representa o saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional observado mensalmente para a unidade i , e o somatório traduz a compatibilização operacional para a frequência trimestral usada na estimação. A divisão por N transforma o indicador em medida de profundidade financeira por habitante. Essa forma de construção é importante porque a hipótese da dissertação depende justamente da comparação entre regiões com sistemas financeiros densos e regiões de menor penetração financeira, nas quais o mesmo choque monetário encontra menor capacidade de amortecimento. Assim, a variável aproxima o canal de crédito não como abstração teórica, mas como densidade financeira efetivamente observada no território.

O grau de abertura econômica e o esforço exportador foram incorporados à versão final da pesquisa para capturar o canal externo da transmissão monetária. O grau de abertura mede o fluxo total de comércio exterior em relação ao produto estadual trimestral, enquanto o esforço exportador isola a razão entre exportações e produto. A distinção é analiticamente relevante porque uma economia pode ser aberta por importar insumos, máquinas e bens finais sem ser, necessariamente, fortemente exportadora. As Equações (6) e (7) explicitam essa diferença, que se mostrou relevante para interpretar regiões industriais, portuárias e agroexportadoras, especialmente nos casos em que a mensuração oficial do comércio exterior é afetada por critérios de embarque.

$$AE_{i,t} = 100 \cdot \frac{\sum_{m \in M(t)} (EXP_{i,m}^R + IMP_{i,m}^R)}{\hat{Y}_{i,t}^{T,R}} \quad (6)$$

$$EE_{i,t} = 100 \cdot \frac{\sum_{m \in M(t)} EXP_{i,m}^R}{\hat{Y}_{i,t}^{T,R}} \quad (7)$$

Nas Equações (6) e (7), EXP representa exportações, IMP representa importações, Y representa o PIB estadual trimestral real e o fator 100 expressa os indicadores em termos percentuais. O uso do mesmo denominador garante coerência entre as duas medidas e permite comparar economias estaduais de tamanhos muito diferentes. A abertura econômica (AE) é uma medida mais ampla de integração comercial; o esforço exportador (EE) é uma medida mais restrita de orientação externa da produção. A separação entre ambas evita confundir uma economia que importa muitos insumos com uma economia cuja dinâmica depende diretamente

de vendas externas, distinção que aparece nos resultados das regiões com estrutura industrial, logística ou agroexportadora mais pronunciada.

Dessa forma, após os procedimentos de construção, agregação temporal, deflação e transformação das séries, definiu-se o conjunto final de variáveis utilizado na estratégia empírica. O Quadro 2 sintetiza as variáveis efetivamente incorporadas aos modelos, apresentando sua definição operacional, unidade de medida e interpretação econômica.

Quadro 2 - Variáveis finais utilizadas na estratégia empírica

Variável	Definição operacional	Unidade	Interpretação
PIB per capita	PIB estadual trimestral estimado dividido pela população residente	R\$ constantes de dez. 2024 por habitante	Atividade econômica regional
Gasto público per capita	Transferências da União + ICMS, agregados ao trimestre e divididos pela população	R\$ constantes de dez. 2024 por habitante	Proxy fiscal regional
Saldo de crédito per capita	Saldo das operações de crédito do SFN agregado ao trimestre e dividido pela população	R\$ constantes de dez. 2024 por habitante	Canal de crédito
Grau de abertura econômica	(Exportações + importações) / PIB estadual trimestral	Percentual	Canal externo amplo
Esforço exportador	Exportações / PIB estadual trimestral	Percentual	Orientação exportadora
Taxa Selic	Variação da Selic trimestralizada	Pontos percentuais	Canal dos juros
Agregado M1	Oferta monetária nacional real trimestralizada	R\$ constantes de dez. 2024, em log	Condições de liquidez

Fonte: Elaboração própria, com base nos dados organizados na pesquisa.

3.5 DEFLAÇÃO DAS SÉRIES

Conforme dito anteriormente, todas as variáveis monetárias foram convertidas para valores reais, com o objetivo de eliminar os efeitos da inflação acumulada ao longo do período analisado. Esse procedimento é indispensável em estudos que abrangem séries temporais extensas, pois valores monetários observados em diferentes momentos não são diretamente comparáveis quando expressos em termos nominais. Sem a correção inflacionária, parte das variações observadas no produto, no crédito, nas transferências governamentais, na arrecadação de ICMS e na oferta monetária (M1) poderia refletir apenas alterações no nível geral de preços, e não mudanças efetivas na atividade econômica ou nas condições financeiras. Assim, a deflação foi empregada para garantir que todas as séries monetárias representassem poder de

compra constante ao longo do tempo, permitindo interpretações economicamente consistentes dos resultados obtidos.

A correção monetária foi realizada por meio do IPCA, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), adotando-se dezembro de 2024 como período de referência para a conversão dos valores nominais em valores reais. Formalmente, o procedimento pode ser representado pela Equação (8):

$$X_t^R = x_t^N \left(\frac{IPCA_B}{IPCA_t} \right), B = \text{dezembro de 2024} \quad (8)$$

Em que X_t^R representa o valor real da variável no período t , x_t^N representa o valor nominal originalmente observado, $IPCA_t$ corresponde ao índice de preços do período de referência da observação e $IPCA_B$ representa o índice de preços do período-base adotado na pesquisa, correspondente a dezembro de 2024. O fator $\frac{IPCA_B}{IPCA_t}$ funciona como um coeficiente de atualização monetária, convertendo todos os valores para uma mesma unidade de poder de compra e eliminando a influência das variações inflacionárias acumuladas ao longo da amostra.

O procedimento de deflação foi aplicado às variáveis monetárias utilizadas na pesquisa, incluindo o PIB estadual estimado, o saldo das operações de crédito do Sistema Financeiro Nacional, as transferências da União aos estados, a arrecadação de ICMS e o agregado monetário M1. Após a conversão para valores reais, essas séries foram utilizadas na construção das variáveis per capita e, posteriormente, submetidas às transformações econométricas necessárias, como aplicação de logaritmo natural e diferenciação, quando requerida pelos testes de estacionariedade. Dessa forma, a estratégia adotada assegura que as relações estimadas pelos modelos reflitam variações reais nas condições econômicas e financeiras das regiões brasileiras, evitando que os resultados sejam distorcidos por movimentos puramente nominais decorrentes da inflação.

3.6 ESTRATÉGIA ECONOMETRICA: PVAR COM VARIÁVEIS MONETÁRIAS EXÓGENAS

A estratégia empírica baseia-se em modelos de Vetor Autorregressivo em Panel, tradição inaugurada por Holtz-Eakin, Newey e Rosen (1988) a partir da lógica VAR de Sims (1980). O PVAR é adequado porque permite tratar as variáveis regionais como interdependentes, de modo que o produto pode reagir ao crédito, mas o crédito também pode

reagir ao produto; o gasto público pode responder a choques de atividade, mas também pode afetá-la; a abertura econômica e o esforço exportador podem tanto refletir a estrutura produtiva quanto alterar a dinâmica financeira regional. Essa arquitetura evita impor uma causalidade unidirecional rígida entre variáveis que, na prática macroeconômica, se movem em circuito.

A especificação estimada pode ser representada por um PVAR com efeitos fixos estaduais e variáveis monetárias nacionais exógenas, conforme a Equação (9). A forma exibida corresponde à especificação final, isto é, um PVAR com uma defasagem estrutural. O vetor regional de variáveis endógenas é explicado por sua própria defasagem, pelos efeitos fixos de cada unidade da federação e pelo vetor de condições monetárias nacionais. Essa escrita separa, de modo transparente, aquilo que varia entre estados e trimestres, aquilo que é estrutural e permanente em cada estado, e aquilo que é definido nacionalmente pela política monetária. A matriz gamma (Γ) mede, portanto, o efeito das variáveis exógenas Selic e M1 sobre cada equação regional do sistema.

$$z_{i,t} = \alpha_i + A_1 z_{i,t-1} + \Gamma x_t^{exo} + u_{i,t} \quad (9)$$

Na Equação (9), $z_{i,t}$ é o vetor regional de variáveis endógenas, α_i representa os efeitos fixos estaduais, A_1 é a matriz de coeficientes associada à primeira defasagem, Γ (gamma) mede o efeito das condições monetárias nacionais, x_t^{exo} é o vetor exógeno composto pela variação da Selic e pelo M1, e $u_{i,t}$ é o erro idiossincrático. A escolha por uma defasagem não elimina a dinâmica do sistema; ela a torna parcimoniosa diante do tamanho dos painéis regionais. As defasagens superiores permanecem presentes na estimação, mas apenas como instrumentos internos no *System-GMM*. Assim, o modelo distingue claramente dinâmica regional endógena, heterogeneidade fixa estadual e impulsos monetários nacionais exógenos.

O vetor regional é composto por cinco dimensões, o produto per capita, crédito per capita, gasto público per capita, abertura econômica e esforço exportador, sempre com a transformação específica indicada para cada recorte. O vetor monetário nacional reúne a variação da Selic e o logaritmo do M1 real, que não variam entre estados em um mesmo trimestre por serem determinados em escala nacional. A Equação (10) explicita essa separação entre bloco regional endógeno e bloco monetário exógeno. Essa estrutura é compatível com o problema de pesquisa, uma vez que o choque monetário é comum, mas seus efeitos dependem da arquitetura econômica regional sobre a qual ele incide.

$$z_{i,t} = \begin{bmatrix} \tilde{y}_{i,t} \\ \tilde{c}_{i,t} \\ \tilde{g}_{i,t} \\ \tilde{a}_{i,t} \\ \tilde{e}_{i,t} \end{bmatrix} \quad (10)$$

$$x_t^{exo} = \begin{bmatrix} \Delta r_t \\ q_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Delta \text{Selic}_t \\ \ln(M1_t^R) \end{bmatrix}$$

Na Equação (10), os termos com til indicam a transformação efetivamente adotada em cada recorte: logaritmo em nível, primeira diferença logarítmica ou primeira diferença simples, conforme os testes de raiz unitária que serão demonstrados adiante. O vetor x_t^{exo} contém apenas variáveis nacionais exógenas, a variação da Selic e o M1 real em logaritmo. Como esses dois componentes são comuns a todos os estados em cada trimestre, qualquer diferença regional nas respostas estimadas decorre da estrutura econômica local, e não da existência de políticas monetárias diferentes entre regiões. A equação sintetiza a ideia central da dissertação como impulso nacional e absorção regional heterogênea.

$$\tilde{z}_{ij,t} = \alpha_{ij} + \sum_{k=1}^5 a_{jk} \tilde{z}_{ik,t-1} + \gamma_{j1} \Delta r_t + \gamma_{j2} q_t + u_{ij,t}, j=1, \dots, 5 \quad (11)$$

A Equação (11) reescreve a especificação em forma escalar para cada equação do bloco regional, indexada por j . Ela mostra que cada variável endógena regional depende das cinco variáveis regionais defasadas e de duas variáveis monetárias nacionais contemporâneas, sendo a variação da Selic e o logaritmo do M1 real. Esse ponto é metodologicamente central, pois Selic e M1 são exógenas no PVAR, no sentido de que não são determinadas pelas equações regionais nem entram no teste de causalidade de Granger ou no ordenamento de Cholesky do bloco endógeno. Elas são tratadas como condições nacionais de política monetária que incidem sobre todos os estados, enquanto a heterogeneidade aparece na resposta regional estimada.

A estimação separada em seis sistemas (Nacional, Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul) permite que cada recorte tenha dinâmica própria. Essa escolha é fundamental porque os resultados demonstram padrões muito distintos. A metodologia, portanto, não assume homogeneidade regional, mas busca verificá-la empiricamente. O modelo nacional fornece o pano de fundo, enquanto os modelos regionais evidenciam as especificidades de cada contexto.

3.7 ESTIMAÇÃO POR SYSTEM-GMM

A presença de variáveis dependentes defasadas entre os regressores torna inadequada a estimação por mínimos quadrados ordinários em painel com efeitos fixos, pois a defasagem da variável dependente fica correlacionada com o componente não observado específico de cada unidade. Para enfrentar esse problema, os modelos foram estimados pelo Método dos Momentos Generalizados em Sistema, associado a Blundell e Bond (1998), operacionalizado em ambiente PVAR pelo procedimento conforme Abrigo e Love (2016). O *System-GMM* utiliza instrumentos internos derivados das próprias defasagens das variáveis endógenas, permitindo lidar com endogeneidade dinâmica e simultaneidade entre os componentes do sistema. Assim, o método é coerente com a hipótese de que produto, crédito, gasto e setor externo não são movimentos isolados, mas engrenagens que se determinam reciprocamente.

Os efeitos fixos estaduais cumprem papel estatísticos substantivo, pois capturam características permanentes das unidades da federação, como localização, infraestrutura, formação produtiva, instituições fiscais, densidade financeira e trajetórias históricas de desenvolvimento. Estatisticamente, reduzem viés de variável omitida associado a fatores invariantes no tempo. A transformação utilizada no contexto PVAR remove esses efeitos fixos preservando a ortogonalidade necessária ao uso das defasagens como instrumentos internos. Com isso, o modelo explora a variação temporal dentro das unidades e a variação comparativa entre unidades, sem atribuir aos choques monetários diferenças estruturais que pertencem à história de cada estado. Em termos práticos, a estimação foi conduzida no software *Stata* 17, em linha com a implementação usual do pacote *pvar*.

A estrutura instrumental final adotou defasagens de ordem dois a quatro, isto é, $\text{instlags}(2/4)$. É importante distinguir a ordem dinâmica do modelo da ordem dos instrumentos. A especificação estrutural estimada é $\text{PVAR}(t-1)$, com uma defasagem nas equações; as defasagens dois, três e quatro foram utilizadas apenas como instrumentos internos no *GMM*.

3.8 TESTES DE ESTACIONARIEDADE E ESPECIFICAÇÃO DAS DIFERENÇAS

Antes da estimação dos modelos, foram examinadas as propriedades de estacionariedade das séries. Aplicaram-se os testes Augmented Dickey-Fuller e Phillips-Perron, com o objetivo de verificar se cada variável apresentava comportamento estacionário em nível ou se requeria transformação em primeira diferença. Essa etapa é essencial porque modelos dinâmicos estimados com séries não estacionárias podem produzir relações espúrias, respostas impulso-resposta mal comportadas e interpretações economicamente enganosas. Como critério metodológico, as variáveis que apresentaram evidências de não estacionariedade em pelo

menos um dos testes aplicados foram transformadas em primeira diferença. Por outro lado, as variáveis classificadas como estacionárias em nível foram mantidas em sua forma original

A aplicação desse critério produziu uma especificação mista, compatível com os resultados apresentados. O saldo de crédito per capita mostrou comportamento mais robustamente estacionário e permaneceu em logaritmo de nível nos recortes estimados. O PIB per capita, por sua vez, foi mantido em nível no modelo nacional e no Norte, mas entrou em primeira diferença no Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul. O gasto público permaneceu em nível na maioria dos recortes, mas foi diferenciado no Sul. A abertura econômica e o esforço exportador entraram em primeira diferença no Centro-Oeste, região em que a volatilidade associada às cadeias agroexportadoras e à mensuração do comércio exterior exigiu tratamento mais cauteloso. A Selic foi utilizada em primeira diferença em todos os modelos, captando variações da orientação monetária. Informações mais detalhadas serão expostas na seção de resultados e no Apêndice B.

Do ponto de vista econômico, a primeira diferença do logaritmo aproxima uma taxa de crescimento, enquanto o logaritmo em nível expressa variações proporcionais no patamar da variável. Por essa razão, a interpretação dos coeficientes deve respeitar a transformação aplicada. Um coeficiente da Selic sobre $\ln_pibpc$, como nos modelos nacional e Norte, não é diretamente comparável em magnitude bruta a um coeficiente sobre d_ln_pibpc , como nos demais recortes. A comparação regional, portanto, deve priorizar sinais, significância estatística e coerência com as funções impulso-resposta. Essa cautela evita transformar diferenças de escala e transformação em falsas diferenças substantivas. A metodologia reconhece que o mapa econométrico do Brasil não tem uma única métrica fechada; ele tem complexidades e variações.

3.9 SELEÇÃO DE DEFASAGENS E PARCIMÔNIA

A escolha da defasagem do PVAR foi conduzida em duas etapas. Inicialmente, consultaram-se os critérios de informação modificados para modelos estimados por *GMM*, notadamente *MBIC*¹, *MAIC*² e *MQIC*³, conforme Andrews e Lu (2001). Os resultados indicaram especificações com três defasagens em todos os recortes, sugerindo que parte da dinâmica regional poderia ocorrer em horizonte mais longo. Entretanto, a estimação empírica de modelos com duas ou três defasagens produziu problemas relevantes, como perda de significância em grande número de coeficientes, ausência de parâmetros válidos em algumas equações,

¹ *Modified Bayesian Information Criterion* (Critério de Informação Bayesiano Modificado).

² *Modified Akaike Information Criterion* (Critério de Informação de Akaike Modificado).

³ *Modified Hannan–Quinn Information Criterion* (Critério de Informação de Hannan–Quinn Modificado).

instabilidade do sistema e aumento excessivo da quantidade de instrumentos. Esses problemas tornaram a especificação longa inadequada para inferência econômica consistente.

Diante disso, adotou-se a especificação PVAR(t-1), com uma defasagem estrutural. A decisão não foi orientada por busca mecânica de significância, mas pelo princípio de parcimônia econométrica. Em painéis regionais com poucos estados e apenas sessenta e duas observações temporais, a ampliação de defasagens aumenta intensamente o número de parâmetros e instrumentos, consumindo graus de liberdade e elevando o risco de sobreparametrização. Lütkepohl (2005) adverte que modelos VAR muito extensos, como neste caso, podem perder precisão, e Roodman (2009) mostra que a proliferação de instrumentos em *GMM* enfraquece testes de validade instrumental. A escolha por uma (1) defasagem preserva interpretabilidade, limita risco complexidade.

3.10 CAUSALIDADE DE GRANGER E IDENTIFICAÇÃO POR CHOLESKY

Após definida as defasagens, aplicaram-se testes de causalidade de Granger ao bloco regional endógeno. O objetivo foi verificar se os valores defasados de uma variável regional contribuem estatisticamente para explicar outra, dentro de cada recorte. Como Selic e M1 foram tratadas como variáveis exógenas nacionais, elas não integraram esse teste de precedência entre variáveis regionais nem a hierarquia contemporânea de Cholesky. Em vez de utilizar a causalidade de Granger como prova de causalidade estrutural, a pesquisa a empregou como instrumento de ordenação empírica das variáveis endógenas. O teste de exogeneidade em bloco, identificado nos resultados pela linha ALL (conforme demonstrado nos resultados), serviu como referência para hierarquizar as variáveis segundo seu grau relativo de endogeneidade.

$$H_0 : A_{jk,l} = 0 \forall l = 1, \dots, p ; p = 1 \text{ na especificação final} \quad (12)$$

Na Equação (12), $A_{jk,l}$ representa a matriz de coeficientes do PVAR, j identifica a equação da variável explicada e k identifica a variável cuja precedência temporal está sendo testada. A hipótese nula afirma que as defasagens da variável k não contribuem para explicar a variável j . Rejeitar essa hipótese não significa provar causalidade estrutural em sentido forte; significa apenas que a trajetória passada de uma variável contém informação estatística relevante para prever outra dentro do bloco regional endógeno. Por isso, o teste foi usado como critério de ordenação empírica para ordenamento de Cholesky, não como declaração definitiva de causa econômica.

3.11 ESTABILIDADE DO MODELO E FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA

Após a estimação, avaliou-se a estabilidade dinâmica dos modelos por meio dos autovalores associados à estrutura dinâmica do sistema. A condição de estabilidade requer que todos os autovalores apresentem módulo inferior à unidade (1), assegurando que os efeitos dos choques se dissipem gradualmente ao longo do tempo e que o sistema retorne a uma trajetória de equilíbrio após perturbações temporárias. Essa verificação é importante para garantir a validade das funções impulso-resposta e das demais análises dinâmicas realizadas na pesquisa (LÜTKEPOHL, 2005).

As funções impulso-resposta foram calculadas para rastrear a direção, a intensidade e a duração das respostas das variáveis regionais a choques inesperados. O horizonte adotado foi de oito trimestres, suficiente para captar efeitos de curto e médio prazo sem extrapolar excessivamente a informação contida na amostra. Foram examinados choques na taxa Selic, no agregado M1 e no crédito, pois esses choques sintetizam os canais monetários e financeiros centrais da dissertação. Como Selic e M1 entram como variáveis exógenas nacionais, suas respostas devem ser lidas como multiplicadores dinâmicos condicionais a impulsos monetários externos ao bloco regional; já o choque no crédito pertence ao bloco endógeno e é identificado no sistema regional. Em conjunto, as trajetórias mostram o pulso da transmissão monetária, sintetizando onde ele é absorvido e onde se transforma em assimetria.

$$\begin{aligned}\Theta_h &= A_1^h P \\ \Psi_h &= A_1^h \Gamma, h=0, 1, \dots, 8\end{aligned}\tag{13}$$

Na Equação (13), Θ_h representa as respostas ortogonalizadas do bloco regional a choques endógenos, obtidas a partir da matriz de Cholesky P , enquanto Ψ_h representa os multiplicadores dinâmicos das variáveis monetárias exógenas, obtidos a partir da matriz Γ . O horizonte h foi definido de zero a oito trimestres, de modo a captar efeitos imediatos e efeitos de curto e médio prazo sem extrapolar a informação da amostra. Assim, a resposta ao crédito pertence ao bloco regional endógeno; as respostas à Selic e ao M1 são trajetórias condicionais a impulsos monetários nacionais exógenos.

3.12 TESTES DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL

Com o objetivo de verificar a existência de relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis do modelo, foram aplicados testes de cointegração em painel. Foram utilizados os

testes de Pedroni (1999, 2004) e Kao (1999), ambos com hipótese nula de ausência de cointegração. O teste de Pedroni é mais flexível à heterogeneidade entre unidades, pois calcula estatísticas de painel e de grupo, permitindo que os coeficientes variem entre estados. O teste de Kao, por sua vez, assume maior homogeneidade entre as unidades e tende a captar relações médias do painel. A utilização conjunta dos dois testes permite distinguir vínculos de longo prazo robustos e homogêneos de relações médias que existem.

$$\hat{\eta}_{i,t} = \rho \hat{\eta}_{i,t-1} + v_{i,t}, H_0: \rho = 1 \quad (14)$$

Na Equação (14), $\hat{\eta}$ representa o resíduo estimado de uma relação de longo prazo entre as variáveis do painel, ρ é o parâmetro de persistência residual e a hipótese nula indica ausência de cointegração. Em termos intuitivos, se os resíduos da relação de longo prazo mantêm raiz unitária, conclui-se que as variáveis não compartilham um equilíbrio de longo prazo. Por outro lado, quando a hipótese nula é rejeitada, há evidências de cointegração, indicando que as variáveis apresentam um comportamento conjunto estável no longo prazo. Na dissertação, essa evidência foi tratada como complementar porque o sistema estimado é misto, composto majoritariamente por séries estacionárias em nível e por algumas séries diferenciadas.

A interpretação desses testes requer uma ressalva econométrica importante. O instrumental clássico de cointegração foi concebido para sistemas integrados de ordem um (1), enquanto a especificação final desta pesquisa é predominantemente composta por variáveis estacionárias em nível, com diferenciação restrita às séries que apresentaram indícios de raiz unitária. Por essa razão, os testes de Pedroni e Kao foram utilizados como evidência complementar da existência de vínculos de longo prazo entre as variáveis, e não como fundamento para substituir o PVAR por um modelo vetorial de correção de erros.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Após a apresentação dos procedimentos econométricos e da estrutura metodológica adotada, inicia-se a análise dos resultados obtidos. Esta seção dedica-se à interpretação das evidências empíricas à luz das relações dinâmicas estimadas, buscando compreender o comportamento das variáveis no contexto dos objetivos apresentados anteriormente.

4.1 ANÁLISE DESCRITIVA DAS VARIÁVEIS

A base de dados que sustenta a análise empírica desta pesquisa reúne informações trimestrais para as vinte e sete unidades da federação ao longo do período de 2004 a 2019,

totalizando 62 observações temporais e configurando um painel balanceado. As estatísticas descritivas apresentadas nesta subseção caracterizam a evolução trimestral dos agregados de cada macrorregião⁴ ao longo desses 62 trimestres, de modo que o desvio padrão deve ser lido como medida da volatilidade temporal de cada série, e os valores máximo e mínimo, como os picos e vales registrados no período. A frequência trimestral é metodologicamente importante, pois permite captar tanto os efeitos de impacto quanto as respostas defasadas dos canais de transmissão monetária, dimensão que se perderia parcialmente na agregação anual.

Os dados foram organizados em seis recortes geográfico, sendo um nacional e cinco regionais correspondentes às macrorregiões definidas pelo IBGE. Essa arquitetura busca traduzir a hipótese central do trabalho, pois se a transmissão da política monetária fosse homogênea no território, um único modelo nacional bastaria, e os recortes regionais seriam redundantes. No entanto, a fundamentação teórica aqui exposta sugere o oposto, ao postular que a eficácia e os canais de propagação dos choques monetários dependem da estrutura econômica de cada região, de seu grau de desenvolvimento financeiro, de sua dependência fiscal e de sua inserção externa. As estatísticas a seguir constituem a primeira evidência dessa heterogeneidade, antecipando os contrastes que os modelos PVAR regionais formalizarão adiante.

O sistema é composto por sete variáveis que capturam dimensões complementares da dinâmica macroeconômica regional. O PIB per capita representa a atividade econômica e constitui a variável sobre a qual se avaliam os efeitos reais da política monetária. O saldo das operações de crédito per capita mede a profundidade do sistema financeiro local e é central para identificar o canal de crédito. O gasto público per capita capta a presença do Estado na economia regional, relevante onde a demanda pública sustenta a atividade. A oferta monetária e a taxa Selic representam os instrumentos de política monetária, enquanto o grau de abertura econômica e o esforço exportador mensuram, respectivamente, a integração comercial ampla e a orientação exportadora de cada economia.

A primeira dimensão da heterogeneidade regional manifesta-se no nível do produto per capita, cujas médias trimestrais constam da Tabela 1. A renda média nacional (por trimestre) de R\$ 9.407,86 encobre uma desigualdade estrutural profunda. O Nordeste registra média de apenas R\$ 5.365,78, pouco mais de um terço do patamar do Centro-Oeste, que alcança R\$

⁴As estatísticas regionais apresentadas no corpo do texto resultam da média simples entre os estados de cada região. A título de robustez e transparência, as mesmas estatísticas foram recalculadas por agregação ponderada, na qual cada estado entra com peso proporcional ao seu tamanho econômico ou demográfico, isto é, pela razão entre os totais regionais; os resultados constam do Apêndice A. As diferenças entre os dois critérios mostraram-se pequenas para a maioria dos indicadores, concentrando-se no setor externo, discutido adiante.

15.729,67, ao passo que Sudeste e Sul ocupam posições intermediárias superiores, próximas de R\$ 13.000,00. Essa hierarquia de renda, que reproduz as conhecidas disparidades regionais brasileiras, não é um dado conjuntural, mas o reflexo de trajetórias econômicas históricas distintas. Para a política monetária, ela importa porque regiões de menor renda tendem a concentrar maior proporção de agentes restritos ao crédito, condição que molda a forma como absorvem os choques de juros.

A leitura temporal das séries, contudo, revela um traço igualmente relevante e menos evidente. Medida pelo coeficiente de variação ao longo dos 62 trimestres, a volatilidade do produto per capita é baixa e notavelmente uniforme entre as regiões, oscilando entre 11,06% no Norte e 14,26% no Sul, o que indica que o produto regional seguiu trajetórias suaves de crescimento, sem oscilações abruptas no agregado. A amplitude entre pico e vale, da ordem de 1,6 a 1,7 vezes em todas as regiões, confirma que essa variação reflete o crescimento acumulado no período, e não flutuações cíclicas violentas. Essa estabilidade do produto assume importância analítica por sugerir que a volatilidade observada nas respostas regionais aos choques monetários, examinada adiante, originar-se-á sobretudo dos canais financeiro e fiscal, e não de instabilidade intrínseca da atividade econômica.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas do PIB per capita (R\$), por trimestre

Região	Média	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 9.407,86	R\$ 1.200,36	12,76	R\$ 11.152,75	R\$ 6.740,96
Norte	R\$ 7.438,01	R\$ 822,82	11,06	R\$ 8.687,64	R\$ 5.565,39
Nordeste	R\$ 5.365,78	R\$ 743,97	13,87	R\$ 6.388,22	R\$ 3.741,65
Centro-Oeste	R\$ 15.729,67	R\$ 1.835,45	11,67	R\$ 18.605,82	R\$ 11.663,01
Sudeste	R\$ 13.058,39	R\$ 1.843,61	14,12	R\$ 15.587,26	R\$ 9.038,47
Sul	R\$ 12.833,99	R\$ 1.830,11	14,26	R\$ 15.348,14	R\$ 8.855,77

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

O desenvolvimento financeiro regional, representado pelo saldo de crédito per capita, revela disparidades de nível ainda mais acentuadas que as do produto. Conforme a Tabela 2, as médias trimestrais variam de R\$ 22.996,38 no Nordeste a R\$ 74.705,23 no Centro-Oeste (líder nacional), razão superior a três vezes. O indicador economicamente mais informativo, porém, emerge da relação entre crédito e produto, pois enquanto no Sul o saldo de crédito equivale a 5,30 vezes o PIB per capita, no Norte essa razão cai para 3,75 vezes, a menor do país.

A dimensão temporal do crédito revela história complementar. Diferentemente do produto, o saldo de crédito exibe elevada volatilidade no período, com coeficientes de variação

entre 34,39% e 43,09% e amplitude entre pico e vale que chega a 5,35 vezes no Nordeste. Essa oscilação não é cíclica, mas específica, visto que reflete a intensa expansão do crédito ocorrida no Brasil entre 2004 e 2019, impulsionada, muito provavelmente, pelo consignado, pelos programas habitacionais e pelo financiamento público⁵.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas do saldo de crédito per capita (R\$), por trimestre

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 42.683,45	R\$ 15.907,22	37,27	R\$ 63.076,55	R\$ 14.731,50
Norte	R\$ 27.911,26	R\$ 10.918,38	39,12	R\$ 41.284,64	R\$ 8.044,00
Nordeste	R\$ 22.996,38	R\$ 9.908,53	43,09	R\$ 34.993,11	R\$ 6.539,28
Centro-Oeste	R\$ 74.705,23	R\$ 27.000,90	36,14	R\$ 110.926,57	R\$ 28.346,59
Sudeste	R\$ 61.803,77	R\$ 21.982,53	35,57	R\$ 90.513,45	R\$ 23.394,18
Sul	R\$ 68.023,60	R\$ 23.391,03	34,39	R\$ 97.792,14	R\$ 25.208,62

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

A dimensão fiscal, captada pelo gasto público per capita, inverte a hierarquia observada nas variáveis anteriores e expõe um traço estrutural decisivo das economias menos desenvolvidas. Pela Tabela 3, o Norte apresenta o maior gasto público per capita do país, R\$ 1.558,25,⁶ superior inclusive ao do Sudeste e ao do Sul, enquanto o Nordeste exibe o menor valor, R\$ 976,11. O significado econômico desse resultado torna-se nítido quando o gasto é expresso como proporção do produto regional. No Norte ele equivale a cerca de 21% do PIB per capita, e no Nordeste a 18%, contra apenas 8% no Centro-Oeste e no Sudeste. Essa elevada participação estatal nas regiões de menor renda reflete a dependência de transferências federais e a função do setor público como sustentáculo da demanda agregada onde o setor privado é estruturalmente mais frágil.

⁵ A intensa expansão do crédito no período é documentada por Mora (2015), que mostra que o saldo de crédito do Sistema Financeiro Nacional passou de cerca de 26% do PIB, em 2002, para 45% em 2010. A autora atribui esse movimento, sobretudo, à introdução do crédito consignado (Lei nº 10.820/2003), à expansão do crédito habitacional e à atuação anticíclica dos bancos públicos federais (Banco do Brasil, Caixa Econômica Federal e BNDES), especialmente após a crise financeira internacional de 2008.

⁶ Sob agregação ponderada, o gasto público per capita do Norte deixa de ser o maior do país e recua para patamar próximo ao das demais regiões, pois os estados de população reduzida e gasto elevado perdem peso; a leitura qualitativa, de elevada dependência fiscal do Norte, contudo, preserva-se. Os valores constam do Apêndice A.

Esse diagnóstico é determinante para compreender por que o canal fiscal assume protagonismo na transmissão monetária do Norte e do Nordeste. Onde o Estado responde por parcela tão expressiva da atividade, variações nas condições de financiamento público, afetadas pelo custo da dívida e pelo volume de transferências, repercutem sobre a economia regional com intensidade que o setor privado, mais robusto em outras regiões, normalmente absorveria. Do ponto de vista temporal, o gasto mostra-se relativamente estável, com coeficientes de variação entre 11,20% e 15,44%. Essa combinação de elevada dependência fiscal com razoável estabilidade do gasto ajuda a explicar por que, nos modelos regionais, o aperto monetário se transmite a essas economias de forma tão acentuada através das contas públicas, conforme evidenciam os expressivos coeficientes negativos da Selic sobre o gasto tratados posteriormente.

Tabela 3 – Estatísticas descritivas do gasto público per capita (R\$), por trimestre

Região	Média	Desvio Padrão	Coeficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 1.215,20	R\$ 149,80	12,33	R\$ 1.519,85	R\$ 896,08
Norte	R\$ 1.558,25	R\$ 199,44	12,80	R\$ 2.064,05	R\$ 1.127,46
Nordeste	R\$ 976,11	R\$ 150,69	15,44	R\$ 1.315,64	R\$ 648,16
Centro-Oeste	R\$ 1.279,94	R\$ 143,68	11,23	R\$ 1.547,65	R\$ 943,89
Sudeste	R\$ 1.127,21	R\$ 126,28	11,20	R\$ 1.364,11	R\$ 863,14
Sul	R\$ 1.163,04	R\$ 159,79	13,74	R\$ 1.450,65	R\$ 860,47

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

A inserção externa das economias regionais, sintetizada na Tabela 4, exige distinguir duas medidas: a abertura econômica, que relaciona o fluxo total de comércio exterior ao produto, e o esforço exportador, que isola a orientação de envios de bens e serviços para os mercados externos. Pelos números da tabela, o Sudeste lidera ambos os indicadores, com abertura de 24,55% e esforço exportador de 14,32%, seguido pelo Sul, com 16,56% e 13,23%.⁷ Esse padrão reflete a estrutura industrial diversificada e integrada às cadeias globais de valor dessas regiões, cuja inserção externa não depende de um único setor, mas de uma base produtiva ampla. A leitura desses dois indicadores, contudo, está sujeita a uma limitação de mensuração

⁷Este é o único indicador em que os dois critérios de agregação divergem de forma acentuada. Sob ponderação, a ordenação se altera e o Norte passa a liderar o setor externo, em virtude da concentração do comércio regional no Amazonas, pela Zona Franca de Manaus, e no Pará; o Centro-Oeste, todavia, permanece com a menor inserção externa sob ambos os critérios. Os valores constam do Apêndice A.

que se manifesta de forma aguda no Centro-Oeste e que, por sua importância, será examinada em detalhe a seguir.

O Centro-Oeste oferece o caso mais desconcertante da tabela. Maior potência agroexportadora do país, a região exibe o menor esforço exportador médio do conjunto, apenas 2,46%, e a menor abertura, 8,19%, acompanhados da maior volatilidade temporal de todo o estudo, com coeficiente de variação de 89,43% e oscilação de 0,46% a 12,00% no período. Trata-se de um resultado economicamente intrigante, pois uma economia que lidera a produção e a venda externa de soja, milho, algodão e carne não pode apresentar orientação exportadora tão inferior às demais regiões. A explicação não está na economia da região, mas na forma como as exportações são atribuídas às unidades da federação nas estatísticas oficiais.

Tabela 4 – Estatísticas descritivas do grau de abertura econômica e do esforço exportador (%), por macrorregião

Região	Abertura Comercial				Esforço Exportador			
	Média (%)	Desvio. Padrão (%)	Coef. de Variação (%)	Máximo (%)	Média (%)	Desvio Padrão (%)	Coef. de Variação (%)	Máximo (%)
Nacional	13,46	1,70	12,63	18,47	9,83	1,82	18,51	15,00
Norte	13,56	2,13	15,71	19,68	7,31	1,47	20,11	11,76
Nordeste	9,76	1,41	14,45	13,48	4,63	1,20	25,92	8,05
Centro-Oeste	8,19	2,40	29,30	17,46	2,46	2,20	89,43	12,00
Sudeste	24,55	3,84	15,64	34,91	14,32	2,32	16,20	18,95
Sul	16,56	4,12	24,88	27,67	13,23	3,34	25,25	24,50

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

As estatísticas brasileiras de comércio exterior admitem dois critérios distintos de atribuição das exportações às unidades da federação, e a escolha entre eles altera significativamente o retrato regional. Pelo critério da unidade federativa do produto, a venda é imputada ao estado onde a mercadoria foi efetivamente gerada, ou seja, onde foram cultivados os produtos agrícolas, extraídos os minerais ou fabricados os bens (Instituto de Economia Agrícola, 2016). Pelo critério alternativo, baseado no domicílio fiscal da empresa exportadora ou na unidade aduaneira de embarque, a venda é creditada ao estado por onde a mercadoria deixa o país. O Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços (MDIC)

adverte que, como nem sempre o exportador é o produtor, esse segundo critério tende a concentrar a estatística nos estados que possuem portos (MDIC, 2023).

A relevância dessa distinção para o Centro-Oeste é decisiva, e a logística do agronegócio a comprova. Mato Grosso, maior produtor de grãos do país, não possui saída marítima própria, de sorte que sua produção é embarcada por portos de outras unidades da federação. Conforme a Companhia Nacional de Abastecimento, a maior parte da soja e do milho nacionais escoam pelos portos do Arco Norte, no Pará, no Maranhão e no Amazonas, e pelo porto de Santos, em São Paulo (Conab, 2022).⁸ Ainda que Mato Grosso figure entre os quatro maiores estados exportadores do Brasil, com receita superior a trinta bilhões de dólares,⁹ seu esforço exportador, medido pelo critério de embarque, despenca, ao passo que o dos estados portuários se infla acentuadamente. A produção do interior é, em termos estatísticos, transferida para o litoral por onde sai.

A consequência desse critério implica dois efeitos que merecem destaque, pois subestima a inserção externa dos estados produtores do interior, como os do Centro-Oeste, e superestima a dos estados de embarque, fenômeno que ajuda a explicar por que o Pará, principal porta de saída do Arco Norte, registra o maior esforço exportador do país nos microdados, e por que São Paulo chegou a superar Mato Grosso como maior exportador do agronegócio nas estatísticas oficiais.¹⁰ Ainda assim, o embarque concentra logística e comercialização, atividade econômica real nos estados de saída. Como a exportação combina o que um estado produz e outro escoam, atribuí-la a um único estado é sempre ambíguo, e mudar o critério só deslocaria a distorção. Preservou-se, por isso, a série em nome da consistência com a fonte oficial e o modelo.

A leitura articulada das tabelas, feita essa ressalva importante, permite organizar as regiões em perfis estruturais distintos, cada um associado a uma forma específica de transmissão monetária. Um primeiro grupo reúne Norte e Nordeste, marcados por baixa renda,

⁸A título de ilustração, levantamento da Conab amplamente noticiado aponta que os portos do Arco Norte e o de Santos concentram a maior parte do escoamento da soja e do milho nacionais, cuja origem é majoritariamente o Centro-Oeste. Ver: CANAL RURAL. Portos do Arco Norte lideram exportação de soja e milho no Brasil. 24 jan. 2024. Disponível em: <https://www.canalrural.com.br/agricultura/projeto-soja-brasil/portos-do-arco-norte-lideram-exportacao-de-soja-e-milho-no-brasil/>. Acesso em: 3 jun. 2026.

⁹Mato Grosso é apontado como o quarto maior estado exportador do país, com receita de exportações de US\$ 32,5 bilhões. Ver: GAZETA DO POVO. Mato Grosso é o estado que mais cresce no país, o triplo da média nacional. Curitiba, 15 maio 2023. Disponível em: <https://www.gazetadopovo.com.br/economia/mato-grosso-estado-mais-cresce-pais-triplo-media-nacional/>. Acesso em: 3 jun. 2026.

¹⁰A distorção fica patente no fato de São Paulo ter superado Mato Grosso como maior exportador do agronegócio nas estatísticas oficiais, conquanto a produção física de grãos mato-grossense seja muito superior. Ver: SÃO PAULO (Estado). Secretaria de Agricultura e Abastecimento. Exportação do agro paulista atinge 18% do total nacional e supera o Mato Grosso. São Paulo, 2024. Disponível em: <https://agricultura.sp.gov.br/arquivos/997>. Acesso em: 3 jun. 2026.

sistema financeiro raso e elevada dependência fiscal (em proporção do PIB). O Norte combina a menor profundidade financeira do país, com razão crédito-produto de 3,75, à maior participação do gasto público, próxima de 21% do produto, configurando uma transmissão fortemente concentrada nos canais fiscal e de crédito. O Nordeste, com indicadores mais equilibrados, distribui os impactos monetários por uma rede mais ampla de canais. Essa distinção, apenas sugerida pelas estatísticas descritivas, será tratada pelos modelos PVAR com maior profundidade.

Um segundo grupo, formado por Sudeste e Sul, caracteriza-se por renda elevada, profundidade financeira superior e inserção externa intensa, atributos que sustentam a hipótese de uma transmissão monetária distribuída por múltiplos canais e dotada de maior capacidade de recomposição diante dos choques. O Centro-Oeste, por fim, constitui um caso à parte, cuja estrutura agroexportadora, ainda que subdimensionada nos indicadores de comércio exterior pelas razões expostas, se manifesta na elevada volatilidade do setor externo e nos ciclos de preços de commodities e de safras.

Esse mapa estrutural das desigualdades fornece o fundamento empírico da tese central da pesquisa, segundo a qual, embora formulada de modo uniforme pelo Banco Central, a política monetária encontra em cada região uma arquitetura econômica distinta que modula a intensidade, a direção e a duração de seus efeitos. A heterogeneidade aqui documentada antecipa, também, o que Carlino e DeFina (1998) atribuíram à composição setorial das economias regionais norte-americanas e o que Azevedo, Silva e Silva (2021) associaram ao grau de integração bancária e à estrutura produtiva no caso brasileiro. A baixa razão crédito-produto do Norte e a elevada participação estatal das economias periféricas configuram o substrato concreto sobre o qual os modelos PVAR formalizarão as assimetrias previstas pela teoria.

Resta caracterizar as variáveis que, por sua natureza, não variam entre as unidades do painel. A variação da taxa Selic, incorporada ao modelo em primeira diferença, e a oferta monetária, em logaritmo, são determinadas centralmente pelo Banco Central e, portanto, idênticas para todas as regiões em cada trimestre. Ao longo do período amostral, a Selic oscilou de aproximadamente 6,50% ao ano nas fases de afrouxamento, a 19,71% nos momentos de aperto mais intenso, enquanto a oferta monetária seguiu trajetória predominantemente crescente. A relevância analítica desses instrumentos reside justamente em seu caráter uniforme, já que o impulso monetário é o mesmo para todo o território, qualquer diferença observada nas respostas regionais de crédito, gasto e produto decorre necessariamente da estrutura econômica de cada região, e não do estímulo em si.

A caracterização estatística desenvolvida nesta subseção cumpre, assim, uma dupla função. No plano descritivo, ela documenta as relevantes assimetrias estruturais que separam as economias regionais brasileiras em termos de renda, profundidade financeira, dependência fiscal e inserção externa, além de revelar padrões temporais distintos, da suavidade do produto à expansão secular do crédito. No plano metodológico, fornece a justificativa empírica para a estimação de modelos separados, uma vez que as diferenças observadas tornam implausível a hipótese de um mecanismo de transmissão único e homogêneo, e expõe com transparência a limitação dos indicadores de comércio exterior. As diferenças entre as séries antecipam, ademais, que as variáveis podem exibir ordens de integração distintas, questão a que se dedica a subseção seguinte.

4.2 ESTACIONARIEDADE DAS SÉRIES E TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Primeiro, para a adequada aplicação do modelo PVAR, torna-se necessário verificar previamente as propriedades estatísticas das séries utilizadas, sobretudo no que diz respeito à sua ordem de integração. Nesse sentido, procede-se à realização de dois testes de raiz unitária, o *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) e o *Phillips-Perron* (PP), com o objetivo de identificar se as variáveis são estacionárias em nível ou se demandam transformação. Os resultados desses testes são apresentados na Tabela 5.

Tabela 5 – Teste de Estacionariedade das séries

Variáveis	Nomenclatura	Nacional		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
PIB per capita logaritmizada	ln_pibpc	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)
Saldo das operações de crédito Per capita logaritmizada	ln_sdcred	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Gasto público per capita logaritmizada	ln_gastopc	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)
Oferta monetária (M1) logaritmizada	ln_m1	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Selic	selic	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)	I(0)	I(1)
Abertura	abertura	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Econômica													
Esforço Exportador	expforc	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(1)	I(1)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: I(0) representa séries estacionárias em nível; I(1) Série não estacionária em nível (apresenta tendência estocástica e precisa ser diferenciada uma vez para atingir estacionariedade). ADF corresponde ao teste Augmented Dickey-Fuller e PP ao teste Phillips-Perron.

De maneira geral, observa-se que uma parcela significativa das variáveis apresenta comportamento estacionário em nível, sendo classificadas como integradas de ordem zero, I(0). Esse resultado é particularmente relevante do ponto de vista econométrico, pois indica que essas séries não possuem tendência estocástica persistente, permitindo sua utilização direta na estimação sem necessidade de transformações adicionais.

Entre as variáveis que apresentam maior robustez em termos de estacionariedade, destaca-se o saldo das operações de crédito ($\ln_sdcred$), cujos resultados indicam convergência entre os testes ADF e PP em todas as regiões analisadas. Esse padrão sugere que tal variável possui dinâmica relativamente estável ao longo do tempo, com flutuações em torno de uma média constante. Do ponto de vista econômico, isso pode refletir o caráter mais controlado dessa variável no contexto macroeconômico brasileiro, sobretudo no caso da política monetária, que atua diretamente sobre a liquidez e o crédito.

No entanto, por outro lado, algumas variáveis apresentam resultados menos uniformes entre os testes, evidenciando possíveis ambiguidades quanto à sua ordem de integração. O PIB per capita ($\ln_pibpc$), por exemplo, revela comportamento distinto entre regiões e entre metodologias de teste, sendo classificado como I(1) pelo ADF em algumas regiões, enquanto o teste PP aponta estacionariedade em nível. Situação semelhante é observada para a taxa Selic ($selic$), cuja classificação diverge entre os testes, indicando sensibilidade à especificação econométrica adotada.

Diante desse cenário, preferiu-se adotar uma postura de mais cautela, na qual variáveis que apresentam indícios de não estacionariedade em pelo menos um dos testes são transformadas em primeira diferença. Essa abordagem visa garantir a robustez das estimações subsequentes, evitando a inclusão de séries potencialmente não estacionárias no modelo em nível. Os resultados obtidos após a diferenciação das variáveis confirmam a adequação dessa abordagem. Conforme evidenciado na Tabela B2, também no apêndice B, todas as séries transformadas passam a apresentar comportamento estacionário, sendo classificadas como I(0) tanto pelo teste ADF quanto pelo teste PP.

Em termos econômicos, a transformação das variáveis implica uma mudança na interpretação dos resultados, uma vez que o modelo passa a capturar variações ao invés de níveis absolutos. Assim, ao invés de analisar o impacto da política monetária sobre o nível do PIB per capita ou do gasto público, o modelo passa a refletir como choques nessas variáveis afetam suas taxas de crescimento ou variações ao longo do tempo.

4.3 SELEÇÃO DAS DEFASAGENS DO MODELO PVAR

Após a verificação da estacionariedade das séries, passa-se à definição da estrutura dinâmica dos modelos PVAR. Essa etapa possui elevada relevância econométrica, uma vez que o número de defasagens influencia diretamente a capacidade do modelo em capturar os mecanismos de propagação temporal entre as variáveis, além de afetar a estabilidade do sistema e a eficiência das estimações. A Tabela 6 apresenta os critérios de informação *Modified Bayesian Information Criterion* (MBIC), *Modified Akaike Information Criterion* (MAIC) e *Modified Hannan-Quinn Information Criterion* (MQIC) para os modelos nacional e regionais.

Os resultados indicam melhor ajuste estatístico para especificações com maior número de defasagens, particularmente para estruturas com três *lags*. Em todos os recortes analisados, os critérios apresentaram valores válidos apenas para a terceira defasagem, sugerindo que parte da dinâmica das variáveis ocorre em horizontes temporais mais longos.

Tabela 6 – Critérios de informação para seleção das defasagens do modelo PVAR

Lags	Nacional			Norte			Nordeste		
	MBIC	MAIC	MQIC	MBIC	MAIC	MQIC	MBIC	MAIC	MQIC
1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3	-50.043	-12.67	-26.575	-83.336	-27.49	-49.608	-43.544	-13.862	-25.497
Lags	Centro-Oeste			Sudeste			Sul		
	MBIC	MAIC	MQIC	MBIC	MAIC	MQIC	MBIC	MAIC	MQIC
1	-	-	-	-	-	-	-	-	-
2	-	-	-	-	-	-	-	-	-
3	-37.883	-13.878	-23.563	-37.991	-13.986	-23.671	-35.987	-13.995	-22.918

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Entretanto, apesar da indicação dos critérios de informação para modelos com três defasagens, a estimação empírica das especificações com dois e três *lags* apresentou problemas econométricos relevantes. Nessas estruturas, observou-se perda substancial de significância

estatística em grande parte dos coeficientes estimados, além da ausência de parâmetros válidos para algumas variáveis e equações do sistema. Em diversos casos, determinadas relações deixaram de apresentar coeficientes estatisticamente interpretáveis, comprometendo a consistência inferencial e a interpretação econômica dos resultados.

Além disso, as especificações com maior número de defasagens ampliaram significativamente a quantidade de parâmetros e instrumentos gerados na estimação via GMM. Como a base utilizada possui frequência trimestral, a incorporação de múltiplas defasagens elevou substancialmente a complexidade dinâmica do sistema, gerando problemas de sobreparametrização¹¹ e instabilidade nas estimações.

Diante dessas limitações, os resultados finais considerados nesta dissertação foram estimados a partir de uma especificação PVAR(t-1) utilizando apenas uma defasagem estrutural nas equações do sistema. Assim, embora os critérios de informação tenham inicialmente sugerido modelos com maior profundidade temporal, as especificações com dois e três *lags* não produziram resultados econometricamente robustos ou estatisticamente consistentes para fins inferenciais.

Convém precisar a lógica dessa escolha para que não seja lida como simples busca por significância. Em painéis de dimensão de corte transversal reduzida, como os recortes regionais aqui estimados, o número de instrumentos do *System-GMM* cresce rapidamente com a ordem de defasagem, de modo que os critérios de informação, de natureza assintótica, tendem a sugerir especificações mais longas do que a amostra efetivamente sustenta. A opção pelo PVAR(t-1) traduz, assim, a prevalência do princípio da parcimônia sobre o ajuste assintótico, em linha com a advertência de Roodman (2009) quanto à proliferação instrumental, e visa preservar a estabilidade do sistema e a interpretabilidade econômica dos coeficientes.

Adicionalmente, foi adotada a estrutura *instlags* (2/4) na estimação via *System-GMM*. Nesse contexto, as defasagens entre os períodos 2 e 4 foram utilizadas exclusivamente como instrumentos internos das variáveis endógenas, não significando que o modelo estrutural tenha sido estimado com duas, três ou quatro defasagens. Dessa forma, o modelo final permaneceu especificado como um PVAR(t-1), enquanto as defasagens superiores foram utilizadas apenas para compor a matriz instrumental do GMM.

¹¹ A sobreparametrização ocorre quando a inclusão de parâmetros adicionais eleva a complexidade do modelo sem ganhos proporcionais de informação, reduzindo a precisão das estimativas e aumentando sua variância. Em modelos VAR e PVAR, a incorporação de múltiplas defasagens também amplia o número de instrumentos utilizados na estimação GMM, podendo gerar problemas de proliferação instrumental e comprometer a eficiência das inferências econométricas (LÜTKEPOHL, 2005; ROODMAN, 2009).

Portanto, a especificação final adotada privilegiou critérios de parcimônia metodológica, estabilidade econométrica, significância estatística dos coeficientes e robustez inferencial, optando-se pela utilização de um modelo PVAR(t-1) (com uma defasagem) com instrumentos internos definidos no intervalo *instlags* (2/4).

4.4 TESTES DE CAUSALIDADE DE GRANGER, ORDENAMENTO DE CHOLESKY E A ESTRUTURA DE EXOGENEIDADE

Após a definição da defasagem, procede-se à análise das relações de precedência temporal entre as variáveis do sistema. O teste de causalidade de Granger permite verificar se os valores defasados de uma variável contribuem estatisticamente para explicar outra variável em termos de causalidade.

A Tabela 8 consolida os resultados dos testes e a ordenação de Cholesky adotada, cuja lógica segue o critério de exogeneidade relativa. As variáveis mais exógenas, isto é, menos explicadas pelas demais, vêm primeiro, e as mais endógenas, ao final. Essa ordem decorre da decomposição de Cholesky, cuja aplicação ao VAR foi sugerida por Sims (1980), e define como os choques se propagam entre as variáveis. Na prática, a ordem estabelece uma hierarquia na qual um choque em uma variável pode afetar as demais no mesmo período, mas só recebe influência das que estão antes dela. Assim, as primeiras funcionam como as mais independentes do sistema, e as últimas, como as mais sujeitas às demais (Enders, 2015). Para essa definição, considerou-se o resultado do teste de exogeneidade em bloco (*ALL*), que avalia a significância conjunta das demais variáveis em cada equação, como referência para a hierarquização das variáveis.

Tabela 7 – Resultados dos testes de causalidade de Granger e ordenamento de Cholesky dos modelos PVAR regionais (Primeira parte)

Variável	Nacional			Variável	Norte			Variável	Nordeste		
	Hipótese Nula	χ^2	p-valor		Hipótese Nula	χ^2	p-valor		Hipótese Nula	χ^2	p-valor
ln_sdcred	Não causa ln_pibpc	94.439	0.000	ln_sdcred	Não causa ln_pibpc	1.545	0.214	ln_sdcred	Não causa d_ln_pibpc	20.621	0.000
ln_gastopc		37.596	0.000	ln_gastopc		27.826	0.000	ln_gastopc		131.287	0.000
abertura		2.795	0.095	abertura		0.006	0.940	abertura		9.628	0.002
expforc		6.066	0.014	expforc		2.186	0.139	expforc		26.963	0.000
ALL		97.585	0.000	ALL		41.778	0.000	ALL		283.345	0.000
ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	45.855	0.000	ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	14.818	0.000	d_ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	0.159	0.690
ln_gastopc		1.288	0.256	ln_gastopc		4.012	0.045	ln_gastopc		0.000	0.990
abertura		1.126	0.289	abertura		1.418	0.234	abertura		5.950	0.015
expforc		0.166	0.684	expforc		0.159	0.691	expforc		3.560	0.059
ALL		74.248	0.000	ALL		18.210	0.001	ALL		6.307	0.177
ln_pibpc	Não causa ln_gastopc	14.711	0.000	ln_pibpc	Não causa ln_gastopc	1.031	0.310	d_ln_pibpc	Não causa ln_gastopc	22.822	0.000
ln_sdcred		30.617	0.000	ln_sdcred		27.077	0.000	ln_sdcred		27.848	0.000
abertura		8.889	0.003	abertura		1.434	0.231	abertura		4.017	0.045
expforc		0.360	0.549	expforc		0.098	0.754	expforc		25.413	0.000
ALL		69.168	0.000	ALL		36.123	0.000	ALL		79.050	0.000
ln_pibpc	Não causa abertura	0.368	0.544	ln_pibpc	Não causa abertura	3.903	0.048	d_ln_pibpc	Não causa abertura	3.112	0.078
ln_sdcred		3.152	0.076	ln_sdcred		0.050	0.823	ln_sdcred		24.103	0.000
ln_gastopc		0.001	0.979	ln_gastopc		15.853	0.000	ln_gastopc		3.112	0.078
expforc		11.117	0.001	expforc		2.683	0.101	expforc		2.369	0.124
ALL		24.529	0.000	ALL		42.437	0.000	ALL		39.178	0.000
ln_pibpc	Não causa expforc	0.031	0.861	ln_pibpc	Não causa expforc	2.007	0.157	d_ln_pibpc	Não causa expforc	3.101	0.078
ln_sdcred		7.444	0.006	ln_sdcred		0.008	0.930	ln_sdcred		16.379	0.000
ln_gastopc		0.358	0.550	ln_gastopc		23.443	0.000	ln_gastopc		15.854	0.000
abertura		20.397	0.000	abertura		4.620	0.032	abertura		6.922	0.009

ALL		43.425	0.000	ALL		51.101	0.000	ALL		30.519	0.000
Ordem de Cholesky: abertura expforc ln_gastopc ln_sdcred ln_pibpc				Ordem de Cholesky: ln_sdcred ln_gastopc ln_pibpc abertura expforc				Ordem de Cholesky: ln_sdcred expforc abertura ln_gastopc d_ln_pibpc			

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: A leitura deve ser realizada por blocos. A variável apresentada na coluna “Hipótese Nula” corresponde à variável dependente, enquanto as variáveis listadas à esquerda representam as possíveis variáveis causadoras. Valores de p inferiores a 0,10 indicam rejeição da hipótese nula. A linha ALL apresenta o teste conjunto das variáveis explicativas. A ordem de Cholesky indica o ordenamento utilizado na identificação estrutural dos choques do modelo PVAR.

Tabela 8 – Resultados dos testes de causalidade de Granger e ordenamento de Cholesky dos modelos PVAR regionais (Segunda parte)

Variável	Centro-Oeste			Variável	Sudeste			Variável	Sul		
	Hipótese Nula	χ^2	p-valor		Hipótese Nula	χ^2	p-valor		Hipótese Nula	χ^2	p-valor
ln_sdcred	Não causa d_ln_pibpc	2.123	0.145	ln_sdcred	Não causa d_ln_pibpc	0.807	0.369	ln_sdcred	Não causa d_ln_pibpc	19.420	0.000
ln_gastopc		29.083	0.000	ln_gastopc		23.783	0.000	d_ln_gastopc		100.170	0.000
d_abertura		10.123	0.001	abertura		35.484	0.000	abertura		8.517	0.004
d_expforc		0.684	0.408	expforc		32.636	0.000	expforc		10.129	0.001
ALL		135.510	0.000	ALL		51.296	0.000	ALL		259.970	0.000
d_ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	0.000	0.992	d_ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	4.196	0.041	d_ln_pibpc	Não causa ln_sdcred	2.499	0.114
ln_gastopc		2.393	0.122	ln_gastopc		1.702	0.192	d_ln_gastopc		0.268	0.604
d_abertura		13.138	0.000	abertura		21.566	0.000	abertura		26.473	0.000
d_expforc		9.952	0.002	expforc		22.414	0.000	expforc		12.379	0.000
ALL		23.374	0.000	ALL		29.853	0.000	ALL		40.655	0.000
d_ln_pibpc	Não causa ln_gastopc	1.425	0.233	d_ln_pibpc	Não causa ln_gastopc	0.161	0.688	d_ln_pibpc	Não causa d_ln_gastopc	9.915	0.002
ln_sdcred		9.455	0.002	ln_sdcred		3.792	0.051	ln_sdcred		11.560	0.001
d_abertura		8.893	0.003	abertura		40.332	0.000	abertura		1.884	0.170
d_expforc		7.044	0.008	expforc		30.856	0.000	expforc		12.416	0.000
ALL		18.805	0.001	ALL		64.456	0.000	ALL		45.684	0.000
d_ln_pibpc	Não causa d_abertura	31.707	0.000	d_ln_pibpc	Não causa abertura	1.391	0.238	d_ln_pibpc	Não causa abertura	86.589	0.000
ln_sdcred		0.003	0.957	ln_sdcred		1.462	0.227	ln_sdcred		40.807	0.000
ln_gastopc		8.503	0.004	ln_gastopc		1.495	0.221	d_ln_gastopc		139.036	0.000
d_expforc		0.996	0.318	expforc		13.207	0.000	expforc		43.530	0.000
ALL		43.780	0.000	ALL		16.337	0.003	ALL		193.570	0.000

d_ln_pibp c	Não causa d_expforc	25.055	0.000	d_ln_pibp c	Não causa expforc	1.089	0.297	d_ln_pibpc	Não causa expforc	62.380	0.000
ln_sdcred		0.001	0.975	ln_sdcred		2.433	0.119	ln_sdcred		47.289	0.000
ln_gastopc		12.834	0.000	ln_gastopc		3.847	0.050	d_ln_gastop c		111.811	0.000
d_abertura		9.698	0.002	abertura		17.359	0.000	abertura		1.115	0.291
ALL		42.168	0.000	ALL		18.282	0.001	ALL		135.418	0.000
Ordem de Cholesky: ln_gastopc ln_sdcred d_expforc d_abertura d_ln_pibpc				Ordem de Cholesky: abertura expforc ln_sdcred d_ln_pibpc ln_gastopc				Ordem de Cholesky: ln_sdcred d_ln_gastopc expforc abertura d_ln_pibpc			

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: A leitura deve ser realizada por blocos. A variável apresentada na coluna “Hipótese Nula” corresponde à variável dependente, enquanto as variáveis listadas à esquerda representam as possíveis variáveis causadoras. Valores de p inferiores a 0,10 indicam rejeição da hipótese nula. A linha ALL apresenta o teste conjunto das variáveis explicativas. A ordem de Cholesky indica o ordenamento utilizado na identificação estrutural dos choques do modelo PVAR.

No modelo Nacional, o produto per capita ($\ln_pibpc$) aparece como a variável mais endógena do sistema quando analisado o teste em bloco. A hipótese nula de que as demais variáveis não causam o produto é rejeitada conjuntamente (*ALL*), com $\chi^2 = 97.58$ e significância estatística ao nível de 1%. Isso indica que, como conjunto, crédito ($\ln_sdcred$), gasto público ($\ln_gastopc$), abertura econômica (*abertura*) e esforço exportador (*expforc*) possuem capacidade preditiva sobre a dinâmica do produto. Ao olhar para os efeitos individuais, observa-se que crédito e gasto público são os principais determinantes, ambos com significância ao nível de 1%, enquanto esforço exportador também contribui, com significância ao nível de 5%. A abertura econômica apresenta significância mais fraca, ao nível de 10%, indicando influência marginal no curto prazo. Esse resultado sugere que, em nível agregado, a atividade econômica nacional apresenta sensibilidade relativamente elevada aos canais monetário e fiscal.

Para as demais equações, ainda no modelo Nacional, a distinção entre bloco e efeitos individuais também é relevante. O crédito ($\ln_sdcred$) apresenta dependência significativa no teste em bloco ($\chi^2 = 74.24$; significância ao nível de 1%), mas, individualmente, apenas o produto per capita ($\ln_pibpc$) mostra significância estatística, sugerindo que o crédito responde principalmente à atividade econômica. O gasto público ($\ln_gastopc$) também é explicado conjuntamente pelas demais variáveis ($\chi^2 = 69.16$; significância ao nível de 1%), com destaque para produto, crédito e abertura econômica como determinantes relevantes. Em contraste, a abertura econômica (*abertura*) e o esforço exportador (*expforc*) apresentam menor evidência de serem explicados pelas variáveis internas, o que se reflete na ordenação de Cholesky adotada para o modelo: abertura econômica, esforço exportador, gasto público, crédito e produto, indicando que choques externos entram primeiro no sistema, enquanto o produto reage de forma mais tardia.

No caso da região Norte, verifica-se que o produto per capita ($\ln_pibpc$) apresenta evidência de causalidade apenas quando analisado no teste em bloco. A hipótese nula é rejeitada conjuntamente (*ALL*), com $\chi^2 = 41.77$ e significância estatística ao nível de 1%, o que indica que o conjunto das variáveis contém informação relevante para explicar o produto. Entretanto, ao observar os efeitos individuais, apenas o gasto público ($\ln_gastopc$) é estatisticamente significativo ao nível de 1%, enquanto crédito ($\ln_sdcred$), abertura econômica (*abertura*) e esforço exportador (*expforc*) não apresentam significância ao nível de 10%. Isso indica que, apesar do bloco ser relevante, a explicação prática do produto está concentrada no canal fiscal. Nesse contexto, a resposta da atividade econômica regional aos mecanismos monetários mostra-se mais limitada quando comparada às demais regiões, como será exposto adiante.

Nas demais equações para a região, o mesmo padrão se repete com clareza. O crédito ($\ln_sdcred$) é explicado pelo bloco ($\chi^2 = 18.21$; significância ao nível de 1%), mas individualmente apenas produto ($\ln_pibpc$) e gasto público ($\ln_gastopc$) são significativos, indicando que o crédito reage à atividade econômica e à política fiscal. O gasto público ($\ln_gastopc$) também é explicado em bloco ($\chi^2 = 36.12$; significância ao nível de 1%), sendo fortemente influenciado pelo crédito. Já a abertura econômica ($abertura$) depende essencialmente do gasto público, enquanto o esforço exportador ($expforc$) responde ao gasto público e à própria abertura econômica, ambos com significância estatística ao nível de 5%. Dessa forma, para a região Norte, gerou-se a seguinte ordenação de Cholesky que será adotada na estimação do PVAR: crédito, gasto público, produto, abertura econômica e esforço exportador, refletindo, novamente, o nível de endogeneidade das variáveis na dinâmica regional, com base nos resultados em bloco (*ALL*).

Já para o modelo da região Nordeste, a variação do produto per capita (d_ln_pibpc) é fortemente explicada pelo conjunto das demais variáveis, com rejeição da hipótese nula no teste em bloco (*ALL*), $\chi^2 = 283.34$ e significância estatística ao nível de 1%. Diferentemente do Norte, aqui a força explicativa não fica concentrada em uma única variável: crédito ($\ln_sdcred$), gasto público ($\ln_gastopc$), abertura econômica ($abertura$) e esforço exportador ($expforc$) apresentam significância individual ao nível de 1%, indicando que a dinâmica do produto regional responde simultaneamente aos canais financeiro, fiscal e externo. Isso sugere maior sensibilidade da dinâmica econômica regional aos diferentes mecanismos de transmissão presentes no modelo. Nas demais equações, o gasto público ($\ln_gastopc$) também é amplamente explicado pelo sistema, com destaque para produto (d_ln_pibpc) e crédito ($\ln_sdcred$), ambos com significância ao nível de 1%, além de abertura econômica ($abertura$) com significância ao nível de 5% e esforço exportador ($expforc$) com significância ao nível de 1%. Já o crédito ($\ln_sdcred$) possui menor dependência conjunta, pois o bloco não é significativo, embora a abertura econômica ($abertura$) apresente significância ao nível de 5% e esforço exportador ($expforc$) ao nível de 10%. A abertura econômica ($abertura$) e o esforço exportador ($expforc$) também apresentam relações relevantes com crédito e gasto, reforçando uma estrutura regional mais interligada. Por isso, a ordenação de Cholesky seguiu-se da seguinte forma: crédito, esforço exportador, abertura, gasto público e produto.

A dinâmica do Centro-Oeste, seguindo adiante, revela que a variação do produto per capita (d_ln_pibpc) responde, também, de forma significativa ao conjunto das demais variáveis, com rejeição da hipótese nula no teste em bloco (*ALL*), $\chi^2 = 135.51$ e significância estatística ao nível de 1%. No entanto, ao decompor esse efeito, emerge um padrão distinto do observado no

Nordeste, caracterizado pela concentração da influência no gasto público ($\ln_gastopc$) e na abertura econômica ($d_abertura$), ambos com significância ao nível de 1%, enquanto crédito ($\ln_sdcred$) e esforço exportador ($d_expforc$) não apresentam significância individual. Essa configuração sugere que a atividade econômica regional está mais associada à expansão da demanda e à inserção externa da economia do que ao canal financeiro direto. Assim, os resultados indicam menor protagonismo das variáveis monetárias na propagação dos efeitos sobre a atividade econômica regional.

O comportamento das demais variáveis evidencia uma rede de interdependência bem definida, com significância conjunta ao nível de 1% em praticamente todos os blocos. O crédito ($\ln_sdcred$) responde principalmente à abertura econômica ($d_abertura$) e ao esforço exportador ($d_expforc$), ambos com significância ao nível de 1%, indicando sensibilidade às condições externas. O gasto público ($\ln_gastopc$) é influenciado por crédito, abertura econômica e esforço exportador, também com significância estatística relevante, enquanto a abertura econômica ($d_abertura$) depende do produto e do gasto público, ambos significativos ao nível de 1%. O esforço exportador ($d_expforc$) apresenta relação com produto, gasto e abertura econômica, reforçando a natureza conectada do sistema. A ordenação de Cholesky adotada, portanto, foi: gasto público, crédito, esforço exportador, abertura econômica e produto.

Já o Sudeste e Sul revelam duas estruturas regionais altamente integradas, porém organizadas de maneira distinta. No Sudeste, a variação do produto per capita (d_ln_pibpc) também é explicada conjuntamente pelo sistema ($ALL: \chi^2 = 51.29$; significância estatística ao nível de 1%), com destaque para gasto público ($\ln_gastopc$), abertura econômica ($abertura$) e esforço exportador ($expforc$), todos significativos ao nível de 1%. O crédito ($\ln_sdcred$), contudo, não apresenta significância individual, sugerindo que o crescimento regional responde mais à dinâmica fiscal e ao setor externo do que ao canal financeiro direto. Ainda assim, a significância conjunta do sistema indica que a atividade econômica regional permanece sensível às interações macroeconômicas captadas pelo modelo. Esse comportamento aproxima o Sudeste do padrão observado no Centro-Oeste, embora com maior intensidade das variáveis ligadas ao comércio exterior.

No Sul, a estrutura se mostra mais ampla e simultânea. A equação do produto (d_ln_pibpc) apresenta significância estatística para crédito ($\ln_sdcred$), gasto público ($d_ln_gastopc$), abertura econômica ($abertura$) e esforço exportador ($expforc$), todos ao nível de 1%, enquanto o teste em bloco alcança $\chi^2 = 259.97$, o maior entre todas as regiões analisadas. Diferentemente do Norte, onde a influência se concentrava no gasto público, e do Centro-Oeste, marcado pelo peso da abertura econômica, o Sul revela uma dinâmica em que múltiplos canais

operam conjuntamente. Entre as regiões analisadas, esse resultado sugere uma das maiores capacidades de propagação dos choques monetários sobre a atividade econômica. Isso indica uma economia regional mais diversificada, com maior circulação dos choques entre setor financeiro, atividade econômica e comércio exterior.

As relações internas do sistema reforçam essa distinção. No Sudeste, crédito ($\ln_sdcred$) responde principalmente à abertura econômica e ao esforço exportador, ambos significativos ao nível de 1%, evidenciando um sistema financeiro mais sensível ao ambiente econômico do que propriamente impulsionador da atividade. Já no Sul, a intensidade das conexões é mais elevada, com abertura econômica ($d_abertura$) e esforço exportador ($d_expforc$) apresentando relações significativas com praticamente todas as demais variáveis do sistema. As ordenações de Cholesky refletem essas diferenças. Para o Sudeste, adotou-se: abertura econômica, esforço exportador, crédito, produto e gasto público. Já para o Sul, a ordem definida foi: crédito, gasto público, esforço exportador, abertura econômica e produto.

4.5 RESULTADOS DAS ESTIMAÇÕES DO MODELO PVAR

Concluída a etapa do teste de Granger e a ordenação de Cholesky, esta seção apresenta e interpreta os coeficientes estimados pelo PVAR, organizados em dois blocos analíticos: primeiro, o modelo nacional, que fornece a referência estrutural e agregada de transmissão monetária; depois, os recortes regionais (Norte, Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste e Sul), cuja comparação permite identificar diferenças na forma como os choques de política monetária se propagam por economias subnacionais estruturalmente distintas. Em todos os casos, as inferências são condicionadas à especificação adotada e devem ser lidas como evidências de padrões dinâmicos compatíveis com os mecanismos teóricos de transmissão monetária, sem implicar causalidade estrutural definitiva.

4.5.1 Resultados do Modelo Nacional

A estimação do PVAR para o Brasil como um todo integra sete variáveis, como dito anteriormente: abertura econômica, esforço exportador, gasto público per capita, saldo das operações de crédito per capita, PIB per capita, taxa Selic e oferta monetária. A taxa Selic em primeira diferença capta variações na orientação da política monetária, enquanto as variáveis em logaritmo refletem relações de proporcionalidade em nível. Os coeficientes revelam, portanto, a intensidade e a persistência com que choques defasados continuam moldando a dinâmica contemporânea do sistema macroeconômico. Os resultados gerais, para a perspectiva Nacional estão presente na Tabela 9.

Tabela 9 – Estimação do modelo PVAR Nacional

Equação / Variável dependente	Variável explicativa	Nacional
abertura	abertura (t-1)	1.41399***
	expforc (t-1)	-1.244575***
	ln_gastopc (t-1)	-0.0010266
	ln_sdcred (t-1)	0.0184669*
	ln_pibpc (t-1)	0.0279752
	d_selic	0.551209***
	ln_m1	-0.1195834***
expforc	abertura (t-1)	0.6552929***
	expforc (t-1)	-0.5623299**
	ln_gastopc (t-1)	-0.0181411
	ln_sdcred (t-1)	0.0208703***
	ln_pibpc (t-1)	-0.0061969
	d_selic	0.2695483***
	ln_m1	-0.0945173***
ln_gastopc	abertura (t-1)	1.05062***
	expforc (t-1)	-0.3461252
	ln_gastopc (t-1)	0.1830675***
	ln_sdcred (t-1)	-0.1148619***
	ln_pibpc (t-1)	0.3775453***
	d_selic	-1.634855***
	ln_m1	0.650372***
ln_sdcred	abertura (t-1)	0.1073219
	expforc (t-1)	0.0591617
	ln_gastopc (t-1)	-0.023429
	ln_sdcred (t-1)	0.9368578***
	ln_pibpc (t-1)	-0.1891899***
	d_selic	-0.190148**
	ln_m1	0.2837706***
ln_pibpc	abertura (t-1)	0.2591777*
	expforc (t-1)	-0.6993202**
	ln_gastopc (t-1)	-0.2570692***
	ln_sdcred (t-1)	0.1164933***
	ln_pibpc (t-1)	0.4161621***
	d_selic	-0.7506322***
	ln_m1	0.2136898***

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

O canal externo, visto por meio da equação da abertura econômica, apresenta elevada persistência: o coeficiente de abertura (t-1) na própria equação é de (1.41; 1%)¹², indicando que

¹² Os coeficientes são reportados no formato (valor; significância estatística), onde o nível de significância indica que o p-valor associado ao teste *t* bilateral é inferior ao limiar reportado: 1%, 5% ou 10%. Sinais positivos e negativos indicam, respectivamente, relações diretas e inversas entre as variáveis. Coeficientes sem nível de significância reportado não atingem limiar convencional de 10%.

variações no grau de integração externa produzem efeitos bastante duradouros. O sinal negativo do esforço exportador defasado (-1.24; 1%) sobre a abertura econômica é consistente com um mecanismo de recomposição entre fluxos de exportação e a estrutura geral de comércio, possivelmente mediado por ajustes na absorção doméstica e em preços relativos ao longo do ciclo. A variação da Selic exerce efeito positivo sobre a abertura (0.55; 1%), resultado que, em uma economia emergente como a brasileira, parece refletir a influência dos movimentos de juros sobre o câmbio e os fluxos de capital, alterando indiretamente a composição do comércio exterior. Em sentido oposto, maior oferta monetária (-0.11; 1%) sugere que a expansão da liquidez favorece a absorção doméstica em detrimento da integração externa.

Na equação do esforço exportador, o coeficiente autorregressivo negativo (-0.56; 5%) indica que a variável não exhibe trajetória cumulativa, mas comportamento de reversão parcial compatível com ajustes de competitividade e capacidade produtiva. A abertura defasada (0.65; 1%) contribui positivamente para o esforço exportador, ao passo que a expansão do crédito (0.02; 1%), embora de magnitude modesta, sugere que o canal financeiro sustenta parcialmente a orientação externa da produção. Esse efeito é economicamente relevante porque estende a influência da política monetária para além dos mercados domésticos de consumo e investimento. A variação da Selic também aparece positivamente associada ao esforço exportador (0.26; 1%), provavelmente por via cambial, enquanto a liquidez monetária exerce efeito negativo (-0.09; 1%), reforçando a hipótese de que o afrouxamento monetário estimula relativamente mais o mercado interno.

A equação do gasto público expõe um dos resultados mais expressivos do modelo nacional. O coeficiente da Selic é de (-1.63; 1%), o mais intenso do sistema, indicando que episódios de aperto monetário comprimem significativamente o gasto público per capita. Esse comportamento é coerente com a estrutura fiscal brasileira: juros mais elevados ampliam o serviço da dívida, reduzem o espaço orçamentário e pressionam a trajetória das despesas primárias. A persistência fiscal positiva, embora moderada (0.18; 1%), contrasta com o ajuste mais imediato observado em algumas regiões e reflete a rigidez institucional dos gastos obrigatórios. A relação crédito-gasto (-0.11; 1%) pode indicar um mecanismo de substituição parcial: períodos de maior dinamismo financeiro privado reduzem a necessidade relativa de atuação estatal como sustentáculo da demanda.

O canal de crédito é um dos que possui maior inércia no sistema: o coeficiente autorregressivo de $\ln_sdcred$ é de (0.93; 1%), revelando que grande parte das condições financeiras vigentes em um trimestre se perpetua no seguinte. Esse resultado é consistente com a natureza contratual do crédito bancário pois, renegociações, amortizações e novas concessões

não se realinham instantaneamente. A Selic afeta negativamente o saldo de crédito (-0.19; 5%), confirmando o funcionamento do canal de crédito convencional, ainda que com magnitude relativamente contida no agregado nacional. A oferta monetária (0.28; 1%) sustenta a expansão financeira, e o PIB defasado (-0.18; 1%) sugere que crescimentos mais intensos tendem a ser seguidos por alguma acomodação do crédito, possivelmente associada a ciclos de desalavancagem.

A equação do PIB per capita sintetiza a articulação entre os canais do modelo. A persistência moderada do produto (0.41; 1%) é inferior à do crédito, o que indica maior sensibilidade da atividade às condições macroeconômicas correntes. A variação da Selic apresenta efeito negativo de (-0.75; 1%), configurando o resultado central do modelo: o aperto monetário reduz a atividade por meio do encarecimento do crédito, da compressão do investimento e do enfraquecimento da demanda agregada. O coeficiente positivo do crédito defasado (0.11; 1%) confirma a importância do canal financeiro como vetor de propagação dos choques monetários para a atividade real. O gasto público defasado (-0.25; 1%) exibe sinal negativo, consistente com a hipótese de atuação anticíclica: as expansões fiscais tendem a ocorrer em momentos de desaceleração, não como impulso autônomo de crescimento.

Em conjunto, os resultados do modelo nacional revelam uma estrutura dinâmica na qual a política monetária opera de forma relevante e gradual, especialmente por meio do canal de crédito, fornecendo a base comparativa para a análise regional que se segue. Conforme apresentado no Apêndice C, o modelo satisfaz plenamente a condição de estabilidade do PVAR: o autovalor máximo estimado é de 0,922, inferior à 1 (um), confirmando que o sistema é estacionário e que os choques monetários se dissipam em horizonte finito. Essa propriedade garante que as funções impulso-resposta estimadas a partir deste modelo reflitam trajetórias de convergência economicamente interpretáveis, conferindo respaldo formal às inferências dinâmicas apresentadas nas seções seguintes.

Lidos à luz do referencial teórico, vale destacar, esses coeficientes confirmam a centralidade que a literatura atribui ao canal de crédito na propagação dos impulsos monetários. A elevada inércia do saldo de crédito e seu papel de vetor entre a Selic e a atividade real correspondem ao mecanismo descrito por Bernanke e Gertler (1995), para quem o aperto monetário atua não só sobre a demanda por empréstimos, mas sobre a própria oferta de crédito, ao elevar o prêmio de financiamento externo em presença de fricções informacionais. O coeficiente negativo da Selic sobre o produto materializa o canal da taxa de juros formulado por Keynes (1936) e reafirmado por Friedman (1968), enquanto a persistência apenas moderada do produto, inferior à do crédito, dialoga com a resposta gradual e defasada que Christiano,

Eichenbaum e Evans (2005) documentaram como uma característica recorrente dos choques monetários. O sinal anticíclico do gasto público completa o quadro, compatível com a função estabilizadora que a tradição keynesiana reserva à atuação fiscal.

4.5.2 Resultados do Modelo da Região Norte

A dinâmica estimada para a Região Norte (Tabela 10) revela uma estrutura econômica significativamente distinta do padrão nacional: menor protagonismo do canal financeiro, maior dependência do gasto público e sensibilidade (negativa) intensificada aos choques monetários. Essa configuração é consistente com as características estruturais da região, como a baixa densidade bancária, elevada participação do setor público na demanda agregada, base produtiva concentrada e reduzida integração financeira com o restante do país.

Tabela 10 – Resultados da estimação do modelo PVAR (Norte)

Equação / Variável dependente	Variável explicativa defasada	Norte
ln_sdcred	ln_sdcred (t-1)	0.8811427***
	ln_gastopc (t-1)	0.0500621**
	ln_pibpc (t-1)	-0.1839577***
	abertura (t-1)	0.1838389
	expforc (t-1)	-0.0886261
	d_selic	-0.7840996***
	ln_m1	0.3676208***

ln_gastopc	ln_sdcred (t-1)	-0.183471***
	ln_gastopc (t-1)	0.1980958**
	ln_pibpc (t-1)	-0.2120822
	abertura (t-1)	0.3676192
	expforc (t-1)	0.1822518
	d_selic	-2.598082***
	ln_m1	1.240655***
ln_pibpc	ln_sdcred (t-1)	0.0206213
	ln_gastopc (t-1)	-0.222231***
	ln_pibpc (t-1)	0.6263924***
	abertura (t-1)	0.0140346
	expforc (t-1)	-0.4684792
	d_selic	-1.665316***
	ln_m1	0.2697926***
Abertura	ln_sdcred (t-1)	0.0055833
	ln_gastopc (t-1)	0.220005***
	ln_pibpc (t-1)	0.338387**
	abertura (t-1)	1.119569***
	expforc (t-1)	-0.7432651
	d_selic	-0.0401725
	ln_m1	-0.4377498***
expforc	ln_sdcred (t-1)	-0.0014992
	ln_gastopc (t-1)	0.1883511***
	ln_pibpc (t-1)	0.1541652
	abertura (t-1)	0.4100138**
	expforc (t-1)	0.0964879
	d_selic	0.0444133
	ln_m1	-0.2554687***

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

O crédito regional exibe persistência elevada (0.88; 1%), próxima à nacional, mas sua dinâmica apresenta particularidades relevantes. O gasto público defasado contribui positivamente para o saldo de crédito (0.05; 5%), sugerindo que parte da liquidez circulante na região depende da atuação fiscal do Estado via salários, transferências e investimentos públicos. A Selic afeta o crédito com intensidade muito superior à do modelo nacional: o coeficiente de (-0.78; 1%) supera em quase quatro vezes a estimativa agregada (-0.19), indicando que o sistema financeiro nortista possui menor capacidade de suavizar o impacto do aperto monetário sobre as condições de financiamento regional. A oferta monetária exerce efeito positivo expressivo (0.36; 1%), reforçando que a região depende intensamente das condições macroeconômicas de liquidez determinadas em âmbito nacional.

Na equação do gasto público, a Selic novamente apresenta o maior coeficiente negativo entre as equações do modelo (-2.59; 1%). O resultado sugere que episódios de aperto monetário

comprimem não apenas o crédito e o produto privado, mas também a capacidade de sustentação fiscal regional, possivelmente porque o aumento do serviço da dívida estadual e municipal restringe o espaço para despesas correntes e de capital. A oferta monetária (1.24; 1%) e a própria defasagem do gasto (0.19; 5%) indicam alguma persistência fiscal de curto prazo, mas insuficiente para isolar o gasto público das oscilações monetárias nacionais.

A equação do PIB per capita revela o resultado mais relevante para a hipótese central da pesquisa. O coeficiente da Selic sobre a atividade é de (-1.66; 1%), o mais fortemente negativo entre todos os modelos com comportamento monetário convencional, significativamente superior ao coeficiente nacional de -0.75. Esse resultado sugere que a economia nortista apresenta maior vulnerabilidade aos ciclos monetários restritivos: quando a política monetária se torna contracionista, os efeitos sobre a atividade regional parecem se manifestar com maior intensidade. A persistência do produto é elevada (0.62; 1%), indicando que os choques econômicos tendem a produzir efeitos relativamente duradouros, o que amplifica o custo acumulado do aperto monetário. O caráter anticíclico do gasto (-0.22; 1%) e o efeito positivo da liquidez monetária (0.26; 1%) reforçam a imagem de uma economia regional cujos ciclos dependem intensamente das condições macroeconômicas nacionais.

As equações de abertura econômica e esforço exportador evidenciam que o setor externo da região também é influenciado predominantemente pela dinâmica fiscal e pela liquidez monetária, em detrimento de uma integração mais autônoma ao comércio internacional. A persistência elevada da abertura econômica (1.11; 1%) é compatível com a relativa concentração das relações comerciais em segmentos específicos, sendo o contexto da Zona Franca de Manaus e o escoamento dos grãos produzidos no Centro-Oeste, que insere a economia regional em cadeias globalizadas. O gasto público defasado aparece positivamente associado tanto à abertura (0.22; 1%) quanto ao esforço exportador (0.18; 1%), evidenciando a função articuladora do setor público na dinâmica de integração externa da região.

Em conjunto, os resultados da Região Norte apontam para uma transmissão monetária mais direta e intensa em cenários de aperto, revelando uma estrutura econômica menos protegida diante dos ciclos restritivos da política monetária nacional. Essa leitura é sustentada pela condição de estabilidade do modelo: com autovalor máximo de 0,832 (Apêndice C), o sistema satisfaz o critério de convergência e as funções impulso-resposta analisadas na seção seguinte têm respaldo econométrico formal.

Esse padrão identificado é coerente com o que a literatura empírica brasileira vem encontrando. Bertanha e Haddad (2008) já haviam identificado o emprego dos estados do Norte e do Nordeste como o mais sensível às elevações de juros, e Braatz e Moraes (2016) chegaram à

conclusão semelhante quanto à intensidade dos choques da taxa básica nessas regiões. O que a presente estimação acrescenta é o mecanismo por trás dessa sensibilidade: a transmissão concentra-se nos canais fiscal e de crédito porque a baixa densidade bancária, que Bernanke e Gertler (1995) apontam como condição para o funcionamento do canal de empréstimos, reduz a capacidade do sistema financeiro regional de amortecer o choque. Onde o crédito é raso e o Estado sustenta a demanda, a economia absorve o aperto monetário com pouca mediação, o que se traduz na sensibilidade elevada e na recuperação lenta observadas no Norte.

4.5.3 Resultados do Modelo da Região Nordeste

Os resultados para o Nordeste revelam uma estrutura de transmissão monetária mais articulada do que a observada no Norte. Enquanto aquela região concentra os efeitos dos choques monetários predominantemente no canal fiscal e no produto, o Nordeste exibe uma dinâmica na qual crédito, abertura econômica, esforço exportador e atividade econômica interagem de maneira mais simultânea. Isso sugere maior integração entre os canais de propagação, embora a região permaneça fortemente sensível à política monetária nacional. Os coeficientes estimados constam da Tabela 11.

Tabela 11 – Resultados da estimação do modelo PVAR (Nordeste)

Equação / Variável dependente	Variável explicativa	Nordeste
ln_sdcred	ln_sdcred (t-1)	0.9116493***
	expforc (t-1)	-0.2030957*
	abertura (t-1)	0.1857548**
	ln_gastopc (t-1)	0.0001762
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.009468
	d_selic	-0.2241028**
	ln_m1	0.229726***
expforc	ln_sdcred (t-1)	0.0195359***
	expforc (t-1)	0.0959467
	abertura (t-1)	0.2077877***
	ln_gastopc (t-1)	-0.054545***

	d_ln_pibpc (t-1)	0.0352555*
	d_selic	-0.3988976***
	ln_m1	-0.0653927***
abertura	ln_sdcred (t-1)	0.0310639***
	expforc (t-1)	-0.3409136
	abertura (t-1)	0.8350154***
	ln_gastopc (t-1)	-0.0333798*
	d_ln_pibpc (t-1)	0.0563633*
	d_selic	-0.0606583
	ln_m1	-0.1073132***
ln_gastopc	ln_sdcred (t-1)	0.1574139***
	expforc (t-1)	4.707313***
	abertura (t-1)	-1.033809**
	ln_gastopc (t-1)	-0.1714444**
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.6957033***
	d_selic	-6.380092***
	ln_m1	0.7003244***
d_ln_pibpc	ln_sdcred (t-1)	0.0589623***
	expforc (t-1)	-1.494243***
	abertura (t-1)	0.5688465***
	ln_gastopc (t-1)	-0.3713107***
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.5852545***
	d_selic	-1.06245***
	ln_m1	0.0018949

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

A equação do crédito revela persistência elevada (0.91; 1%), comparável ao padrão nacional. A abertura econômica defasada exerce efeito positivo (0.18; 5%), sugerindo que a integração externa amplia a circulação financeira regional, possivelmente por meio de atividades produtivas ligadas ao comércio exterior. Já o esforço exportador defasado apresenta sinal negativo (-0.20; 10%), consistente com movimentos de recomposição da demanda por crédito após ciclos mais intensos de exportação. O coeficiente da Selic sobre o crédito é de (-0.22; 5%), magnitude inferior ao Norte (-0.78) e, em menor grau, ao modelo nacional. Essa comparação indica que o sistema financeiro nordestino possui maior capacidade relativa de absorção dos choques monetários, o que diferencia estruturalmente as duas regiões menos desenvolvidas do país.

A equação do esforço exportador apresenta interação relevante entre os canais financeiro e externo: o crédito defasado (0.01; 1%) contribui positivamente para a capacidade exportadora, e a abertura (0.20; 1%) reforça esse efeito. Essa articulação entre finanças e setor externo é mais evidente no Nordeste do que no Norte, onde o canal financeiro aparece mais dissociado da dinâmica exportadora. O gasto público (-0.05; 1%) exerce efeito negativo sobre o

esforço exportador, sugerindo que a expansão fiscal tende a favorecer relativamente mais a demanda doméstica. A Selic (-0.39; 1%) e a oferta monetária (-0.06; 1%) reforçam essa interpretação: condições monetárias mais restritivas reduzem o esforço exportador, enquanto maior liquidez estimula a absorção interna.

Na equação do gasto público, destaca-se o coeficiente do esforço exportador (4.70; 1%), que indica forte associação entre desempenho exportador e expansão fiscal regional, compatível com a hipótese de que parte importante da arrecadação e da dinâmica orçamentária do Nordeste está conectada à atividade do setor externo. A própria defasagem do gasto apresenta sinal negativo (-0.17; 5%), indicando menor persistência fiscal autônoma quando comparada ao Norte. O coeficiente da Selic (-6.38; 1%) é o mais elevado entre todas as equações de gasto público dos modelos regionais, evidenciando elevada sensibilidade fiscal do Nordeste às condições monetárias nacionais. Em termos econômicos, o aperto monetário parece reduzir fortemente a capacidade de sustentação das despesas públicas regionais, possivelmente por seu efeito sobre transferências federais, financiamento de investimentos e custo da dívida estadual e municipal.

A equação do PIB per capita, estimada em primeira diferença, revela que o crédito (0.05; 1%) e a abertura (0.56; 1%) contribuem positivamente para o crescimento regional, enquanto o esforço exportador (-1.49; 1%) aparece negativamente associado, indicando que o crescimento regional não depende exclusivamente da expansão exportadora, mas também da capacidade de absorção interna. O gasto público anticíclico (-0.37; 1%) e a correção autorregressiva do produto (-0.58; 1%) apontam para uma dinâmica de acomodação cíclica. A Selic exerce efeito contracionista relevante (-1.06; 1%), mas com magnitude inferior ao Norte, o que é consistente com a estrutura de transmissão mais distribuída entre canais. Em conjunto, o modelo nordestino sugere uma economia regional com maior rede de propagação dos choques monetários, mais articulada entre finanças, setor externo e política fiscal, embora ainda fortemente dependente das condições macroeconômicas nacionais.

No que tange à condição de estabilidade do modelo, conclui-se que é igualmente satisfeita, conforme indicado no Apêndice C: o autovalor máximo estimado é de 0,925, confirmando que o sistema é estacionário e que os choques introduzidos nas variáveis convergem progressivamente ao longo do tempo. Esse resultado dialoga com a estrutura de transmissão mais distribuída identificada ao longo desta seção, uma vez que um sistema com múltiplos canais ativos tende a apresentar maior capacidade de absorção dinâmica, o que se reflete na convergência formal do processo estimado.

O comportamento do Nordeste aqui exposto acrescenta uma nuance importante na literatura. Estudos como o de Bertanha e Haddad (2008) costumam tratar Norte e Nordeste como um bloco homogêneo de alta vulnerabilidade monetária, mas os resultados aqui obtidos revelam que essa agregação esconde uma diferença estrutural relevante: enquanto o Norte concentra a transmissão em poucos canais, o Nordeste distribui os impactos por uma rede mais ampla, com menor sensibilidade do crédito à Selic e maior articulação entre finanças, setor externo e política fiscal. A maior capacidade de absorção financeira do Nordeste sugere que vulnerabilidade regional e profundidade do canal de crédito não caminham necessariamente juntas, distinção que a análise em painel permite captar com nitidez.

4.5.4 Resultados do Modelo da Região Centro-Oeste

O Centro-Oeste apresenta uma estrutura de transmissão monetária claramente distinta das regiões anteriores. A dinâmica regional parece organizar-se em torno da forte interação entre abertura econômica, esforço exportador e variações do produto, o que é coerente com uma base produtiva intensamente voltada às cadeias agroexportadoras. Os sinais atípicos da Selic sobre crédito, gasto público e produto apontam para uma região na qual a política monetária se mistura a ciclos externos e produtivos de maneira peculiar. Os coeficientes do modelo constam da Tabela 12.

Tabela 12 – Resultados da estimação do modelo PVAR (Centro-Oeste)

Equação / Variável dependente	Variável explicativa	Centro-Oeste
ln_gastopc	ln_gastopc (t-1)	-0.4740744**
	ln_sdcred (t-1)	0.1611789***
	d_expforc (t-1)	6.884416***
	d_abertura (t-1)	-6.157023***
	d_ln_pibpc (t-1)	0.2073332
	d_selic	2.400225**
	ln_m1	0.6041276***
ln_sdcred	ln_gastopc (t-1)	-0.0810451
	ln_sdcred (t-1)	0.9663109***
	d_expforc (t-1)	-2.614444***
	d_abertura (t-1)	2.701264***
	d_ln_pibpc (t-1)	0.0006592
	d_selic	1.383696***

	ln_m1	0.0786944**
d_expforc	ln_gastopc (t-1)	0.1728531***
	ln_sdcred (t-1)	0.0004177
	d_expforc (t-1)	-1.593777**
	d_abertura (t-1)	1.967419***
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.2562059***
	d_selic	-0.5697453**
	ln_m1	-0.1437948***
d_abertura	ln_gastopc (t-1)	0.1510026***
	ln_sdcred (t-1)	-0.0007909
	d_expforc (t-1)	-0.6424468
	d_abertura (t-1)	1.288244**
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.2979072***
	d_selic	-0.5852462**
	ln_m1	-0.133758***
d_ln_pibpc	ln_gastopc (t-1)	-0.4761945***
	ln_sdcred (t-1)	0.0370313
	d_expforc (t-1)	0.9100517
	d_abertura (t-1)	2.949967***
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.4801221***
	d_selic	0.7831872*
	ln_m1	0.212424***

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

A equação do gasto público revela dinâmica ajustável, não persistente: o coeficiente autorregressivo é negativo (-0.47; 5%), indicando reversão intertemporal dos gastos. As variáveis externas assumem papel central: o esforço exportador (6.88; 1%) exerce efeito positivo expressivo, ao passo que a abertura econômica ampla (-6.15; 1%) aparece negativamente associada ao gasto público. O contraste pode refletir a distinção entre dinamismo exportador (que amplia a base econômica e a arrecadação regional) e abertura geral, que pode envolver recomposição importadora e menor estímulo fiscal líquido. O coeficiente positivo da Selic (2.40; 5%) difere do padrão contracionista das demais regiões e pode indicar uma resposta fiscal de natureza compensatória à restrição financeira imposta pelo aperto monetário.

O crédito apresenta a maior persistência observada entre todos os modelos regionais (0.96; 1%), compatível com os ciclos produtivos de longa maturação do agronegócio — financiamento de custeio, investimento em máquinas e expansão de área cultivada. A abertura econômica (2.70; 1%) estimula o crédito, enquanto o esforço exportador (-2.61; 1%) exerce efeito negativo, sugerindo que variações intensas da orientação exportadora podem refletir ajustes setoriais que reduzem a demanda contemporânea por financiamento. O coeficiente positivo da Selic sobre o crédito (1.38; 1%) contrasta com o canal tradicional de transmissão monetária; uma interpretação possível é que a demanda por crédito produtivo na região

permanece elevada mesmo em ambiente de juros mais altos, dada a necessidade de financiamento contínuo das cadeias agroindustriais.

As equações das variáveis externas evidenciam comportamento de reversão cíclica. O esforço exportador exibe coeficiente autorregressivo negativo (-1.59; 5%), indicando acomodação após períodos de expansão, enquanto a abertura apresenta persistência positiva (1.28; 5%), sugerindo que variações na integração externa tendem a se prolongar ao longo do tempo. A forte associação positiva entre abertura e esforço exportador (1.96; 1%) sugere que a integração comercial mais ampla é condição para o desempenho exportador, e não apenas seu reflexo. A Selic reduz o esforço exportador (-0.56; 5%) e a abertura (-0.58; 5%), efeito coerente com a hipótese de que o aperto monetário comprime a integração externa por meio da redução da atividade, do financiamento e da circulação econômica.

A equação do PIB per capita revela dinâmica cíclica marcante: a defasagem do produto é negativa (-0.48; 1%), indicando correção após expansões. A abertura econômica (2.94; 1%) é o principal vetor de crescimento regional, resultado que distingue o Centro-Oeste do Norte, onde o canal fiscal predomina, e do Nordeste, onde a transmissão é mais distribuída. O gasto público (-0.47; 1%) exibe novamente sinal anticíclico. O coeficiente positivo da Selic sobre o produto (0.78; 10%) deve ser interpretado com cautela: ele pode estar capturando uma correlação entre períodos de elevação de juros e ciclos de alta demanda internacional por commodities, nos quais a atividade regional se expande simultaneamente. A oferta monetária (0.21; 1%) sustenta a atividade, confirmando a dependência da região às condições gerais de liquidez da economia nacional.

Uma ressalva metodológica relevante diz respeito à estabilidade do modelo. O autovalor máximo estimado para o Centro-Oeste é de -1,338, com módulo superior à unidade, classificando formalmente o sistema como instável, resultado que pode ser consultado no Apêndice C. Essa característica é consistente com a natureza da estrutura produtiva regional: os ciclos agroexportadores introduzem variabilidade sazonal que dificulta a estabilização do sistema em frequência trimestral, e os coeficientes atípicos da Selic identificados ao longo desta seção reforçam essa leitura. As funções impulso-resposta são apresentadas na seção seguinte, mas devem ser interpretadas com cautela, como evidências empíricas compatíveis com os mecanismos de transmissão descritos, e não como trajetórias de convergência a um equilíbrio estacionário garantido.

Os sinais atípicos da Selic no Centro-Oeste não devem ser lidos como anomalia, mas como manifestação regional do princípio que organiza a literatura de efeitos assimétricos. Carlini e DeFina (1998) já demonstravam que a resposta de cada economia à política monetária

depende de sua composição setorial, e uma base ancorada nas cadeias agroexportadoras obedece a uma lógica distinta das economias urbano-industriais. O canal cambial de Mundell (1963) e Fleming (1962) oferece a chave teórica para a sensibilidade da região às condições externas, mas, como a taxa de câmbio não integra o sistema estimado, a coexistência entre aperto monetário e expansão setorial deve ser lida como reflexo de um ciclo comum de commodities e demanda externa, e não como efeito causal dos juros.

4.5.5 Resultados do Modelo da Região Sudeste

O Sudeste apresenta a estrutura de transmissão monetária mais complexa entre os modelos estimados, compatível com a maior densidade econômica, financeira e industrial da região. Os choques monetários não percorrem um canal dominante, mas se distribuem entre crédito, liquidez, integração externa e atividade agregada, sem que a Selic apareça diretamente significativa sobre o produto. Esse padrão sugere que a região possui mecanismos de amortecimento mais sofisticados, o que diferencia estruturalmente sua resposta à política monetária em relação às demais regiões. Os coeficientes do modelo são apresentados na Tabela 13.

Tabela 13 – Resultados da estimação do modelo PVAR (Sudeste)

Equação / Variável dependente	Variável explicativa	Sudeste
abertura	abertura (t-1)	2.136917***
	expforc (t-1)	-2.227029***
	ln_sdcred (t-1)	0.016996
	d_ln_pibpc (t-1)	0.0826856
	ln_gastopc (t-1)	-0.0700979
	d_selic	-0.9058048***
	ln_m1	-0.0254346
expforc	abertura (t-1)	1.050254***
	expforc (t-1)	-1.001987**
	ln_sdcred (t-1)	0.0157048
	d_ln_pibpc (t-1)	0.0573569
	ln_gastopc (t-1)	-0.07676**
	d_selic	-0.8019649***
	ln_m1	-0.0100254
ln_sdcred	abertura (t-1)	1.760276***

	expforc (t-1)	-3.000453***
	ln_sdcred (t-1)	0.8806505***
	d_ln_pibpc (t-1)	0.1384214**
	ln_gastopc (t-1)	-0.0720859
	d_selic	-1.158643***
	ln_m1	0.2984003***
d_ln_pibpc	abertura (t-1)	4.021163***
	expforc (t-1)	-6.399544***
	ln_sdcred (t-1)	-0.0266885
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.38869***
	ln_gastopc (t-1)	-0.5203199***
	d_selic	-0.1219923
ln_gastopc	ln_m1	0.3165745***
	abertura (t-1)	5.392402***
	expforc (t-1)	-7.821186***
	ln_sdcred (t-1)	-0.0655842*
	d_ln_pibpc (t-1)	0.0671637
	ln_gastopc (t-1)	0.0460138
	d_selic	-0.1049456
	ln_m1	0.7699827***

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

A abertura econômica exibe a maior persistência observada entre as equações externas dos modelos regionais (2.13; 1%), indicando que o Sudeste mantém vínculos comerciais estruturalmente consolidados. O esforço exportador defasado (-2.22; 1%) aparece negativamente associado à abertura corrente, consistente com dinâmicas de recomposição entre exportações, importações de insumos e ajustes da demanda interna. A Selic reduz a abertura econômica (-0.90; 1%), comportamento que aproxima o Sudeste do Centro-Oeste e contrasta com o modelo nacional. Em uma economia industrialmente diversificada, o aperto monetário pode reduzir importações de bens intermediários e capital, comprimindo a integração produtiva com o exterior antes mesmo de atingir o produto diretamente.

A equação do crédito revela a intensidade particular da transmissão monetária nessa região. O coeficiente da Selic sobre o saldo de crédito é de (-1.15; 1%), superior ao observado no Norte (-0.78) e no modelo nacional (-0.19), evidenciando que o canal de crédito é especialmente ativo e sensível no Sudeste. A abertura econômica (1.76; 1%) estimula o crédito, ao passo que o esforço exportador (-3.00; 1%) exerce efeito contrário, reforçando a distinção analítica entre integração comercial ampla, associada ao financiamento de cadeias produtivas, e concentração exportadora, que pode refletir recomposição setorial.

Na equação do PIB per capita, a abertura econômica (4.02; 1%) e o esforço exportador (-6.39; 1%) exibem a mesma combinação de efeitos opostos observada no crédito. A interpretação econômica é relevante: em uma economia industrial diversificada, abertura pode significar acesso a insumos, tecnologia e bens de capital que elevam a produtividade, enquanto a concentração do esforço exportador pode refletir recomposição setorial ou deslocamento de oferta. O gasto público (-0.52; 1%) mantém caráter anticíclico, e a defasagem do produto (-0.38; 1%) aponta para movimentos de correção do crescimento. A Selic não apresenta significância estatística direta sobre o produto, resultado que não implica ausência de transmissão monetária, mas uma forma mais sofisticada de propagação: a política monetária comprime crédito, abertura econômica e esforço exportador, todos negativamente afetados, para somente então produzir efeitos mais difusos sobre a atividade. A oferta monetária (0.31; 1%) sustenta a atividade agregada por via da liquidez.

Na equação do gasto público, a abertura (5.39; 1%) e o esforço exportador (-7.82; 1%) reproduzem, com maior intensidade, o mesmo padrão observado no produto. A expansão financeira prévia (-0.06; 10%) está associada à redução do gasto público, compatível com a hipótese de substituição parcial entre dinamismo privado e necessidade de atuação fiscal. A oferta monetária (0.76; 1%) amplia o espaço de sustentação fiscal.

Em síntese, o Sudeste apresenta uma transmissão monetária que opera por camadas intermediárias densas, afetando primeiro o crédito e a integração externa para somente então repercutir de forma mais difusa sobre a atividade, contrastando com o mecanismo mais direto e concentrado identificado no Norte. O modelo satisfaz a condição de estabilidade, com autovalor máximo de 0,984, e a proximidade com o limiar unitário reflete a alta persistência sistêmica identificada ao longo desta seção, especialmente a elevada inércia do crédito (0.88; 1%).

A transmissão difusa identificada no Sudeste é o que a literatura faria prever para a economia regional mais diversificada e financeiramente profunda do país. Caçador, Monte e Moreira (2014) já haviam observado que economias dotadas de maior diversificação produtiva absorvem os choques monetários com menor intensidade do que as mais concentradas, e a ausência de significância direta da Selic sobre o produto regional dialoga com Almeida Jr., Lima e De Paula (2020), que encontraram respostas pouco robustas do nível de atividade estadual a choques monetários justamente nas economias de maior porte. O resultado não indica imunidade à política monetária, e sim a operação de camadas intermediárias densas que primeiro absorvem o impacto sobre o crédito e a integração externa para só então repercuti-lo, de forma atenuada, sobre a atividade.

4.5.6 Resultados do Modelo da Região Sul

O Sul combina forte integração externa, persistência positiva da atividade e respostas monetárias atípicas, configurando a estrutura regional mais singular do conjunto. Diferentemente do Sudeste, onde a Selic não apareceu significativa diretamente sobre o produto, no Sul o coeficiente monetário é positivo e altamente significativo, resultado que exige leitura cautelosa e interpretação contextualizada. Os coeficientes estimados para o modelo da região Sul são apresentados na Tabela 14.

Tabela 14 – Resultados da estimação do modelo PVAR (Sul)

Equação / Variável dependente	Variável explicativa	Sul
ln_sdcred	ln_sdcred (t-1)	0.8334204***
	d_ln_gastopc (t-1)	-0.0162931
	expforc (t-1)	-0.609648***
	abertura (t-1)	0.6811025***
	d_ln_pibpc (t-1)	-0.0914827
	d_selic	1.277728***
	ln_m1	0.369515***
d_ln_gastopc	ln_sdcred (t-1)	-0.1501573***
	d_ln_gastopc (t-1)	-0.2245786*
	expforc (t-1)	3.86894***
	abertura (t-1)	-0.9580512
	d_ln_pibpc (t-1)	-1.078334***
	d_selic	-9.360745***
	ln_m1	0.937366***
expforc	ln_sdcred (t-1)	0.0814847***
	d_ln_gastopc (t-1)	-0.3539543***
	expforc (t-1)	-0.1014211

	abertura (t-1)	-0.1728149
	d_ln_pibpc (t-1)	0.5297667***
	d_selic	1.057764***
	ln_m1	-0.4251064***
abertura	ln_sdcred (t-1)	0.0871658***
	d_ln_gastopc (t-1)	-0.4262993***
	expforc (t-1)	-1.561535***
	abertura (t-1)	1.107103***
	d_ln_pibpc (t-1)	0.6534288***
	d_selic	1.488716***
	ln_m1	-0.4617401***
d_ln_pibpc	ln_sdcred (t-1)	-0.0805177***
	d_ln_gastopc (t-1)	-0.5671169***
	expforc (t-1)	-1.13423***
	abertura (t-1)	0.7396869***
	d_ln_pibpc (t-1)	0.3550589***
	d_selic	2.524645***
	ln_m1	0.0853024

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

O crédito apresenta persistência elevada (0.83; 1%), ligeiramente inferior ao Centro-Oeste. A abertura econômica (0.68; 1%) sustenta o crédito regional, enquanto o esforço exportador (-0.60; 1%) aparece negativamente associado, reproduzindo a recomposição observada em outros modelos. O coeficiente positivo da Selic sobre o crédito (1.27; 1%) distancia-se do canal contracionista tradicional; uma interpretação plausível é que, no Sul, o crédito permanece associado a setores produtivos resilientes e diversificados (cadeias agroindustriais, manufatura exportadora), cuja demanda por financiamento não se retrai imediatamente diante de elevações de juros.

A equação do gasto público registra um dos efeitos mais intensos de todo o conjunto regional: o coeficiente da Selic é de (-9.36; 1%), o maior valor negativo encontrado. O resultado indica que elevações da taxa básica estão fortemente associadas à retração do gasto público per capita, compatível com a hipótese de que o aperto monetário comprime o espaço fiscal por meio do aumento do custo de financiamento e da redução da receita de transferências. O esforço exportador (3.86; 1%) contribui positivamente para a expansão fiscal, em padrão que aproxima o Sul do Nordeste, mas em estrutura produtiva mais diversificada. O caráter anticíclico do gasto é reforçado pelo coeficiente negativo do PIB defasado (-1.07; 1%).

Nas equações externas, o crédito sustenta o esforço exportador (0.08; 1%), diferenciando o Sul de regiões onde o canal financeiro aparece mais desconectado do setor externo. O crescimento regional anterior (0.52; 1%) também favorece a orientação exportadora,

sugerindo que expansões econômicas fortalecem a capacidade produtiva exportável. O coeficiente positivo da Selic sobre o esforço exportador (1.05; 1%) é atípico e pode estar captando a associação entre ciclos de elevação de juros e períodos de alta demanda externa e de preços de commodities, condições que favorecem os setores industriais e agroexportadores da região à margem do nível dos juros internos. A oferta monetária (-0.42; 1%) reforça o deslocamento para o mercado interno em ambientes de maior liquidez.

A equação do PIB per capita revela duas diferenças estruturais relevantes em relação às demais regiões. Primeira, a defasagem do produto é positiva (0.35; 1%), indicando continuidade dinâmica do crescimento regional — contrariamente ao sinal negativo observado no Nordeste, Centro-Oeste e Sudeste. Segunda, o coeficiente da Selic é de (2.52; 1%), positivo e o maior em magnitude absoluta entre os modelos regionais. Esse resultado não deve ser interpretado como evidência de que o aperto monetário estimula a atividade, mas como reflexo de uma composição produtiva mais resistente ao ciclo de juros — setores exportadores e agroindustriais que mantêm dinamismo em ambientes de elevação da Selic, parcialmente sustentados pela demanda externa. A abertura econômica (0.73; 1%) e o gasto público anticíclico (-0.56; 1%) completam a estrutura de determinação do produto regional.

Por fim, cabe registrar uma ressalva econométrica importante. Conforme indicado no Apêndice C, o autovalor máximo estimado para o modelo do Sul é de 1,371, com módulo superior à um (1), classificando formalmente o sistema como instável. Esse resultado não é dissociado dos padrões identificados nesta seção: os coeficientes atípicos da Selic sobre crédito e produto, combinados à intensa interação entre os canais financeiro e externo, sugerem que a estrutura produtiva regional, com seus ciclos industriais e manufatureiros, não se estabiliza plenamente dentro do horizonte amostral trimestral.

O resultado contraintuitivo do Sul ganha inteligibilidade quando interpretado pela composição produtiva regional e pelo canal externo. O coeficiente positivo da Selic sobre o produto não constitui evidência de que o aperto monetário estimule a atividade, mas reflexo de uma estrutura ancorada em setores exportadores e agroindustriais cuja dinâmica acompanha os ciclos de demanda externa e de preços de commodities, assim como no Centro-Oeste. O canal cambial de Mundell (1963) e Fleming (1962) é a referência teórica para esse vínculo com o exterior, embora a ausência da taxa de câmbio no sistema recomende ler o coeficiente como correlação com um ciclo externo comum. Tal como Carlini e DeFina (1998) observaram para economias intensivas em capital e voltadas ao comércio, a resposta regional pode afastar-se do padrão convencional, de modo que a inversão de sinal frente ao canal de juros não invalida o

mecanismo teórico, apenas indica que ele é parcialmente encoberto por forças externas, o que justifica a leitura cautelosa já sinalizada.

4.5.7 Assimetrias Regionais da Política Monetária Brasileira: Um Panorama Comparativo

A comparação sistemática dos resultados regionais permite avançar da análise individual para uma interpretação estrutural das assimetrias na transmissão da política monetária no Brasil. O ponto central não é apenas verificar se a Selic afeta atividade e crédito em cada região, mas compreender como a intensidade e a persistência desses efeitos se reorganizam conforme a estrutura econômica de cada território nos mecanismos de transmissão de modo geral. Os coeficientes-chave para essa comparação são sintetizados nas Tabelas 15 e 16.

Duas cautelas de leitura organizam a comparação que segue. A primeira é que o PIB per capita entra em nível nos modelos Nacional e Norte e em primeira diferença nos demais, de modo que o coeficiente da Selic confronta, a rigor, a semielasticidade de um nível com a de uma taxa de variação; a comparação entre regiões deve, por isso, privilegiar o sinal, a significância e o padrão relativo dos efeitos, e não a magnitude numérica bruta. A segunda diz respeito às magnitudes elevadas observadas em algumas equações de gasto público, como no Nordeste e no Sul: por se tratar de semielasticidades em relação a uma variação de um ponto percentual da Selic, e dada a forte volatilidade do gasto regional em termos logarítmicos, esses valores devem ser lidos de forma comparativa, e não como respostas proporcionais literais.

Tabela 15 – Sensibilidade Regional do PIB per capita aos Canais Monetários e Financeiros

Variável dependente (Explicada): PIB per capita						
Variável explicativa	Nacional	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Saldos de Crédito per capita	0.1164933***	0.0206213	0.0589623***	0.0370313	-0.0266885	-0.0805177***
PIB per capita	0.4161621***	0.6263924***	-0.5852545***	-0.4801221***	-0.38869***	0.3550589***
Gasto público per capita	-0.2570692***	-0.222231***	-0.3713107***	-0.4761945***	-0.5203199***	-0.5671169***
Abertura econômica	0.2591777*	0.0140346	0.5688465***	2.949967***	4.021163***	0.7396869***
Esforço Exportador	-0.6993202**	-0.4684792	-1.494243***	0.9100517	-6.399544***	-1.13423***
Taxa Selic	-0.7506322***	-1.665316***	-1.06245***	0.7831872*	-0.1219923	2.524645***
Oferta monetária (M1)	0.2136898***	0.2697926***	0.0018949	0.212424***	0.3165745***	0.0853024

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota 1: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

Nota 2: Os nomes das variáveis foram padronizados para facilitar a comparação entre os modelos nacional e regionais. Contudo, conforme a especificação econométrica de cada painel, algumas variáveis foram estimadas em nível e outras em primeira diferença. Assim, os coeficientes devem ser interpretados respeitando a transformação aplicada em cada modelo.

Tabela 16 – Sensibilidade Regional do Crédito às Condições Monetárias

Variável dependente (Explicada): Saldos de Crédito						
Variável explicativa	Nacional	Norte	Nordeste	Centro-Oeste	Sudeste	Sul
Saldos de Crédito per capita	0.9368578***	0.8811427***	0.9116493***	0.9663109***	0.8806505***	0.8334204***
PIB per capita	-0.1891899***	-0.1839577***	-0.009468	0.0006592	0.1384214**	-0.0914827
Gasto público per capita	-0.023429	0.0500621**	0.0001762	-0.0810451	-0.0720859	-0.0126931
Abertura econômica	0.1073219	0.1838389	0.1857548**	2.701264***	1.760276***	0.6811025***
Esforço Exportador	0.0591617	-0.0886261	-0.2030957*	-2.614444***	-3.000453***	-0.609648***
Taxa Selic	-0.190148**	-0.7840996***	-0.2241028**	1.383696***	-1.158643***	1.277728***
Oferta monetária (M1)	0.2837706***	0.3676208***	0.229726***	0.0786944**	0.2984003***	0.369515***

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota1: *, **, *** representam 10%, 5% e 1% de significância estatística, respectivamente.

Nota 2: Os nomes das variáveis foram padronizados para facilitar a comparação entre os modelos nacional e regionais. Contudo, conforme a especificação econométrica de cada painel, algumas variáveis foram estimadas em nível e outras em primeira diferença. Assim, os coeficientes devem ser interpretados respeitando a transformação aplicada em cada modelo.

A primeira dimensão da heterogeneidade diz respeito ao impacto direto da Selic sobre o produto. O coeficiente nacional (-0.75; 1%) representa uma média que encobre variações substanciais. O Norte apresenta o maior coeficiente negativo convencional (-1.66; 1%), enquanto o Nordeste exibe magnitude inferior (-1.06; 1%) e o Sudeste não apresenta significância estatística direta sobre o produto. Centro-Oeste e Sul exibem coeficientes positivos, atribuíveis a composições produtivas específicas e correlações com ciclos externos, conforme mencionado anteriormente. Essa dispersão indica que o mesmo movimento da taxa básica de juros produz efeitos sobre a atividade econômica que diferem não apenas em magnitude, mas em natureza, conforme a estrutura de cada região.

A equação do crédito aprofunda essa interpretação. O Norte apresenta sensibilidade da Selic sobre o crédito de (-0.78; 1%), enquanto o Sudeste exibe (-1.15; 1%) — os maiores coeficientes negativos entre os modelos regionais. A diferença entre esses dois resultados é analiticamente relevante: no Sudeste, o impacto sobre o crédito é mais intenso, mas a transmissão ao produto é diluída por uma estrutura econômica mais diversificada e por mecanismos de amortecimento mais robustos. No Norte, o impacto sobre o crédito é menor em magnitude, mas a tradução para o produto é mais direta e persistente, revelando que a vulnerabilidade regional decorre menos da profundidade do canal financeiro e mais da fragilidade dos mecanismos de absorção e recomposição dos choques.

A persistência do produto complementa essa análise. O coeficiente autorregressivo do PIB per capita no Norte (0.62; 1%) é o mais elevado entre os modelos com comportamento convencional, indicando que choques negativos (inclusive os induzidos pela política monetária restritiva) tendem a produzir efeitos mais prolongados na região. Nas demais regiões com coeficientes negativos (Nordeste, Centro-Oeste, Sudeste), os movimentos de correção sugerem maior reversão média dos desvios cíclicos. Isso implica que o custo acumulado de uma política monetária restritiva é estruturalmente mais elevado no Norte, pois a desaceleração induzida não se dissipa tão rapidamente quanto nas economias regionais mais pluralizadas e sofisticadas.

A oferta monetária ($\ln_m1$) reforça esse diagnóstico. O coeficiente positivo e expressivo da liquidez sobre o produto no Norte (0.26; 1%) e sobre o crédito (0.36; 1%) é superior ao observado na maioria das demais regiões, indicando que a economia nortista é mais reativa às condições monetárias agregadas. Essa dependência elevada da liquidez nacional pode ser interpretada como evidência de menor autonomia financeira regional: na ausência de canais alternativos de financiamento e de maior densidade bancária, o

Norte responde mais intensamente tanto às contrações quanto às expansões das condições monetárias determinadas pelo Banco Central.

Uma forma de sintetizar as assimetrias identificadas é reconhecer que a transmissão monetária assume perfis estruturais distintos entre as regiões. No Norte, o mecanismo é direto, concentrado e persistente: a Selic comprime crédito e produto com intensidade superior à média nacional, e os efeitos demoram a se dissipar. No Nordeste, a transmissão percorre uma rede mais ampla através do crédito, setor externo e política fiscal, o que distribui os impactos e reduz ligeiramente a vulnerabilidade em relação ao Norte. No Centro-Oeste e no Sul, a política monetária se mistura aos ciclos das cadeias agroexportadoras, produzindo efeitos que desafiam o padrão convencional e sugerem que o ambiente de juros interage com dinâmicas produtivas e externas específicas. No Sudeste, a transmissão é mais sofisticada: a Selic afeta com intensidade o crédito e a integração externa, mas os efeitos sobre o produto chegam de forma mais difusa, mediados por uma estrutura econômica mais diversificada e por maior capacidade de recomposição financeira.

Esses resultados são consistentes com a hipótese central da dissertação: a política monetária brasileira, embora formulada de maneira uniforme pelo Banco Central, não atravessa o território nacional como uma força homogênea. Ela encontra, em cada região, uma arquitetura econômica específica, com diferentes graus de profundidade financeira, diversificação produtiva, dependência fiscal e integração externa, que determina como, com que intensidade e por quanto tempo os choques monetários se convertem em efeitos sobre crédito, atividade e bem-estar regional. A Região Norte ocupa, nessa arquitetura, a posição de maior vulnerabilidade relativa: menos protegida estruturalmente, ela absorve o aperto monetário com maior profundidade e, aparentemente, com menor velocidade de recuperação.

Confrontado com a literatura internacional, o gradiente regional aqui estimado reproduz, no território brasileiro, o padrão que se tornou consensual na pesquisa sobre assimetrias monetárias. Carlino e DeFina (1998) identificaram, como já mencionado antes, nos Estados Unidos, um núcleo de regiões próximas à média nacional e uma periferia de sensibilidade distinta, atribuindo a diferença à composição setorial; Arnold (2001) documentou heterogeneidade análoga entre as economias europeias sob uma política monetária comum; e Tsang (2024), ao examinar as províncias chinesas, apontou o canal de crédito como principal determinante das assimetrias. O caso brasileiro acrescenta a esse conjunto a evidência de que economias com sistemas financeiros densos e produção

diversificada, como Sudeste e Sul, absorvem os choques com maior capacidade de recomposição, ao passo que as economias periféricas, de menor profundidade financeira, exibem vulnerabilidade superior, exatamente a regularidade que Mishkin (1996) faz derivar das condições estruturais de cada ambiente.

No plano nacional, os resultados dialogam de perto com a tradição empírica brasileira e a estendem. A assimetria documentada confirma a constatação inaugural de Teles e Miranda (2006) sobre a fragilidade da hipótese de uma área monetária ótima no país, bem como a maior vulnerabilidade de Norte e Nordeste apontada por Bertanha e Haddad (2008) e Braatz e Moraes (2016). A contribuição desta pesquisa reside em três frentes: o tratamento dinâmico e conjunto das relações por meio de um PVAR estimado via *System-GMM*, que responde à lacuna deixada por uma literatura ainda assentada em modelos VAR, SVAR e FAVAR; a distinção entre Norte e Nordeste, usualmente fundidos em um único bloco vulnerável; e a centralidade conferida ao canal de crédito e à profundidade financeira como eixos organizadores das assimetrias, em sintonia com Azevedo, Silva e Silva (2021) e com a baixa integração regional notada por Almeida Jr., Lima e De Paula (2020).

4.6 FUNÇÕES IMPULSO-RESPOSTA E A DINÂMICA DA TRANSMISSÃO MONETÁRIA

As funções impulso-resposta (IRFs) obtidas a partir do PVAR estimado via *System-GMM* permitem rastrear como um choque inesperado em uma variável como, por exemplo, um aumento na taxa Selic, uma expansão da liquidez via M1 ou uma ampliação do crédito, se propaga sobre o restante do sistema ao longo do tempo. Em termos práticos, cada IRF simula o comportamento de variáveis como PIB per capita, gasto público, crédito, esforço exportador e abertura econômica nos oito trimestres seguintes ao choque, revelando a direção, a intensidade e a velocidade com que cada canal de transmissão monetária se ativa. Esse horizonte foi adotado por ser suficiente para capturar os efeitos dinâmicos de curto e médio prazo sem extrapolar a janela de confiabilidade do modelo.

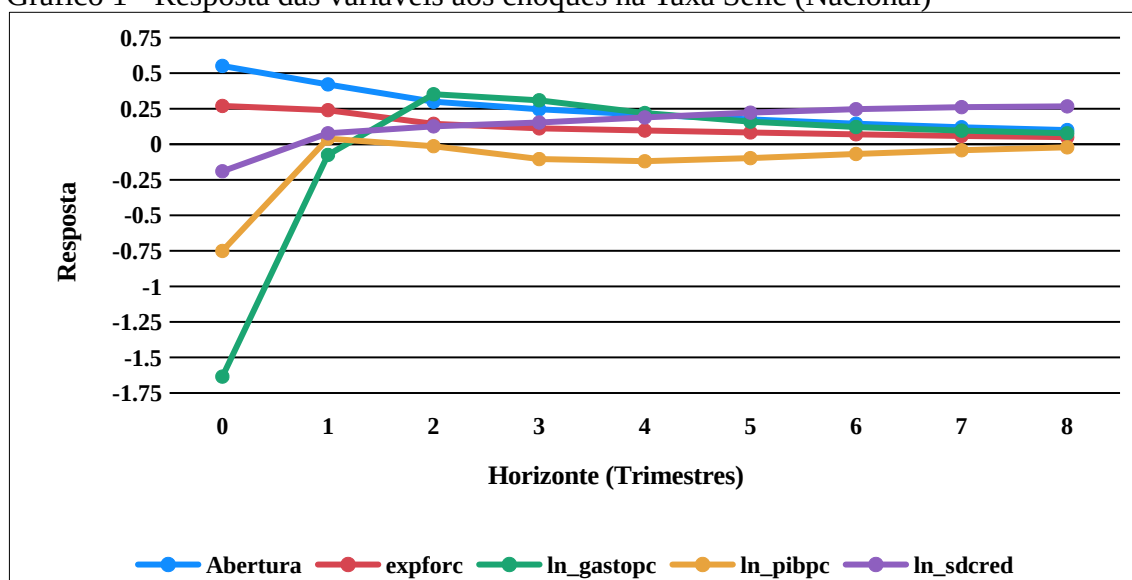
A identificação é feita pela decomposição de Cholesky, o que torna as respostas condicionais à ordenação das variáveis adotada e, portanto, incompatíveis com inferências de causalidade estrutural definitiva, de modo que os resultados devem ser lidos como evidências compatíveis com os mecanismos teóricos de transmissão monetária, não como provas conclusivas. Com essas ressalvas em mente, os painéis/gráficos são organizados do geral ao particular. Primeiro o modelo nacional,

tomado como referência, e em seguida cada uma das cinco macrorregiões, permitindo observar onde os padrões nacionais se replicam, onde se atenuam e onde, de forma mais reveladora, se invertem.

4.6.1 Funções Impulso-Resposta do Modelo Nacional

Conforme ilustrado no Gráfico 1, o choque na taxa Selic produz dinâmica compatível com o mecanismo convencional de transmissão monetária. O gasto público per capita contrai de forma mais intensa no impacto, sugerindo ajuste fiscal imediato ao ambiente de juros elevados, e reverte nos períodos seguintes. Já o PIB per capita responde com queda de menor amplitude inicial e maior persistência, indicando propagação gradual do aperto via crédito, investimento e demanda agregada, em linha com os coeficientes estimados no PVAR. O saldo de crédito mantém trajetória predominantemente positiva ao longo do horizonte, após um primeiro choque negativo, sinalizando recuperação lenta e gradual do sistema financeiro. As variáveis referentes às relações externas (abertura econômica e esforço exportador) reagem de forma mais amortecida, sugerindo que (provavelmente) o canal cambial opera com defasagens superiores às dos mecanismos domésticos.

Gráfico 1 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Nacional)

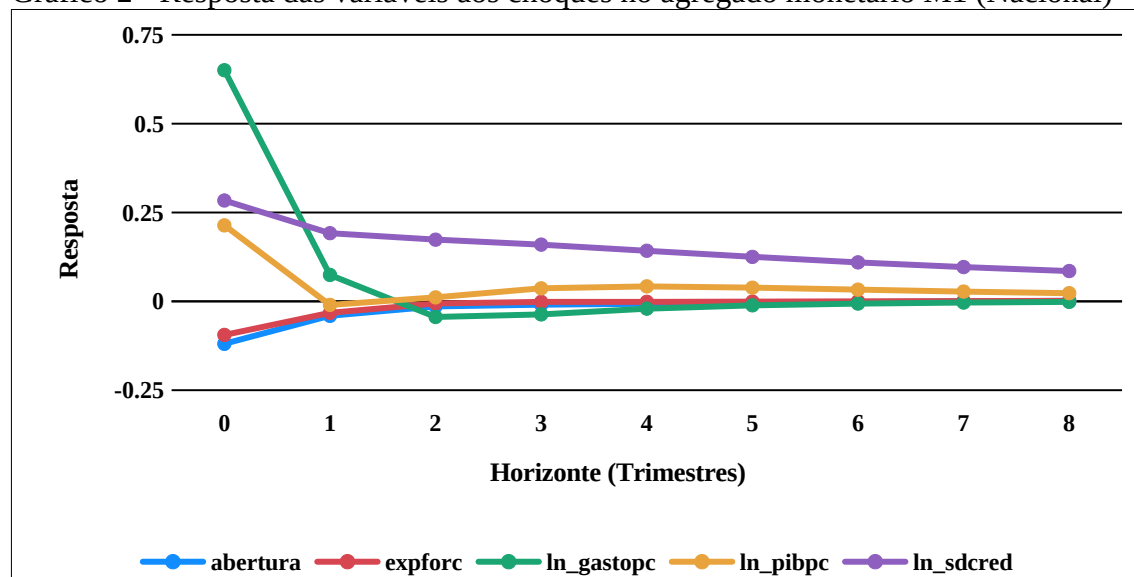


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

A expansão do agregado monetário M1, por outro lado, gera respostas positivas do crédito, do produto e do gasto público nos períodos iniciais, embora com padrões distintos de persistência (Gráfico 2). Enquanto o gasto público apresenta forte reação contemporânea seguida de rápida dissipação, o PIB per capita retorna gradualmente à

neutralidade. O crédito, por sua vez, exibe o comportamento mais persistente, permanecendo em trajetória positiva ao longo de praticamente todo o horizonte de análise. Em conjunto, esses resultados evidenciam a predominância do canal financeiro na transmissão dos impulsos monetários, ao passo que os canais externos permanecem próximos da neutralidade.

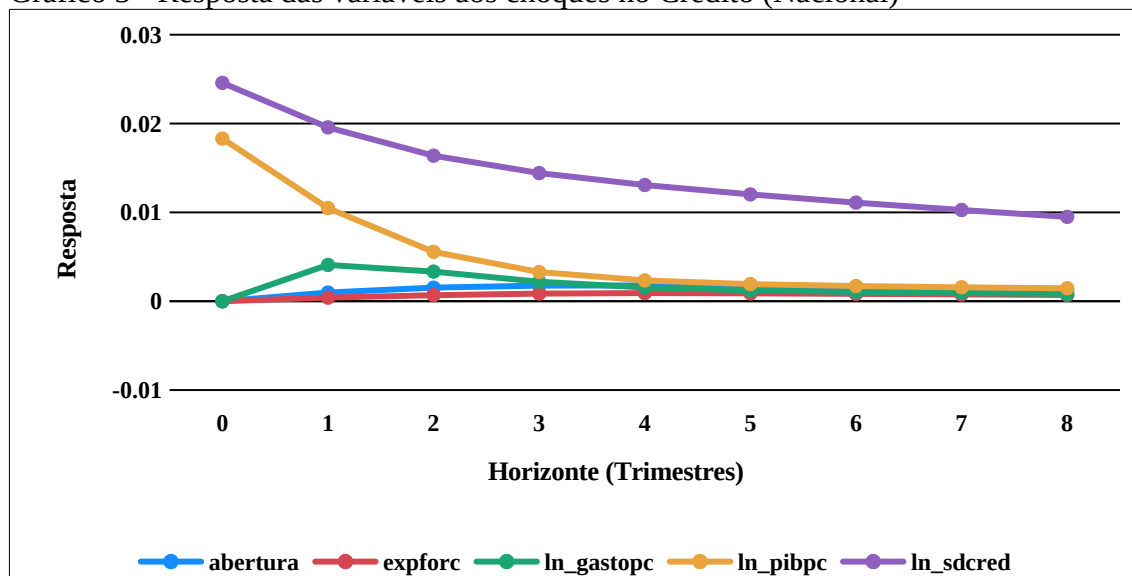
Gráfico 2 - Resposta das variáveis aos choques no agregado monetário M1 (Nacional)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

O painel do crédito, exibido no Gráfico 3, reforça o papel central desse canal na transmissão monetária doméstica. O próprio saldo apresenta a trajetória mais persistente entre todas as variáveis (alinhada ao elevado coeficiente autorregressivo do PVAR), enquanto o produto responde positivamente no curto prazo e se acomoda de forma suave ao longo do horizonte, sem as reversões bruscas que caracterizarão algumas regiões. Gasto público e variáveis externas exibem sensibilidade reduzida. Esse conjunto de três painéis nacionais estabelece o referencial a partir do qual os desvios regionais ganham significado mais crítico.

Gráfico 3 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Nacional)

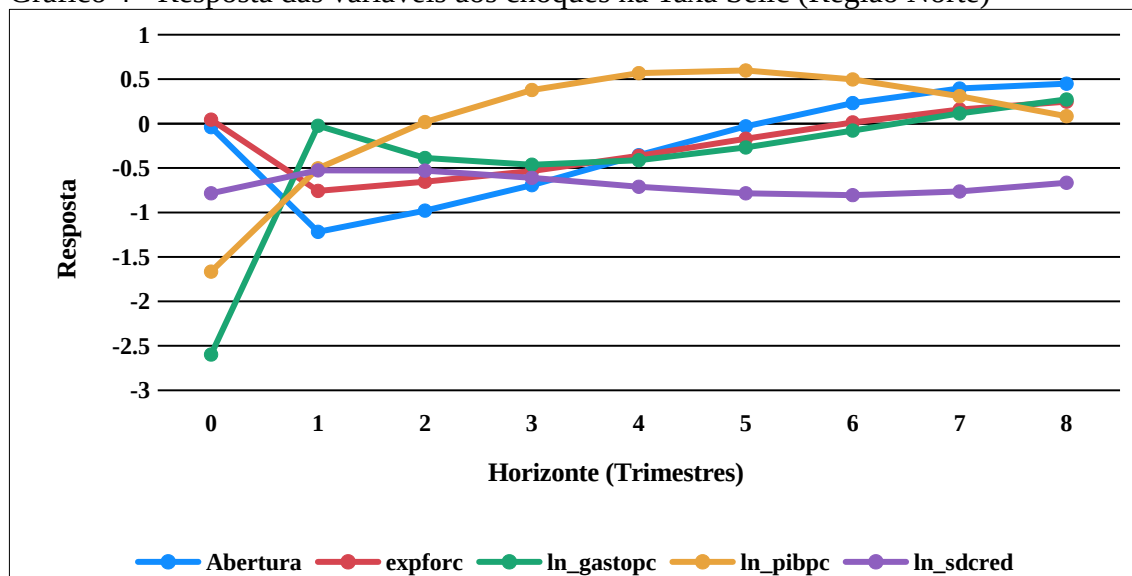


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.2 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Norte

O Norte apresenta o afastamento mais nítido do padrão nacional logo no primeiro painel. No Gráfico 4, que captura a resposta ao choque na Selic, a diferença central está no crédito. Enquanto no modelo nacional o saldo se manteve positivo ao longo do horizonte pós choque inicial, no Norte ele permanece persistentemente negativo, indicando que o canal financeiro opera aqui de forma mais compatível com o mecanismo tradicional de aperto monetário, contraindo-se diante do aumento dos juros. Esse resultado é coerente com o efeito negativo expressivo da Selic sobre o crédito regional estimado no PVAR. O gasto público contrai de forma intensa no impacto e reverte rapidamente, e o produto, após queda inicial, se recupera de modo gradual. A abertura econômica exhibe *overshooting* (movimento excessivo seguido de correção gradual), e o esforço exportador dissipa-se lentamente, refletindo a dependência de segmentos específicos de inserção comercial, possivelmente.

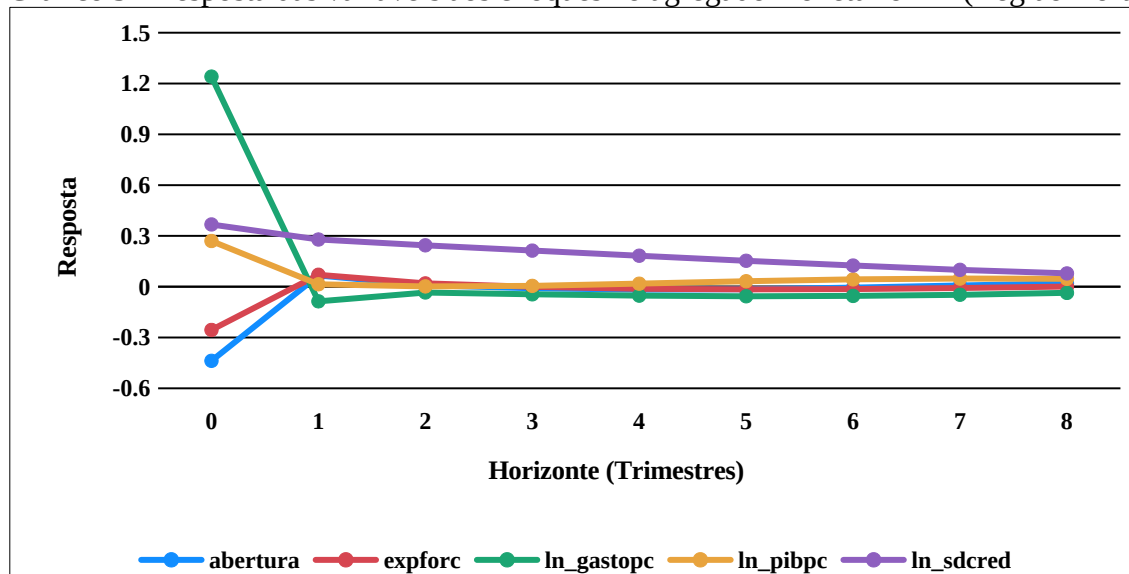
Gráfico 4 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Região Norte)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Já diante do choque no M1, revelado no Gráfico 5, o comportamento muda de sinal. O crédito passa a responder positivamente e de forma persistente ao longo de todo o horizonte, em linha, também, com o coeficiente positivo e significativo do M1 sobre o crédito no PVAR regional. Essa assimetria, contração ante a Selic, expansão ante o M1, sugere que o sistema financeiro do Norte é mais sensível à disponibilidade de liquidez do que ao nível de juros em si, o que tem implicações relevantes para a eficácia dos diferentes instrumentos de política monetária na região. O gasto público responde com intensidade superior a nacional, mas dissipa rapidamente; o produto converge à neutralidade com celeridade; e as variáveis externas apresentam comportamento assimétrico, reforçando a leitura de que a liquidez opera prioritariamente sobre os canais domésticos.

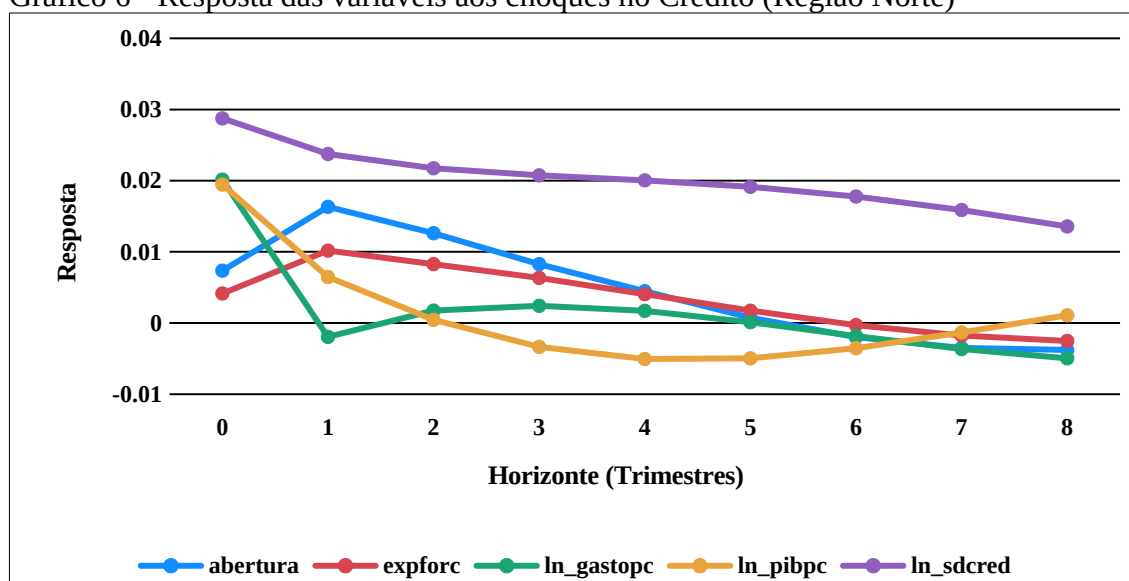
Gráfico 5 - Resposta das variáveis aos choques no agregado monetário M1 (Região Norte)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 6, o choque de crédito confirma a forte inércia financeira regional, mas expõe um limite estrutural importante. Após reação positiva inicial, o produto reverte para valores negativos nos períodos intermediários antes de convergir à neutralidade contrastando com o modelo nacional, onde a acomodação foi suave e sem reversões. O gasto oscila com instabilidade, e as variáveis externas, após leve elevação inicial, convergem para zero. O padrão geral dos três painéis indica que o Norte combina alta sensibilidade às condições monetárias com baixa densidade estrutural para converter impulsos financeiros em crescimento econômico duradouro.

Gráfico 6 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Região Norte)

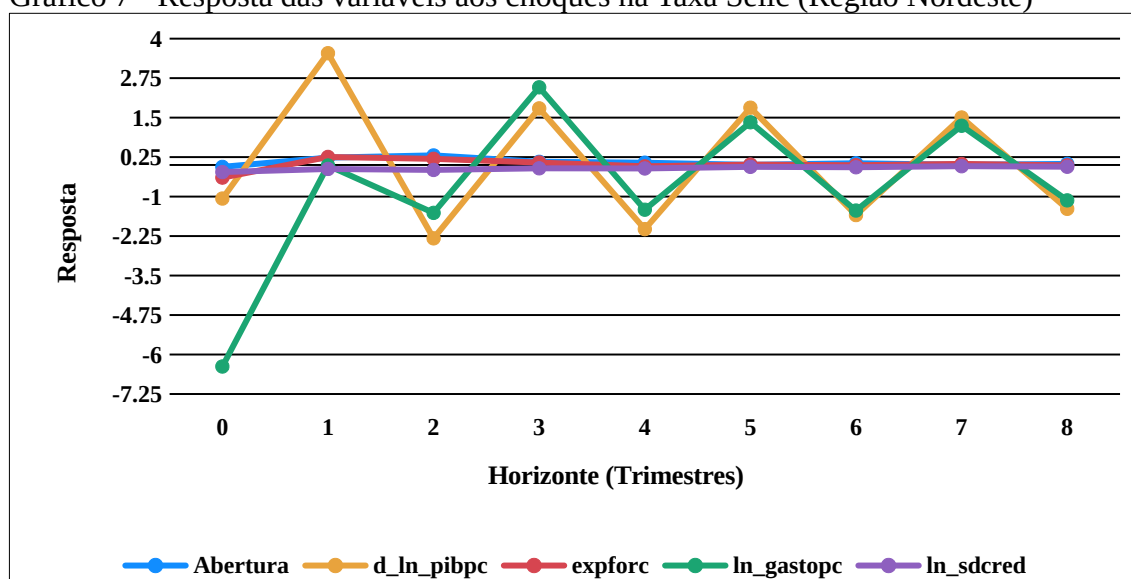


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.3 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Nordeste

Entre o Norte e o Sudeste, o Nordeste ocupa uma posição intermediária. Mais volátil que o modelo nacional, mas sem a amplitude extrema do Norte. No Gráfico 7, o choque na Selic produz oscilações intensas em gasto público e produto, com reversões sucessivas que indicam dinâmica fiscal sensível ao aperto monetário (padrão mais errático que o ajuste ordenado observado no modelo nacional). O elemento mais revelador, porém, é a neutralidade do crédito. Ao contrário do Norte, onde o saldo respondeu de forma persistentemente negativa, no Nordeste ele permanece próximo de zero ao longo de todo o horizonte. Isso sugere que o canal financeiro não se ativa como vetor contracionista após o choque monetário, possivelmente porque a estrutura de crédito regional está mais vinculada ao consumo e ao gasto público do que ao investimento produtivo privado.

Gráfico 7 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Região Nordeste)

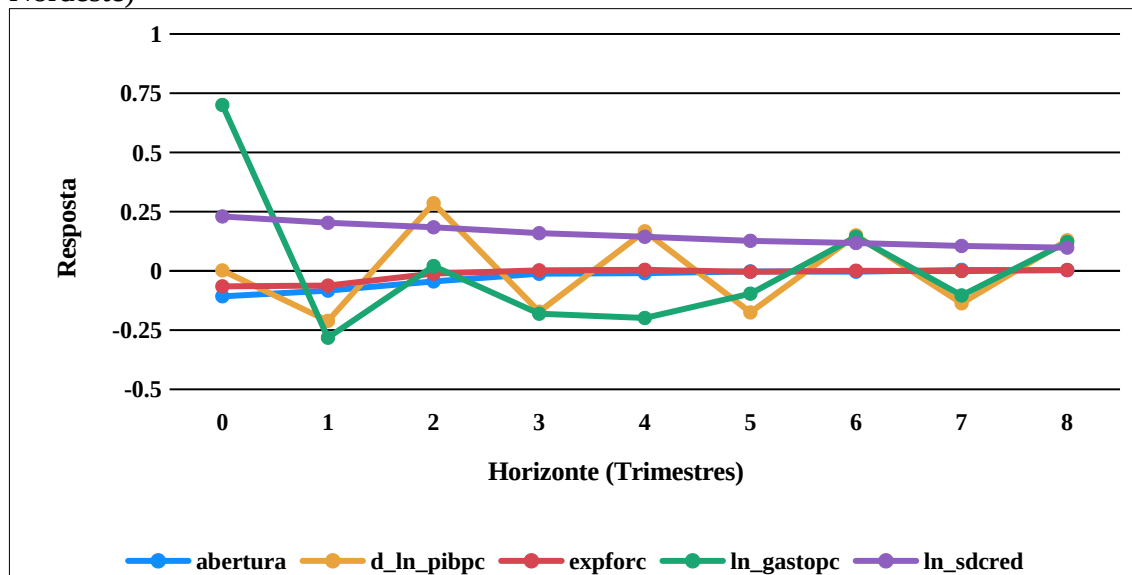


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 8, a resposta ao M1 revela semelhanças e diferenças em relação ao Norte. Como naquela região, o gasto público reage com intensidade no contemporâneo e reverte logo no período seguinte (impulso fiscal sem sustentação contínua). O crédito, porém, se comporta de forma mais ordenada. A trajetória é positiva e gradualmente amortecida, mais estável que a observada no Norte, sugerindo que o Nordeste absorve a liquidez com menor volatilidade. O produto oscila sem consolidar direção, e os canais

externos permanecem próximos da neutralidade, padrão recorrente na maioria dos modelos regionais para esse tipo de choque.

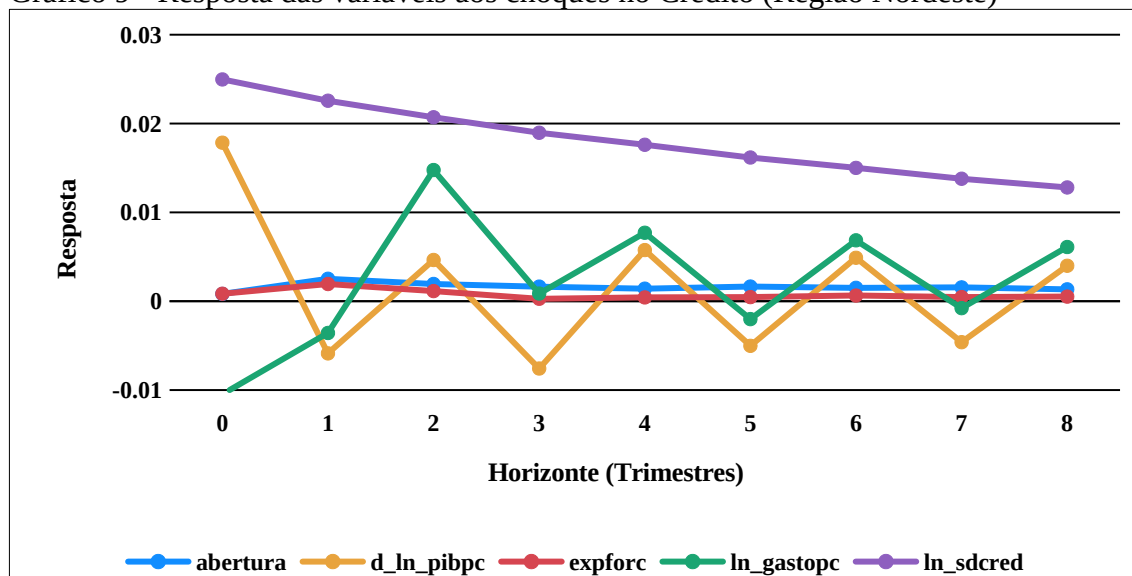
Gráfico 8 - Resposta das variáveis aos choques no agregado monetário M1 (Região Nordeste)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 9, o choque de crédito expõe uma limitação estrutural semelhante à do Norte, embora por trajetória distinta. O produto responde positivamente no impacto, mas logo passa a oscilar entre valores positivos e negativos sem continuidade clara, indicando que a expansão creditícia não se sustenta dinamicamente sobre a atividade. O gasto público exhibe a trajetória mais volátil de todo o painel nordestino, enquanto as variáveis externas permanecem próximas da neutralidade. Comparativamente ao Norte, a transmissão é mais distribuída entre canais, mas igualmente limitada na conversão de impulsos financeiros em crescimento sustentado, sendo então uma diferença de grau, não de natureza.

Gráfico 9 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Região Nordeste)

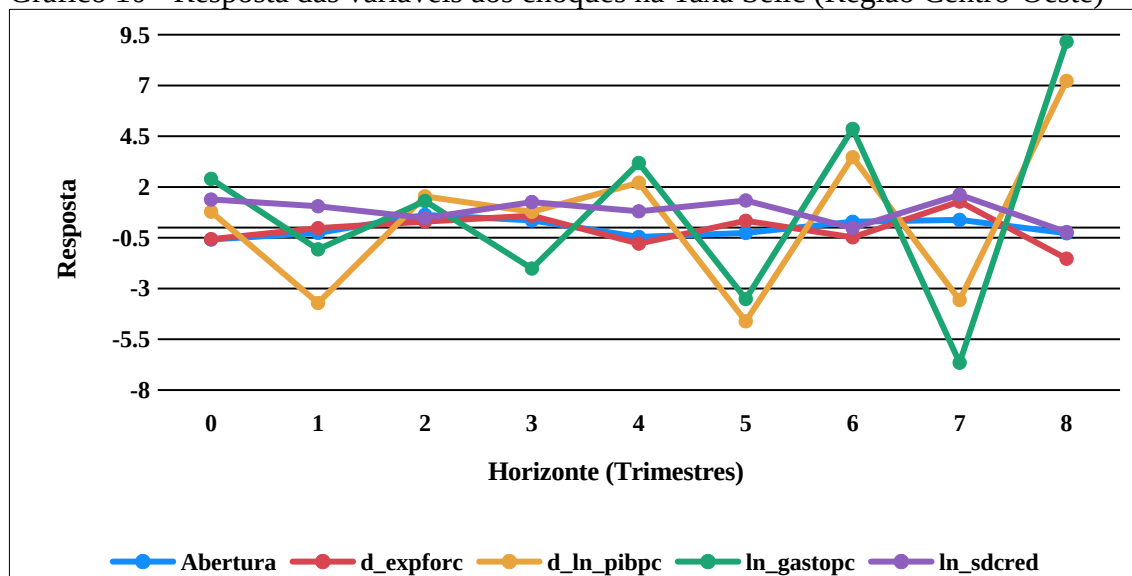


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.4 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Centro-Oeste

De todas as regiões analisadas, o Centro-Oeste é uma das regiões que apresenta as IRFs mais voláteis. No Gráfico 10, o choque na Selic produz oscilações de grande amplitude em produto e gasto público, com reversões sucessivas que não permitem identificar trajetória de ajuste monotônica, reflexo da natureza cíclica e sazonal da estrutura agroexportadora da região. O aspecto mais singular é o crédito. Diferentemente do Norte, onde o saldo respondeu de forma contracionista ao aumento da Selic, no Centro-Oeste ele mantém trajetória estável em torno de valores positivos moderados. Esse comportamento pode indicar que a demanda por financiamento nas cadeias agroindustriais persiste mesmo em ambiente de juros elevados, sugerindo que o canal financeiro regional responde mais à dinâmica da demanda setorial do que à oferta de crédito, conforme ressaltado anteriormente na análise do PVAR.

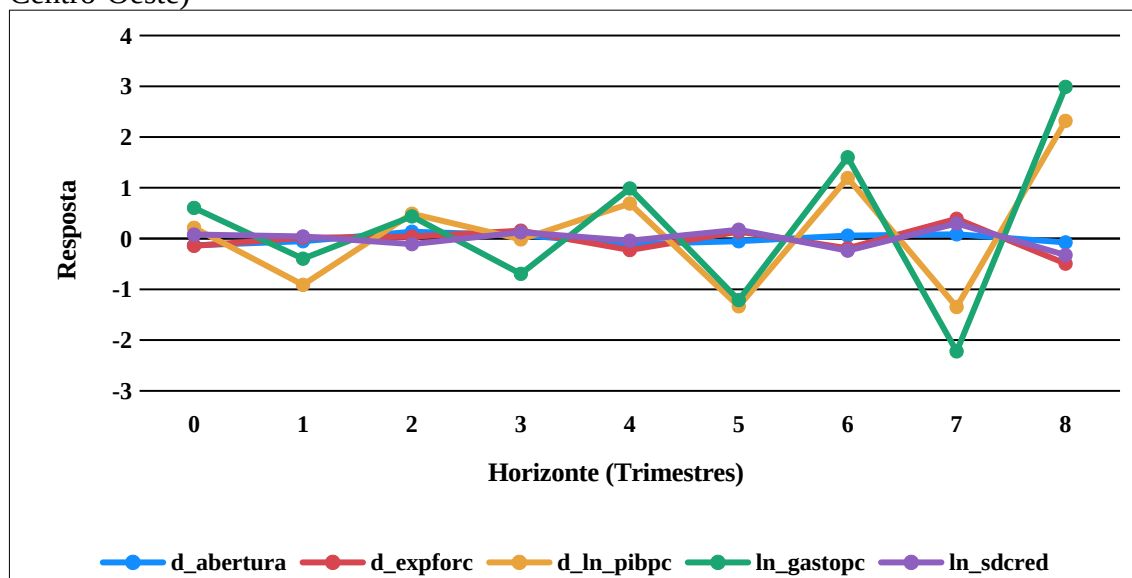
Gráfico 10 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Região Centro-Oeste)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 11, o choque no M1 preserva a volatilidade de gasto e produto, mas revela o aspecto mais diferenciador do Centro-Oeste em relação às demais regiões. O crédito responde de forma discreta, próxima da neutralidade, indicando que a propagação da liquidez sobre o sistema financeiro regional é muito menos intensa que no Norte, no Nordeste e no Sudeste. Isso sugere que o financiamento agroindustrial é pouco sensível a variações de liquidez de curto prazo, o que, combinado com a volatilidade de produto e gasto, aponta para uma transmissão monetária com características peculiares, mediada principalmente pelos ciclos produtivos setoriais.

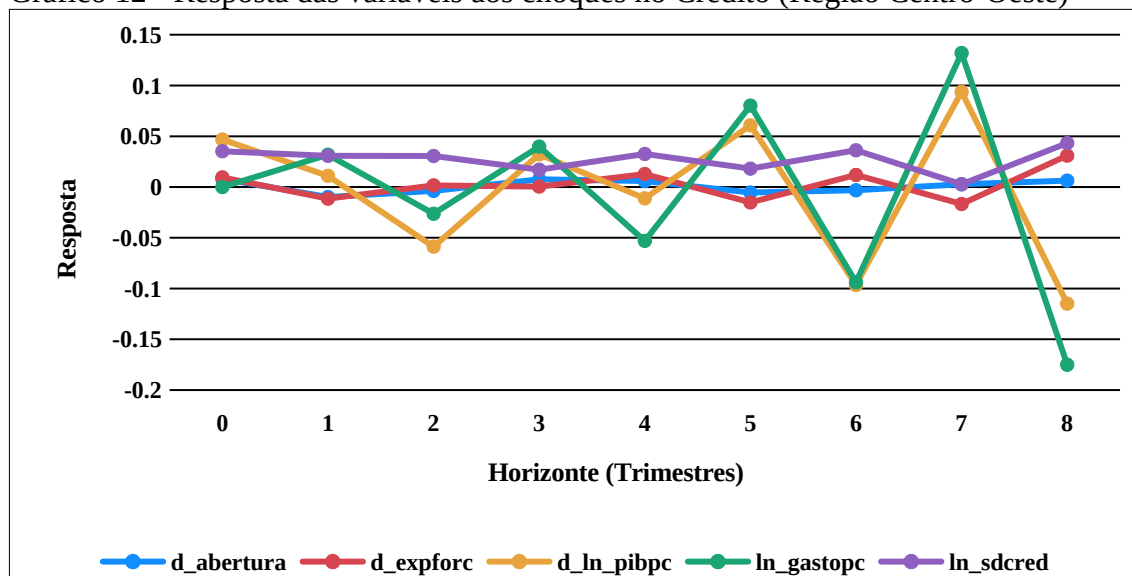
Gráfico 11 - Resposta das variáveis aos choques no agregado monetário M1 (Região Centro-Oeste)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Essa visão se aprofunda no Gráfico 12, onde o choque de crédito confirma a elevada persistência dos saldos de crédito, alinhada aos resultados do PVAR, mas expõe a resposta mais instável do produto entre todos os modelos analisados, marcada pela alternância de sinais em diferentes horizontes e pela ausência de convergência suave à neutralidade. O gasto público apresenta as reversões mais acentuadas do painel regional, particularmente nos períodos finais. No Centro-Oeste, os choques financeiros precisam atravessar ciclos produtivos reais antes de encontrar direção macroeconômica estável, dinâmica que o diferencia tanto da absorção amortecida do Sudeste quanto da integração produtiva do Sul, como será mostrado adiante.

Gráfico 12 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Região Centro-Oeste)

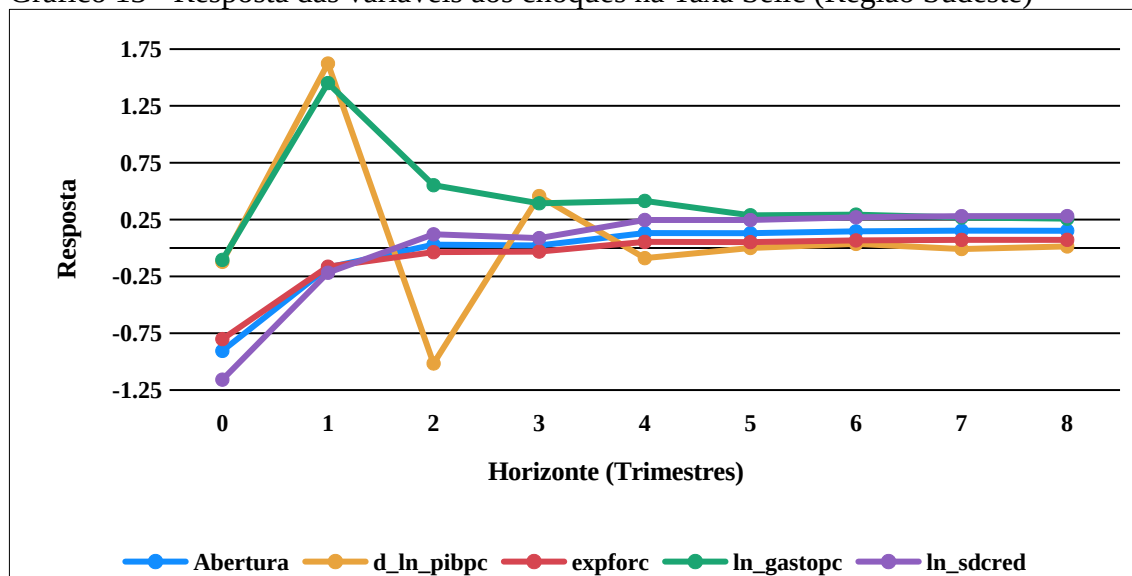


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.5 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Sudeste

Entre todas as regiões, o Sudeste é a região que mais se aproxima do comportamento nacional, o que não surpreende, dado seu peso na composição do agregado. No Gráfico 13, o choque na Selic produz reação negativa inicial sobre abertura econômica, crédito e esforço exportador, seguida por recomposição relativamente rápida. O contraste com o Norte é bem significativo. Enquanto naquela região o crédito permaneceu persistentemente negativo após o choque na Selic, no Sudeste a recuperação é veloz, evidenciando que a profundidade e a diversificação do sistema financeiro conferem maior resiliência à transmissão monetária. O produto e o gasto oscilam modestamente nos primeiros trimestres sem trajetória contracionista persistente, resultado coerente com a ausência de significância direta da Selic sobre o produto do Sudeste no PVAR, indicando que a transmissão opera por canais predominantemente indiretos.

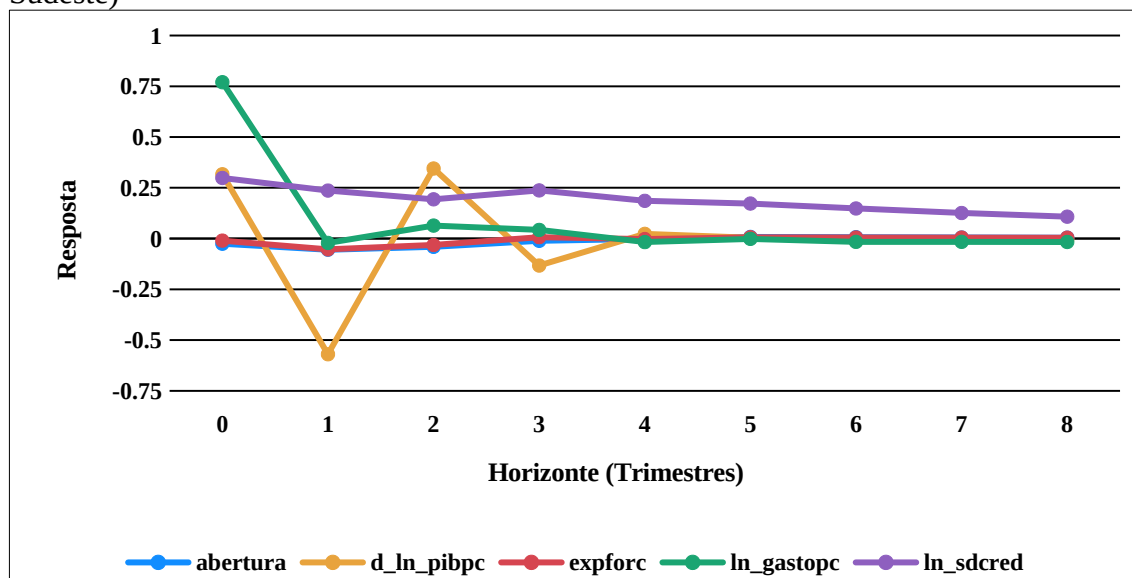
Gráfico 13 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Região Sudeste)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 14, a resposta ao M1 é a que mais se assemelha, também, ao modelo nacional. O crédito responde de forma positiva e persistente ao longo de todo o horizonte, operando com suavidade e sem grandes oscilações. Esse padrão contrasta diretamente com o crédito neutro do Centro-Oeste diante do mesmo choque e com a maior volatilidade do Norte e do Nordeste, reforçando a leitura de um sistema financeiro estruturalmente mais desenvolvido e com maior capacidade de propagar a liquidez de forma ordenada. Gasto e produto apresentam efeitos iniciais com dissipação gradual, e os canais externos permanecem próximos da neutralidade.

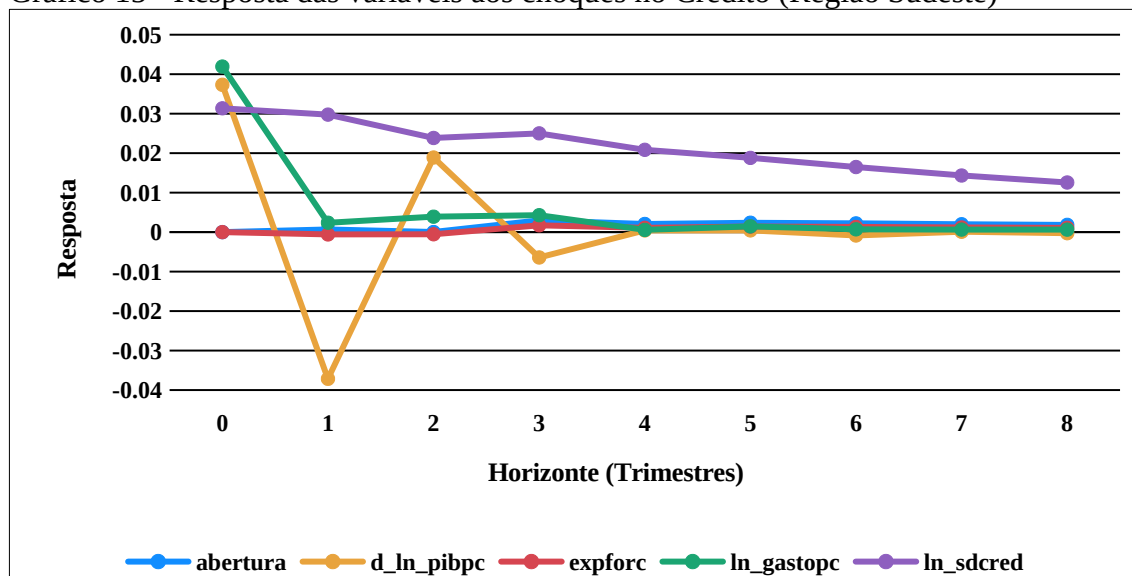
Gráfico 14 - Resposta das variáveis aos choques no agregado monetário M1 (Região Sudeste)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 15, o choque de crédito confirma a forte persistência inercial do saldo e expõe como a diversificação setorial atua como filtro. O produto responde positivamente no impacto, reverte e se estabiliza de forma menos errática que no Centro-Oeste, sugerindo que os efeitos do crédito são absorvidos de maneira distribuída pela economia regional antes de se converterem em oscilação agregada. Gasto e variáveis externas exibem efeitos transitórios. O conjunto dos três painéis posiciona o Sudeste como a região de maior estabilidade na transmissão financeira, e a que menos desvios apresenta em relação ao referencial nacional.

Gráfico 15 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Região Sudeste)

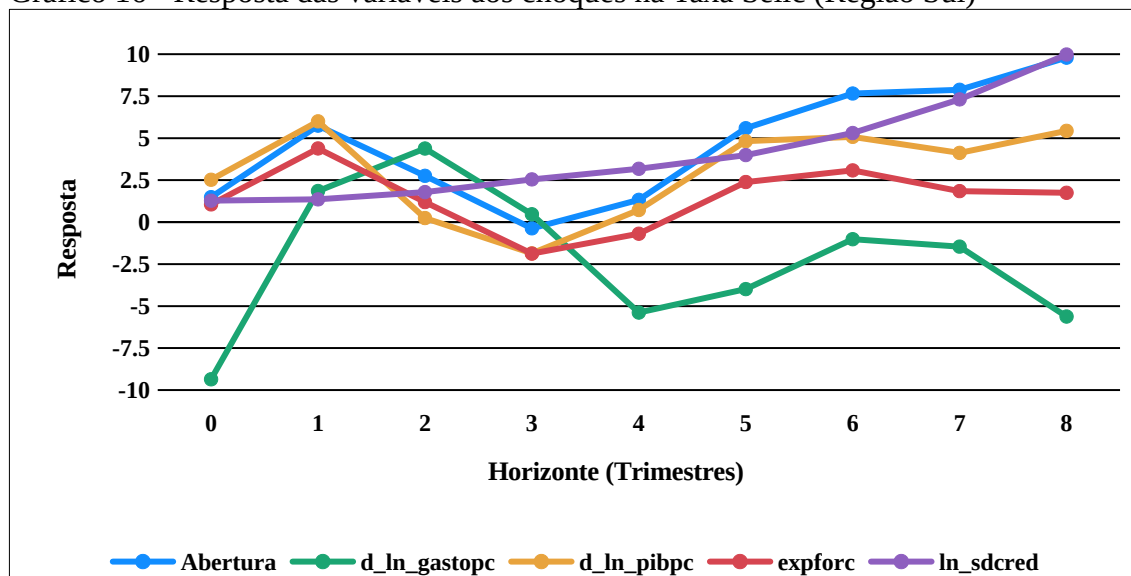


Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.6 Funções Impulso-Resposta do Modelo da Região Sul

Se o Sudeste é a região de maior proximidade com o padrão nacional, o Sul é a de maior singularidade. No Gráfico 16, o choque na Selic produz o resultado mais contraintuitivo de toda a análise. Abertura econômica e crédito exibem trajetórias persistentemente ascendentes, e o produto responde positivamente em boa parte do horizonte, exatamente o oposto do que seria esperado pelo mecanismo convencional de aperto monetário. Esse padrão, que deve ser lido com a cautela metodológica devida ao caráter condicional das IRFs, é consistente com a associação positiva entre Selic, crédito e produto no PVAR regional e pode refletir a coincidência entre os ciclos de aperto monetário e os períodos de aquecimento da demanda externa e dos preços de commodities, que sustentam a atividade exportadora regional à margem do canal de juros. O gasto público, por sua vez, responde de forma fortemente negativa e volátil, sugerindo que o aperto monetário se transmite ao Sul principalmente pelo canal fiscal, enquanto os mecanismos privados operam em sentido oposto.

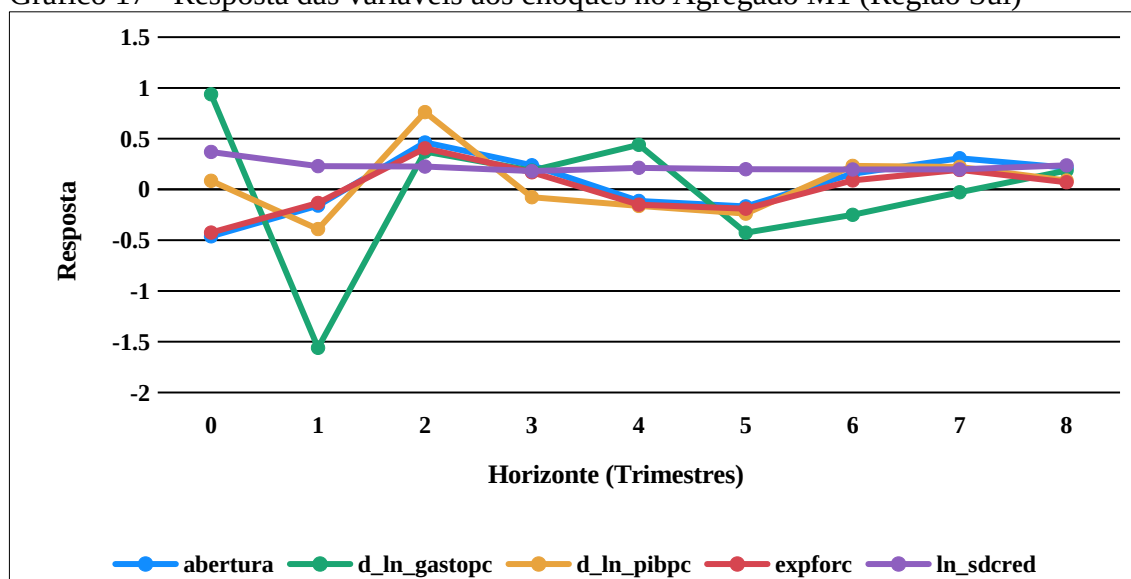
Gráfico 16 - Resposta das variáveis aos choques na Taxa Selic (Região Sul)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

No Gráfico 17, o choque no M1 revela outra singularidade da região. Enquanto nas demais regiões os canais externos responderam com neutralidade ou assimetria à expansão da liquidez, no Sul a abertura econômica e o esforço exportador reagem favoravelmente em parte relevante do horizonte, indicando que a liquidez se propaga de forma articulada entre os canais financeiros e externos. O crédito mantém trajetória positiva e persistente, em linha com o Norte e o Nordeste, mas com maior estabilidade; o produto oscila com amplitude acima da nacional, refletindo dependência dos ciclos produtivos; e o gasto exibe resposta intensa seguida de forte queda e recomposição parcial (a mais volátil do painel regional).

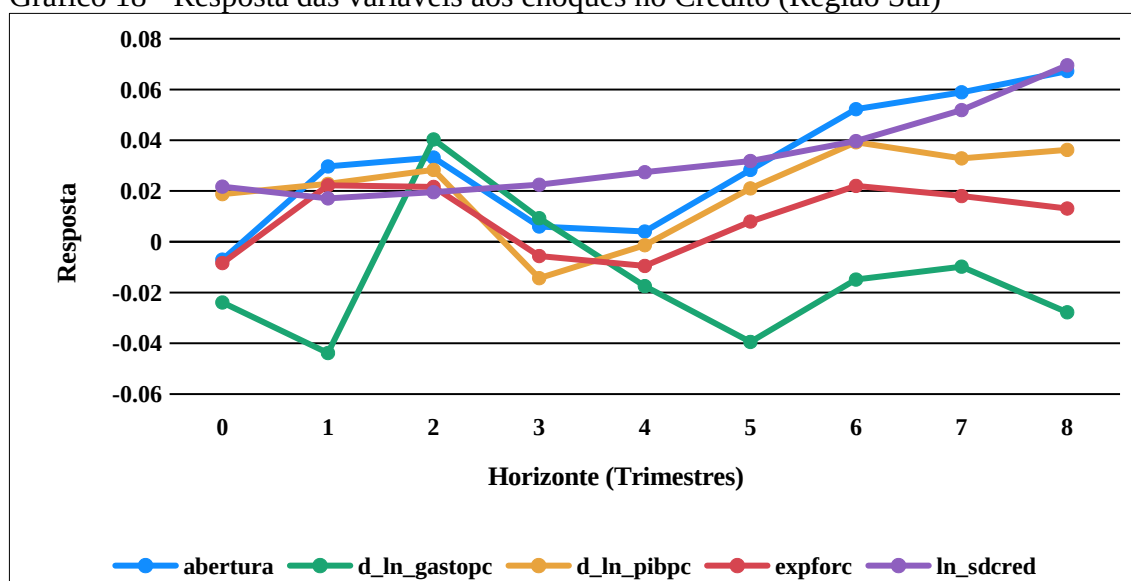
Gráfico 17 - Resposta das variáveis aos choques no Agregado M1 (Região Sul)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

O Gráfico 18 encerra o painel do Sul com o resultado mais persistente de toda a análise regional. O saldo de crédito e a abertura econômica exibem trajetórias crescentes ao longo de praticamente todo o horizonte, combinação não observada em nenhuma outra região, e o produto responde predominantemente de forma positiva. Enquanto no Norte e no Nordeste a expansão do crédito não se sustentou sobre a atividade, e no Centro-Oeste ela produziu instabilidade, no Sul ela converge com integração externa e dinâmica exportadora para gerar os efeitos de mais longa duração entre todos os modelos. O gasto público permanece negativo em boa parte do horizonte, sinalizando que os efeitos expansionistas se concentram nos canais privados e produtivos.

Gráfico 18 - Resposta das variáveis aos choques no Crédito (Região Sul)



Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

4.6.7 Síntese Geral dos Gráficos de Impulso-Resposta das Regiões

Dessa forma, a leitura conjunta dos dezoito painéis revela, portanto, padrões de transmissão monetária que variam de forma substancial entre as regiões. No Norte, o crédito contrai persistentemente ante a Selic e expande ante o M1, expondo uma assimetria de instrumento que não aparece em nenhuma outra região. No Nordeste, o canal financeiro permanece neutro ao choque de juros e responde de forma moderada à liquidez, enquanto o gasto público concentra a maior parte da volatilidade. No Centro-Oeste, o crédito resiste ao M1, ao contrário das demais regiões, mas apresenta forte inércia ante choques diretos de crédito, dinâmica compatível com financiamento agroindustrial pouco responsivo, provavelmente, a variações de liquidez de curto prazo. No Sudeste, as respostas são suaves e de rápida recomposição, com o crédito seguindo de perto o padrão

nacional. O Sul é o caso mais singular: única região onde a Selic está associada a trajetórias ascendentes de crédito e abertura econômica, com expansão financeira que converge com integração externa para produzir os efeitos mais persistentes entre todos os modelos.

Esses resultados sugerem que a política monetária brasileira produz efeitos assimétricos sobre o território e que essa assimetria é estruturalmente condicionada, não aleatória. Regiões com sistemas financeiros mais densos e produção diversificada, como Sudeste e Sul, absorvem os choques com menor volatilidade e maior capacidade de recomposição. Norte e Nordeste exibem respostas mais instáveis, com limitada capacidade de converter impulsos financeiros em crescimento sustentado. O Centro-Oeste ocupa posição particular, com canais de transmissão próprios e fortemente dependentes dos ciclos agroexportadores. Em termos práticos, os achados indicam que uma mesma decisão do Banco Central pode gerar efeitos de intensidade e direção distintos conforme a região, amplificando desequilíbrios regionais preexistentes na estrutura produtiva brasileira.

Em perspectiva teórica, a dinâmica revelada pelas funções impulso-resposta reforça e qualifica os mecanismos discutidos no referencial. O perfil nacional, com resposta gradual e persistente do produto e trajetória inercial do crédito, reproduz o padrão empírico que Christiano, Eichenbaum e Evans (2005) associaram aos choques monetários e confirma o crédito como principal vetor de propagação, no sentido de Bernanke e Gertler (1995). A assimetria de instrumento observada no Norte, onde o crédito se contrai diante da Selic mas se expande diante do M1, sugere que a região responde mais à disponibilidade de liquidez do que ao nível de juros, leitura compatível com a ênfase de Bernanke (2024) sobre a relevância dos agregados e das condições de liquidez na transmissão monetária contemporânea. O conjunto dos painéis confirma, em suma, que a intensidade relativa de cada canal varia com a estrutura regional, tal como prevê Mishkin (1996).

4.7 TESTES DE COINTEGRAÇÃO EM PAINEL: EVIDÊNCIAS DE VÍNCULOS DE LONGO PRAZO NAS REGIÕES BRASILEIRAS

Concluída a análise das funções impulso-resposta, cabe examinar se as relações identificadas no PVAR possuem correspondência em um horizonte de mais longo prazo. Os testes de cointegração em painel servem para verificar se as variáveis do modelo compartilham uma trajetória de equilíbrio comum que persiste ao longo do tempo, mesmo

quando choques as afastam temporariamente dessa trajetória. Em termos diretos, duas variáveis são cointegradas quando, embora cada uma individualmente oscile sem retornar necessariamente a uma média, uma combinação entre elas é estável no longo prazo. Se houver cointegração, as relações entre as variáveis do sistema não são apenas um fenômeno de curto prazo, elas refletem um vínculo estrutural que se mantém ao longo do tempo, adicionando uma perspectiva complementar às evidências dinâmicas apresentadas nas seções anteriores.

Foram empregados dois testes amplamente utilizados na literatura de painéis. O de Pedroni (1999, 2004) e o de Kao (1999). Ambos têm como hipótese nula a ausência de cointegração e como hipótese alternativa a existência de pelo menos uma relação de equilíbrio de longo prazo no painel. O teste de Pedroni computa sete estatísticas em dois grupos: as de painel, que agregam os resíduos de todas as unidades e testam a hipótese de forma conjunta, e as de grupo, que calculam médias das estatísticas individuais de cada estado e permitem que os coeficientes variem entre eles, sendo mais flexíveis à heterogeneidade regional. O teste de Kao assume coeficientes homogêneos entre as unidades e fornece cinco estatísticas com seus respectivos p-valores. Quando os dois testes divergem, isso indica que a heterogeneidade interna de cada região interfere no diagnóstico, e ambas as perspectivas são consideradas na interpretação.

Antes da apresentação dos resultados em si, cabe destacar uma ressalva metodológica importante. Conforme destacado da metodologia, em sua formulação clássica, os testes de Pedroni e Kao foram desenvolvidos para sistemas compostos por variáveis integradas de ordem um, isto é, séries não estacionárias em nível que se tornam estacionárias após a primeira diferenciação. Entretanto, como demonstrado na Seção 4.1, a especificação adotada nesta pesquisa reúne variáveis com diferentes ordens de integração, coexistindo séries estacionárias em nível, como o saldo das operações de crédito e o agregado monetário M1, e séries que, em alguns recortes, exigiram diferenciação para alcançar estacionariedade, como o PIB per capita e a taxa Selic. Dessa forma, os testes de Pedroni e Kao são empregados como uma verificação complementar da existência de vínculos de longo prazo entre as variáveis. Seus resultados devem, portanto, ser interpretados como evidência adicional e em consonância com a estratégia metodológica previamente estabelecida.

Os resultados do teste de Pedroni, portanto, reportados na Tabela 17, revelam quadro heterogêneo entre as regiões. Para o modelo Nacional, as evidências são as mais robustas: a Estatística v do painel (3,357) supera o valor crítico de 2,576, permitindo a

rejeição da hipótese nula ao nível de 1%, e as estatísticas rho, PP e ADF, tanto de painel quanto de grupo, também rejeitam a hipótese nula ao mesmo nível. Esse resultado indica que as variáveis do sistema nacional compartilham uma trajetória de longo prazo estável, e que os afastamentos decorrentes de choques monetários representam desvios temporários de uma relação estrutural subjacente. Para o Sudeste, as evidências são igualmente expressivas: as seis estatísticas de painel e de grupo rejeitam a hipótese nula ao nível de 1%, confirmando a existência de relações de equilíbrio de longo prazo também nessa região.

Para o Centro-Oeste, as estatísticas PP de painel (-2,145) e PP de grupo (-2,456) rejeitam a hipótese nula ao nível de 5% em ambos os casos, constituindo evidência parcial de cointegração. Esse resultado merece cautela. O PVAR do Centro-Oeste apresenta autovalor de módulo superior à unidade (-1,338), classificando o sistema como formalmente instável, assim como o Sul. O fato de que evidências parciais emergem mesmo em sistema instável sugere que os vínculos captados pelos testes refletem tendências estruturais que persistem a despeito da instabilidade dinâmica do modelo. Para o Norte e o Sul, nenhuma das sete estatísticas do Pedroni permite rejeitar a hipótese nula. No Norte, isso é coerente com o menor protagonismo do canal financeiro identificado no PVAR; no Sul, é consistente com a instabilidade do sistema (autovalor 1,371). Para o Nordeste, apenas a PP de grupo (-2,155) rejeita a hipótese nula ao nível de 5%, configurando evidência isolada e inconclusiva.

Os resultados do teste de Kao, apresentados na Tabela 18, divergem parcialmente do Pedroni e essa divergência é em si informativa. Enquanto o Pedroni não encontrou evidências consistentes para Norte e Sul, e apenas evidência isolada para o Nordeste, o Kao rejeita a hipótese nula em todas as seis regiões, inclusive nessas três. Para o Nacional, quatro das cinco estatísticas apresentam p-valores iguais ou inferiores a 0,001, com o Dickey-Fuller Aumentado sendo a única exceção, com p-valor de 0,307. Para Norte e Nordeste, as estatísticas Dickey-Fuller Modificado e Dickey-Fuller apresentam p-valores de 0,000. A explicação metodológica reside no fato mencionado anteriormente de que o teste Pedroni é mais sensível à heterogeneidade entre os estados que compõem cada região e pode não detectar vínculos que existem em termos médios; o Kao, ao assumir coeficientes homogêneos, captura essas relações agregadas com maior facilidade.

Para o Centro-Oeste, o Kao corrobora as evidências parciais do Pedroni. O Dickey-Fuller Aumentado rejeita a hipótese nula ao nível de 1% (p-valor de 0,006), e as versões não ajustadas apresentam p-valor de 0,000, consolidando evidência de ao menos

uma relação de cointegração entre as variáveis da região. Para o Sudeste, todas as cinco estatísticas do Kao rejeitam a hipótese nula ao nível de 1%, reforçando as evidências já expressivas do Pedroni. Para o Sul, quatro das cinco estatísticas rejeitam a hipótese nula. O Dickey-Fuller Modificado (p-valor de 0,002), as versões não ajustadas (p-valores de 0,000 e 0,001) e o Dickey-Fuller simples (p-valor de 0,011) indicam rejeição, ao passo que o Dickey-Fuller Aumentado (p-valor de 0,071) não rejeita. Esse resultado contrasta com a ausência de evidências no Pedroni e sugere que a relação de longo prazo no Sul existe em termos médios no painel, mas é heterogênea o suficiente entre os estados para escapar ao teste mais sensível à variação interna.

Tabela 17 — Testes de Cointegração de Pedroni

Região	Estatística v (Painel)	Estatística rho (Painel)	Estatística PP (Painel)	Estatística ADF (Painel)	Estatística rho (Grupo)	Estatística PP (Grupo)	Estatística ADF (Grupo)
Nacional	3,357	-9,635	-11,200	-7,632	-9,001	-11,520	-7,940
Norte	-2,055	1,720	0,952	1,864	2,582	1,591	1,891
Nordeste	-2,403	0,049	-1,530	2,723	-0,682	-2,155	2,817
Centro- Oeste	-0,565	-1,402	-2,145	2,262	-1,369	-2,456	2,976
Sudeste	1,263	-5,499	-6,939	-5,625	-5,397	-8,332	-6,672
Sul	-1,661	1,524	0,962	0,592	2,403	1,943	1,454

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: H_0 : ausência de cointegração. Para a Estatística v (Painel), valores superiores aos críticos de 1,645 (10%), 1,960 (5%) e 2,576 (1%) indicam rejeição da hipótese nula. Para as demais estatísticas, a rejeição ocorre para valores inferiores a -1,645, -1,960 e -2,576, respectivamente.

Tabela 18 — Teste de Cointegração de Kao

Região	Dickey-Fuller Modificado		Dickey-Fuller		Dickey-Fuller Aumentado (ADF)		Dickey-Fuller Modificado Não Ajustado		Dickey-Fuller Não Ajustado	
	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor	Estatística	p-valor
Nacional	-3.138	0.001	-4.082	0.000	-0.504	0.307	-36.728	0.000	-15.637	0.000
Norte	-15.833	0.000	-5.509	0.000	-3.240	0.001	-10.247	0.000	-5.436	0.000
Nordeste	-49.003	0.000	-14.188	0.000	-8.023	0.000	-36.161	0.000	-14.866	0.000
Centro-Oeste	1.286	0.099	1.098	0.136	2.497	0.006	-17.368	0.000	-7.407	0.000
Sudeste	-4.226	0.000	-4.244	0.000	-2.570	0.005	-18.104	0.000	-7.751	0.000
Sul	-2.937	0.002	-2.285	0.011	-1.469	0.071	-5.748	0.000	-3.046	0.001

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Nota: H_0 : ausência de cointegração. Os p-valores inferiores a 0,10, 0,05 e 0,01 indicam rejeição da hipótese nula aos níveis de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente

A síntese conjunta dos dois testes, por fim, permite uma conclusão equilibrada. O Pedroni, mais exigente quanto à heterogeneidade regional, encontra evidências de cointegração apenas no Nacional e no Sudeste de forma consistente, e de forma parcial no Centro-Oeste e Nordeste. O Kao, ao agregar as relações em nível médio, as detecta em todas as regiões. Essa divergência indica que os vínculos de longo prazo entre as variáveis existem, mas variam em grau e consistência entre os estados de cada região, o que é coerente com as assimetrias identificadas nos coeficientes do PVAR e nas funções impulso-resposta.

Do ponto de vista da hipótese central, a evidência de vínculos de longo prazo, ainda que heterogênea entre as regiões, sugere que as assimetrias identificadas não constituem fenômeno meramente conjuntural, mas expressão de relações estruturais que persistem no tempo além do espaço. Essa interpretação reforça novamente o argumento de Mishkin (1996) e dialoga também com a constatação de Teles e Miranda (2006) acerca da fragilidade de se tratar o território brasileiro como espaço monetário homogêneo. A coexistência de cointegração robusta no agregado nacional e no Sudeste com vínculos mais tênues nas demais regiões é, ela própria, mais uma manifestação da desigualdade estrutural que percorre todo o trabalho. As relações macroeconômicas mostram-se mais estáveis e integradas onde a economia é mais densa, e mais frouxas onde a estrutura produtiva e financeira é frágil.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação partiu da hipótese de que a política monetária brasileira, embora definida nacionalmente, produz efeitos regionais distintos quando incide sobre economias com estruturas produtivas, financeiras e fiscais desiguais. Essa questão retoma uma preocupação clássica da economia brasileira, presente em Furtado (1959), segundo a qual a formação econômica do país gerou padrões persistentes de concentração regional da renda e da capacidade produtiva. No campo monetário, a pesquisa dialoga com a ideia de não neutralidade espacial da moeda, desenvolvida no referencial a partir de Cantillon (2002), Amado (1997, 1998) e da literatura empírica recente sobre assimetrias regionais. O resultado geral confirma que o território não atua apenas como recorte administrativo da análise, mas como componente substantivo da transmissão monetária. A mesma variação da Selic ou das condições de liquidez não produz respostas equivalentes entre as regiões, pois cada economia regional filtra o impulso nacional de acordo com sua profundidade financeira, dependência fiscal, composição produtiva e inserção externa.

O desenho metodológico permitiu transformar essa hipótese em exercício empírico concreto. A estimação de seis modelos PVAR por *System-GMM*, sendo um nacional e cinco regionais, evitou tratar a economia brasileira como um bloco homogêneo e permitiu comparar a dinâmica interna dos canais de transmissão entre 2004 e 2019. Essa escolha é coerente com a literatura de Teles e Miranda (2006), que já havia apontado a fragilidade da hipótese de uma área monetária ótima no Brasil, e também com Bertanha e Haddad (2008), cuja análise espacial mostrou que os choques monetários não se restringem ao agregado nacional nem se distribuem uniformemente entre os estados. A contribuição desta dissertação consiste em avançar nessa agenda por meio dos modelos de vetores autorregressivos com dados em painel capaz de observar, simultaneamente, produto, crédito, *proxy* fiscal, abertura econômica e esforço exportador. Com isso, a comparação regional deixa de depender apenas de estatísticas agregadas e passa a revelar como os canais se articulam dentro de cada estrutura regional.

No modelo nacional, os resultados estabelecem o parâmetro de referência para a comparação com os recortes regionais. A Selic apresentou efeito negativo sobre o produto, enquanto o crédito revelou elevada persistência e papel relevante na propagação dos choques para a atividade econômica. Esse padrão é compatível com o canal de juros discutido por Keynes (1936) e Friedman (1968), mas ganha maior precisão quando lido à luz de Bernanke e Gertler (1995), pois a contração monetária não atua apenas pelo encarecimento do custo de financiamento, mas também pela restrição da oferta de crédito em ambientes marcados por fricções informacionais. A dinâmica gradual do produto e a persistência do crédito também se aproximam das evidências de Christiano, Eichenbaum e Evans (2005), que destacam a resposta defasada da atividade real a choques monetários. Assim, o modelo nacional confirma, de modo geral, os mecanismos básicos previstos pela literatura, mas sua utilidade principal está em servir de referência para mostrar quanto as regiões se afastam desse padrão médio.

A Região Norte constitui o principal achado substantivo da pesquisa. Entre os modelos com comportamento monetário convencional, foi nela que a Selic apresentou o efeito mais negativo sobre o produto per capita, além de uma forte contração do crédito diante do aperto monetário e uma resposta positiva à expansão do M1. Essa combinação confirma a hipótese central de maior vulnerabilidade da região aos ciclos monetários restritivos. O resultado dialoga diretamente com Bertanha e Haddad (2008), que identificaram maior sensibilidade do emprego nas regiões Norte e Nordeste a elevações dos juros, e com Braatz e Moraes (2016), que também encontraram respostas regionais diferenciadas aos choques da taxa básica. A dissertação acrescenta a esse debate uma explicação mais específica. No Norte, a vulnerabilidade não decorre apenas de menor renda ou menor diversificação produtiva, mas da combinação entre

baixa profundidade financeira, dependência fiscal elevada e menor capacidade de recomposição do crédito após choques contracionistas.

A distinção entre Norte e Nordeste, também, é uma das contribuições mais relevantes do trabalho para a literatura. Embora parte dos estudos trate as duas regiões como um bloco de maior sensibilidade monetária, os resultados indicam que elas operam por mecanismos diferentes. No Norte, a transmissão é mais concentrada nos canais fiscal e financeiro, com forte resposta da atividade à Selic e dependência expressiva da liquidez nacional. No Nordeste, a transmissão aparece mais distribuída entre crédito, gasto público, abertura econômica e esforço exportador, o que reduz a concentração do impacto em um único canal, ainda que a região permaneça vulnerável. Essa diferença amplia os achados de Bertanha e Haddad (2008), Braatz e Moraes (2016) e Azevedo, Silva e Silva (2021), pois confirma a maior exposição das regiões menos desenvolvidas, mas mostra que vulnerabilidade regional não possui uma forma única. A heterogeneidade existe também dentro da periferia econômica brasileira.

O Sudeste apresentou comportamento distinto. A Selic afetou de modo relevante o crédito e as variáveis associadas à inserção externa, mas não produziu efeito direto estatisticamente significativo sobre o produto. Esse resultado não indica ausência de transmissão monetária, mas sugere uma forma mais mediada de propagação, compatível com uma economia regional de maior densidade financeira, produtiva e institucional. A leitura converge com Caçador, Monte e Moreira (2014), para quem economias mais diversificadas tendem a absorver os choques com menor intensidade, e também com Almeida Jr., Lima e De Paula (2020), que encontraram respostas pouco robustas da atividade estadual a choques monetários em economias de maior porte. No caso sudestino, a política monetária atinge primeiro o sistema financeiro e os vínculos comerciais, mas seus efeitos sobre a atividade são amortecidos por mecanismos de diversificação produtiva e, provavelmente, por maior capacidade de substituição entre fontes de financiamento.

O Centro-Oeste e o Sul exigem uma análise mais cautelosa. Nesses recortes, os coeficientes positivos da Selic sobre produto ou crédito não devem ser interpretados como evidência de que o aperto monetário estimula a atividade. A interpretação mais consistente é que os movimentos da taxa básica coexistem com ciclos externos, preços de commodities, financiamento agroindustrial e demanda internacional, elementos não plenamente capturados pelo sistema estimado. Essa leitura se aproxima de Carlino e DeFina (1998), que atribuem parte relevante das diferenças regionais à composição setorial, e dos fundamentos de Mundell (1963) e Fleming (1962), segundo os quais economias mais abertas respondem à política monetária por canais externos e cambiais. Como a taxa de câmbio não integrou o modelo, os sinais atípicos

dessas regiões foram tratados como associações condicionais, não como causalidade estrutural. A instabilidade formal dos modelos do Centro-Oeste e do Sul reforça essa prudência interpretativa.

As funções impulso-resposta aprofundaram a leitura dos coeficientes ao mostrar a duração e a forma de propagação dos choques ao longo de oito trimestres. No Norte, a assimetria entre os instrumentos apareceu com nitidez, pois o crédito se contraiu diante do choque na Selic, mas se expandiu diante do choque no M1. Esse resultado sugere que a região responde de forma mais intensa à disponibilidade agregada de liquidez do que ao custo básico do dinheiro isoladamente, o que aproxima a evidência empírica da ênfase de Bernanke (2024) sobre a relevância das condições de liquidez na transmissão monetária contemporânea. No Sudeste, as respostas foram mais suaves e próximas do padrão nacional; no Nordeste, mais distribuídas e fiscalmente sensíveis; no Centro-Oeste e no Sul, mais vinculadas aos ciclos externos. As IRFs, portanto, confirmam que a assimetria não é apenas uma diferença de coeficientes, mas uma diferença de trajetória.

Os testes de cointegração em painel acrescentaram uma dimensão de longo prazo a esse diagnóstico. O teste de Pedroni indicou evidências mais robustas no modelo nacional e no Sudeste, enquanto o teste de Kao rejeitou a ausência de cointegração em todos os recortes, resultado que sugere relações médias de longo prazo, mas com forte heterogeneidade interna entre as regiões. Essa diferença entre os testes é coerente com a própria tese da dissertação. Onde a estrutura econômica é mais densa e integrada, como no agregado nacional e no Sudeste, os vínculos entre produto, crédito, gasto público e inserção externa aparecem de forma mais estável. Onde a estrutura é mais frágil ou internamente desigual, como no Norte, no Nordeste e no Sul, os vínculos existem, mas são menos uniformes entre as unidades. A cointegração reforça a interpretação de que as assimetrias regionais não são fenômenos meramente conjunturais.

Dessa forma, a contribuição científica do trabalho pode ser organizada em três dimensões. A primeira é empírica, pois a dissertação oferece evidência de que a política monetária brasileira produziu efeitos regionalmente assimétricos entre 2004 e 2019, com maior vulnerabilidade relativa da Região Norte. A segunda é metodológica, pois o uso do PVAR estimado por *System-GMM* permite tratar as variáveis regionais como interdependentes, diferentemente de abordagens que isolam canais ou estimam respostas sem capturar a circularidade entre crédito, atividade, gasto público e setor externo. A terceira é interpretativa, pois a pesquisa mostra que o canal de crédito não deve ser analisado apenas pelo tamanho do coeficiente de resposta à Selic, mas pela capacidade regional de transformar choques financeiros em recuperação da atividade. Esse ponto dialoga com Azevedo, Silva e Silva

(2021), que destacam o papel da integração bancária, e com Almeida Jr., Lima e De Paula (2020), que apontam a importância dos fatores idiossincráticos estaduais.

As implicações para a política econômica são relevantes, embora devam ser formuladas com cautela. A pesquisa não sustenta a adoção de políticas monetárias regionais, pois a Selic é um instrumento nacional e cumpre papel central no regime brasileiro de metas de inflação. O resultado sugere, contudo, que a avaliação dos efeitos da política monetária deve incorporar indicadores regionais de transmissão, especialmente crédito, gasto público, liquidez e atividade. Essa recomendação é compatível com a Lei Complementar n.º 179/2021, que atribui ao Banco Central o objetivo fundamental de assegurar a estabilidade de preços, mas também reconhece a importância de suavizar flutuações da atividade econômica e fomentar o pleno emprego. Se os efeitos do aperto monetário recaem de forma mais intensa sobre regiões financeiramente menos densas, instrumentos complementares de crédito e coordenação fiscal podem reduzir o custo regional da estabilização sem comprometer o objetivo macroeconômico principal.

As limitações do estudo também devem ser reconhecidas. A inexistência de PIB estadual trimestral oficial para todo o período exigiu a construção de uma estimativa por desagregação proporcional, procedimento transparente, mas incapaz de capturar integralmente choques idiossincráticos estaduais de curto prazo. A mensuração do comércio exterior por unidade da federação pode ser afetada por critérios de embarque ou domicílio fiscal, o que é especialmente sensível para o Centro-Oeste. A ausência da taxa de câmbio impede identificar diretamente o canal cambial, embora os resultados de Centro-Oeste e Sul indiquem sua provável relevância. A escolha de uma defasagem estrutural preservou parcimônia e estabilidade em parte dos modelos, mas limita a exploração de dinâmicas mais longas. Além disso, a identificação por Cholesky é condicional à ordenação adotada, e a instabilidade dos modelos do Centro-Oeste e do Sul recomenda prudência na análise de suas funções impulso-resposta.

Essas limitações indicam caminhos claros para pesquisas futuras. Estudos posteriores podem incorporar a taxa de câmbio, preços de commodities e medidas setoriais de produção, de modo a distinguir com maior precisão o canal externo da transmissão monetária. Também seria relevante avançar para modelos estaduais com dependência espacial explícita, retomando a contribuição de Bertanha e Haddad (2008) sobre transbordamentos regionais, e explorar identificações alternativas à decomposição de Cholesky. A ampliação do período para incluir a pandemia e o ciclo recente de forte elevação da Selic permitiria avaliar se os padrões encontrados se mantêm em contextos de choque extraordinário. Por fim, a incorporação de indicadores de distribuição de renda e emprego permitiria aproximar a análise regional da literatura sobre efeitos distributivos da política monetária. Esta dissertação encerra, assim, um

ciclo de investigação, mas deixa aberta uma agenda voltada a compreender como a estabilidade macroeconômica pode conviver com um território estruturalmente desigual.

REFERÊNCIAS

- ABRIGO, Michael R. M.; LOVE, Inessa. Estimation of panel vector autoregression in Stata. *The Stata Journal*, Thousand Oaks, v. 16, n. 3, p. 778-804, 2016. Acesso em: 7 Janeiro 2026.
- ALMEIDA JR., Luiz Carlos de; LIMA, Elcyon C. Rocha; DE PAULA, Luiz Fernando. Assimetrias nas respostas dos estados brasileiros aos choques na política monetária e no câmbio: uma análise utilizando um modelo FAVAR. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v. 30, n. 1, p. 143-175, 2020. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/neco/a/MyKbxBPWDhgx59MfgCH8LbG/?format=pdf&lang=pt>. Acesso em: 11 maio 2025.
- AMADO, Adriana M. A questão regional e o sistema financeiro no Brasil: uma interpretação pós-keynesiana. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 27, n. 3, p. 417-440, set./dez. 1997. Acesso em: 21 maio 2026.
- AMADO, Adriana M. Moeda, financiamento, sistema financeiro e trajetórias de desenvolvimento regional desigual: a perspectiva pós-keynesiana. *Revista de Economia Política*, São Paulo, v. 18, n. 1, p. 76-90, jan./mar. 1998. Acesso em: 21 maio 2026.
- ANDREWS, Donald W. K.; LU, Biao. Consistent model and moment selection procedures for GMM estimation with application to dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 101, n. 1, p. 123-164, 2001. Acesso em: 7 Janeiro 2026.
- ARNOLD, Ivo J. M. The regional effects of monetary policy in Europe. *Journal of Economic Integration*, Seul, v. 16, n. 3, p. 399-420, 2001. Disponível em: https://www.e-jei.org/upload/JEI_16_3_399_420_2003600059.pdf. Acesso em: 17 maio 2025.
- AZEVEDO, Caio César de; SILVA, Fernanda Faria; SILVA, Ivair Ramos. Política monetária regional: evidências empíricas dos impactos nos estados brasileiros. In: ENCONTRO INTERNACIONAL DA ASSOCIAÇÃO KEYNESIANA BRASILEIRA, 14., 2021, São Bernardo do Campo. *Anais [...]*. São Bernardo do Campo: UFABC, 2021. Disponível em: <https://www.even3.com.br/anais/akb2021/366170-politica-monetaria-regional--evidencias-empiricas-dos-impactos-nos-estados-brasileiros>. Acesso em: 11 maio 2025.
- BERNANKE, Ben S. *A política monetária do século XXI: da grande inflação à COVID-19*. Tradução de Carlos Bacci Junior. 1. ed. Rio de Janeiro: Alta Books, 2024. 215 p. ISBN 978-85-508-2336-2. Acesso em: 7 Janeiro 2026.
- BERNANKE, Ben S.; GERTLER, Mark. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, Nashville, v. 9, n. 4, p. 27-48, 1995. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2138389>. Acesso em: 9 maio 2025.
- BERTANHA, Marinho; HADDAD, Eduardo Amaral. Efeitos regionais da política monetária no Brasil: impactos e transbordamentos espaciais. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 62, n. 1, p. 3-29, jan./mar. 2008. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rbe/a/Lb9kTgCb84PJvG5WmtcmSHm/?lang=pt>. Acesso em: 18 maio 2025.
- BLANCHARD, Olivier; FISCHER, Stanley. *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: MIT Press, 1989.

BLUNDELL, Richard; BOND, Stephen. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 87, n. 1, p. 115-143, 1998.

BRAATZ, Jacó; MORAES, Gustavo Inácio de. Impactos regionais assimétricos da política monetária no Brasil: uma abordagem com o método VAR para o período 2002-11. *Ensaio FEE*, Porto Alegre, v. 37, n. 2, p. 367-398, 2016. Disponível em: <https://revistas.planejamento.rs.gov.br/index.php/ensaios/article/view/2326>. Acesso em: 22 maio 2025.

BRASIL. Lei Complementar nº 179, de 24 de fevereiro de 2021. Dispõe sobre a autonomia do Banco Central do Brasil e altera diversas leis. *Diário Oficial da União*: Seção 1, Brasília, DF, 25 fev. 2021. Disponível em: https://www.planalto.gov.br/ccivil_03/leis/lcp/lcp179.htm. Acesso em: 22 maio 2025.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria, Comércio e Serviços. Panorama dos municípios brasileiros no comércio exterior. Brasília, DF: MDIC, [2023]. Disponível em: https://balanca.economia.gov.br/balanca/outras/panorama_municipios_brasileiros_comex.pdf. Acesso em: 3 jun. 2026.

CAÇADOR, Sérgio Bruno; MONTE, Edson Zambon; MOREIRA, Roberto Ramalho. Efeitos regionais da política monetária: o caso do estado do Espírito Santo. *Análise Econômica*, Porto Alegre, v. 32, n. 2, p. 153-185, 2014. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/index.php/AnaliseEconomica/article/view/26734/28702>. Acesso em: 18 maio 2025.

CANAL RURAL. Portos do Arco Norte lideram exportação de soja e milho no Brasil. [S. l.], 24 jan. 2024. Disponível em: <https://www.canalrural.com.br/agricultura/projeto-soja-brasil/portos-do-arco-norte-lideram-exportacao-de-soja-e-milho-no-brasil/>. Acesso em: 3 jun. 2026.

CANTILLON, Richard. *Ensaio sobre a natureza do comércio em geral*. Tradução de Fani Goldfarb Figueira. Curitiba: Segesta Editora, 2002. 196 p. (Raízes do pensamento econômico, v. 3).

CARLINO, Gerald A.; DEFINA, Robert H. The differential regional effects of monetary policy. *The Review of Economics and Statistics*, Cambridge, v. 80, n. 4, p. 572-587, 1998. DOI: <https://doi.org/10.1162/003465398557843>. Acesso em: 13 jun. 2026.

CHRISTIANO, Lawrence J.; EICHENBAUM, Martin; EVANS, Charles L. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. *Journal of Political Economy*, Chicago, v. 113, n. 1, p. 1-45, 2005. Disponível em: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/426038>. Acesso em: 15 maio 2025.

CLARIDA, Richard; GALÍ, Jordi; GERTLER, Mark. The science of monetary policy: a new Keynesian perspective. *Journal of Economic Literature*, Nashville, v. 37, n. 4, p. 1661-1707, 1999. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2565488>. Acesso em: 15 maio 2025.

COMPANHIA NACIONAL DE ABASTECIMENTO. Boletim logístico: maior volume de soja escoado pelos portos do Arco Norte é registrado pela Conab. Brasília, DF: Conab, 2022. Disponível em: <https://www.conab.gov.br/ultimas-noticias/4834-boletim-logistico-maior-volume-de-soja-escoado-pelos-portos-do-arco-norte-e-registrado-pela-conab>. Acesso em: 3 maio 2026.

DEBREU, Gérard. *Theory of value: an axiomatic analysis of economic equilibrium*. Nova York: Wiley, 1959.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, Alexandria, v. 74, n. 366, p. 427-431, 1979.

ENDERS, Walter. *Applied econometric time series*. 4. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2015.

FISHER, Irving. *The purchasing power of money: its determination and relation to credit, interest and crises*. New and revised ed. Nova York: The Macmillan Company, 1922.

FLEMING, John Marcus. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. *IMF Staff Papers*, Washington, v. 9, n. 3, p. 369-380, 1962.

FRIEDMAN, Milton. The role of monetary policy. *The American Economic Review*, Nashville, v. 58, n. 1, p. 1-17, 1968. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>. Acesso em: 9 maio 2025.

FRIEDMAN, Milton; SCHWARTZ, Anna J. *A monetary history of the United States, 1867-1960*. Princeton: Princeton University Press, 1963.

FURTADO, Celso. *Formação econômica do Brasil*. Rio de Janeiro: Fundo de Cultura, 1959.

GALÍ, Jordi. *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the New Keynesian framework*. Princeton: Princeton University Press, 2008.

GAZETA DO POVO. Mato Grosso é o estado que mais cresce no país, o triplo da média nacional. Curitiba, 15 maio 2023. Disponível em: <https://www.gazetadopovo.com.br/economia/mato-grosso-estado-mais-cresce-pais-triplo-media-nacional/>. Acesso em: 3 jun. 2026.

HANSEN, Alvin H. *A guide to Keynes*. Nova York: McGraw-Hill, 1953.

HAYEK, Friedrich A. *Prices and production*. Londres: George Routledge & Sons, 1931.

HICKS, John R. Mr. Keynes and the “classics”: a suggested interpretation. *Econometrica*, New York, v. 5, n. 2, p. 147-159, 1937. Disponível em: https://public.econ.duke.edu/~kdh9/Courses/Graduate%20Macro%20History/Readings-1/Hicks_Mr.%20Keynes%20and%20the%20Classics.pdf. Acesso em: 9 maio 2025.

HOLTZ-EAKIN, Douglas; NEWEEY, Whitney; ROSEN, Harvey S. Estimating vector autoregressions with panel data. *Econometrica*, New York, v. 56, n. 6, p. 1371-1395, 1988.

HUME, David. *Essays: moral, political, and literary*. Edição de Eugene F. Miller. Ed. rev. Indianapolis: Liberty Fund, 1987.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA. Balança comercial do agronegócio paulista e brasileiro. São Paulo: IEA, 2016. Disponível em: <https://iea.agricultura.sp.gov.br/out/TerTexto.php?codTexto=13858>. Acesso em: 3 jun. 2026.

KAO, Chihwa. Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, Amsterdam, v. 90, n. 1, p. 1-44, 1999.

KEYNES, John Maynard. *The general theory of employment, interest and money*. Londres: Macmillan, 1936.

KYDLAND, Finn E.; PRESCOTT, Edward C. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, New York, v. 50, n. 6, p. 1345-1370, 1982. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913386>. Acesso em: 16 maio 2025.

LUCAS, Robert E. Expectations and the neutrality of money. *Journal of Economic Theory*, Amsterdam, v. 4, n. 2, p. 103-124, 1972. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/0022053172901421>. Acesso em: 11 maio 2025.

LUCAS, Robert E. Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam, v. 1, p. 19-46, 1976. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0167223176800036>. Acesso em: 18 abr. 2025.

LÜTKEPOHL, Helmut. *New introduction to multiple time series analysis*. Berlim: Springer, 2005.

MANIKW, N. Gregory. Small menu costs and large business cycles: a macroeconomic model of monopoly. *The Quarterly Journal of Economics*, Oxford, v. 100, n. 2, p. 529-538, 1985. Disponível em: <https://academic.oup.com/qje/article-abstract/100/2/529/1844809>. Acesso em: 18 maio 2025.

MARSHALL, Alfred. *Principles of economics*. 8. ed. Londres: Macmillan, 1920.

MILL, John Stuart. *Principles of political economy with some of their applications to social philosophy*. Londres: John W. Parker, 1848.

MISES, Ludwig von. *The theory of money and credit*. New ed., enlarged. Tradução de H. E. Batson. New Haven: Yale University Press, 1953.

MISHKIN, Frederic S. *The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy*. Cambridge: National Bureau of Economic Research, 1996. (NBER Working Paper, n. 5464).

MORA, Mônica. *A evolução do crédito no Brasil entre 2003 e 2010*. Rio de Janeiro: Ipea, 2015. (Texto para Discussão, n. 2022). Disponível em: <https://repositorio.ipea.gov.br/handle/11058/3537>. Acesso em: 7 Janeiro 2026.

MUNDELL, Robert A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Toronto, v. 29, n. 4, p. 475-485, 1963.

PAIM, Antônio. *Evolução histórica do liberalismo*. 2. ed. São Paulo: Editora LVM, 2019.

PEDRONI, Peter. Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 61, n. S1, p. 653-670, 1999.

PEDRONI, Peter. Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, Cambridge, v. 20, n. 3, p. 597-625, 2004.

PHILLIPS, Peter C. B.; PERRON, Pierre. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, Oxford, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RICARDO, David. *On the principles of political economy and taxation*. Londres: John Murray, 1817.

ROODMAN, David. A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Oxford, v. 71, n. 1, p. 135-158, 2009.

SÃO PAULO (Estado). Secretaria de Agricultura e Abastecimento. Exportação do agro paulista atinge 18% do total nacional e supera o Mato Grosso. São Paulo, 2024. Disponível em: <https://agricultura.sp.gov.br/arquivos/997>. Acesso em: 3 jun. 2026.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, New York, v. 48, n. 1, p. 1-48, jan. 1980.

TAYLOR, John B. Discretion versus policy rules in practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Amsterdam, v. 39, p. 195-214, 1993. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/016722319390009L>. Acesso em: 18 abr. 2025.

TELES, Vladimir Kühl; MIRANDA, Mauro Costa. Política monetária e ciclos regionais no Brasil: uma investigação das condições para uma área monetária ótima. *Estudos Econômicos*, São Paulo, v. 36, n. 2, p. 263-291, abr./jun. 2006.

TSANG, Andrew. Uncovering heterogeneous regional impacts of Chinese monetary policy. *Empirical Economics*, [S. l.], v. 67, p. 915-940, 2024. DOI: <https://doi.org/10.1007/s00181-024-02575-2>. Acesso em: 18 maio 2025.

WOODFORD, Michael. *Interest and prices: foundations of a theory of monetary policy*. Princeton: Princeton University Press, 2003.



Ministério da Educação
Universidade Federal do Amazonas
Programa de Pós-Graduação em Economia

DECLARAÇÃO SOBRE O USO DE INTELIGÊNCIA ARTIFICIAL

Eu, **Glaucio Israel da Silva Oliveira**, autor da dissertação intitulada **Política Monetária e Heterogeneidade Regional: Evidências Empíricas Para o Brasil**, declaro que durante o desenvolvimento deste trabalho:

() Não foram utilizadas ferramentas de inteligência artificial.

(X) Foram utilizadas as seguintes ferramentas de inteligência artificial:

ChatGPT e Claude

Com o(s) seguinte(s) propósito(s): (assinale os que se aplicam ao seu caso e forneça detalhes adicionais, caso seja necessário)

(X) Revisão da língua portuguesa: melhoria da gramática, ortografia, clareza estilo do texto. (X) Tradução: conversão do texto ou de partes dele para outro idioma.

() Geração de texto: sugestão de texto ou partes do conteúdo, criação de rascunhos, devidamente revisadas pelo autor.

Trechos gerados por IA e mantidos no texto (informar as páginas e os parágrafos):

() Análise de dados: processamento e interpretação inicial de conjuntos de dados imputados na ferramenta.

(X) Visualização de dados ou imagens: apoio na geração ou refinamento de figuras, gráficos ou ilustrações.

(X) Sugestões metodológicas: elaboração de recomendações ou ideias para aprimorar a abordagem metodológica da pesquisa.

(X) Outros (especificar): **[Melhoria de mapas gerados no R para o produto técnico tecnológico, buscando refinamento estético]**

Declaro, ainda, que

1. A utilização de ferramentas de inteligência artificial foi exclusivamente para os propósitos acima declarados. Toda supervisão, validação e a autoria intelectual do artigo são de minha responsabilidade, e nenhum conteúdo gerado por ferramentas de IA foi incluído de forma acrítica ou indicado como produção intelectual original;

2. O uso das ferramentas de IA seguiu as boas práticas éticas e não incluiu ações como plágio, fabricação de dados, manipulação de imagens ou qualquer outra prática que comprometa a integridade científica;

3. As informações acima são verdadeiras e completas. Caso seja detectada qualquer inconsistência ou inadequação no uso, aceito que o trabalho seja submetido a investigação e, se necessário, considerado passivo de retratação ou recusado.

Manaus, 05 de julho de 2026

Glaucio Israel da Silva Oliveira

Nome do autor
(documento assinado eletronicamente)

Av. General Rodrigo Octávio, 6200 - Bairro Coroado I Campus Universitário (Setor Norte) -
Bloco Administrativo da FES - Telefone: (92) 3305-1181 / Ramal 4546
CEP 69080-900, Manaus/AM, ppgeconomia@ufam.edu.br

Referência: Processo nº 23105.024412/2026-18

SEI nº 3236640

APÊNDICE A – Estatísticas descritivas com agregação ponderada

As tabelas deste apêndice reproduzem as estatísticas descritivas regionais segundo o critério de agregação ponderada, no qual os agregados de cada região resultam da razão entre os totais estaduais, de modo que cada estado é ponderado por seu peso econômico ou demográfico, em contraste com a média simples adotada no corpo do texto. Correspondem às Tabelas A1 a A4, com os indicadores de abertura econômica e de esforço exportador apresentados em separado, e trazem média, desvio padrão, máximo e mínimo para o período de 2004 a 2019.

Tabela A1 – Estatísticas descritivas do PIB per capita (R\$), por macrorregião (agregação ponderada)

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 10.922,77	R\$ 1.519,38	13,91	R\$ 13.030,76	R\$ 7.609,67
Norte	R\$ 7.209,60	R\$ 841,75	11,68	R\$ 8.484,24	R\$ 5.287,91
Nordeste	R\$ 5.432,37	R\$ 765,77	14,10	R\$ 6.470,72	R\$ 3.776,42
Centro-Oeste	R\$ 14.260,25	R\$ 1.704,18	11,95	R\$ 16.882,86	R\$ 10.455,49
Sudeste	R\$ 14.097,26	R\$ 2.024,17	14,36	R\$ 16.870,25	R\$ 9.714,09
Sul	R\$ 12.646,43	R\$ 1.858,68	14,70	R\$ 15.155,04	R\$ 8.642,16

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Tabela A2 – Estatísticas descritivas do saldo de crédito per capita (R\$), por macrorregião (agregação ponderada)

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 51.935,02	R\$ 18.400,54	35,43	R\$ 75.356,08	R\$ 19.368,37
Norte	R\$ 23.478,18	R\$ 8.559,78	36,46	R\$ 34.213,85	R\$ 8.081,46
Nordeste	R\$ 23.585,34	R\$ 9.855,40	41,79	R\$ 35.432,44	R\$ 7.124,46
Centro-Oeste	R\$ 70.027,81	R\$ 25.698,85	36,70	R\$ 104.146,31	R\$ 25.715,57
Sudeste	R\$ 67.972,84	R\$ 23.380,04	34,40	R\$ 97.767,37	R\$ 26.504,68
Sul	R\$ 66.817,72	R\$ 23.039,77	34,48	R\$ 96.253,22	R\$ 24.865,98

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Tabela A3 – Estatísticas descritivas do gasto público per capita (R\$), por macrorregião (agregação ponderada)

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	R\$ 1.083,79	R\$ 135,33	12,49	R\$ 1.298,71	R\$ 797,01
Norte	R\$ 1.154,32	R\$ 145,86	12,64	R\$ 1.459,16	R\$ 837,08
Nordeste	R\$ 916,73	R\$ 137,94	15,05	R\$ 1.223,65	R\$ 621,86
Centro-Oeste	R\$ 1.235,13	R\$ 149,71	12,12	R\$ 1.515,35	R\$ 902,20
Sudeste	R\$ 1.127,59	R\$ 137,84	12,22	R\$ 1.383,10	R\$ 850,07
Sul	R\$ 1.159,12	R\$ 160,48	13,84	R\$ 1.451,70	R\$ 849,64

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Tabela A4 – Estatísticas descritivas do grau de abertura econômica (%), por macrorregião (agregação ponderada)

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	17,51	2,41	13,76	24,05	13,31
Norte	25,05	3,45	13,77	33,43	17,73
Nordeste	13,05	1,77	13,56	18,07	9,00
Centro-Oeste	6,77	2,03	29,99	14,66	4,03
Sudeste	19,95	2,91	14,59	27,12	15,47
Sul	16,97	4,19	24,69	28,64	10,03

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Tabela A5 – Estatísticas descritivas do esforço exportador (%), por macrorregião (agregação ponderada)

Região	Média	Desvio Padrão	Coefficiente de Variação (%)	Máximo	Mínimo
Nacional	9,83	1,82	18,51	15,00	6,99
Norte	14,09	2,44	17,32	20,69	8,04
Nordeste	6,21	1,41	22,71	10,08	4,13
Centro-Oeste	2,02	1,83	90,59	9,86	0,38
Sudeste	10,58	1,98	18,71	15,36	7,83
Sul	13,52	3,43	25,37	25,26	8,36

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

APÊNDICE B – Estacionariedade e testes de raiz unitária

Tabela B1 – Estacionariedade das séries em primeira diferença

Variáveis	Nomenclatura	Nacional		Norte		Nordeste		Centro-Oeste		Sudeste		Sul	
		ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP	ADF	PP
Primeira diferença PIB per capita logaritmizada	d_ln_pibpc	N/A	N/A	N/A	N/A	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Primeira diferença Gasto público per capita logaritmizada	d_ln_gastopc	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	I(0)	I(0)
Primeira diferença Selic	d_selic	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)	I(0)
Primeira diferença Abertura Econômica	d_abertura	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	I(0)	I(0)	N/A	N/A	N/A	N/A
Primeira diferença Esforço Exportador	d_expforc	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	N/A	I(0)	I(0)	N/A	N/A	N/A	N/A

N/A: Não aplicável.

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

APÊNDICE C – Validação de estabilidade do modelo PVAR

Tabela C1 - Condição de estabilidade dos modelos PVAR por região

Região	Autovalor máximo	Estabilidade
Nacional	0.922	Estável
Norte	0.832	Estável
Nordeste	0.925	Estável
Centro-Oeste	-1.338	Instável
Sudeste	0.984	Estável
Sul	1.371	Instável

Fonte: Elaborada pelo autor mediante dados da pesquisa.

Observação sobre o Apêndice C: A estabilidade de um modelo PVAR requer que o módulo de todos os autovalores associados à sua representação seja inferior à unidade, condição que assegura a estacionariedade do sistema e a convergência das funções impulso-resposta após um choque. A tabela reporta, para cada recorte regional, o maior autovalor estimado e o respectivo diagnóstico. Os modelos Nacional, Norte, Nordeste e Sudeste satisfazem plenamente essa condição, com autovalores máximos abaixo de um, o que confere validade às respostas dinâmicas estimadas. Já os modelos do Centro-Oeste e do Sul apresentam autovalor de módulo superior à unidade, indicando instabilidade e exigindo cautela na interpretação de seus resultados.

As possíveis causas dessa instabilidade encontram respaldo nas características estruturais dessas economias, já evidenciadas ao longo da análise. No Centro-Oeste, a base produtiva é concentrada em cadeias agroexportadoras e fica exposta aos ciclos de preços de commodities e de safras; essa dependência, somada aos sinais atípicos da taxa Selic sobre o crédito, o gasto público e o produto, sugere uma dinâmica regional comandada mais por esses ciclos do que pela política monetária. No Sul, a instabilidade pode estar associada à razão entre crédito e produto, a mais alta do conjunto, que torna o sistema mais sensível às variações de liquidez. Não se descarta, por fim, a influência de fatores econométricos, como a curta dimensão temporal de cada recorte regional e a escolha do número de defasagens e dos instrumentos na estimação por *System-GMM*.