



INSTITUTO BRASILEIRO DE ENSINO, DESENVOLVIMENTO E PESQUISA
CURSO DE ECONOMIA

**Influência da Taxa Selic e do Câmbio no Desempenho de Ações Bancárias na B3: Uma
Abordagem VECM para o Período 2012–2024**

MATHEUS MARTINS VIANA

Brasília - DF
2025

MATHEUS MARTINS VIANA

Influência da Taxa Selic e do Câmbio no Desempenho de Ações Bancárias na B3: Uma Abordagem VECM para o Período 2012–2024

Trabalho de Conclusão de Curso da Escola de Gestão, Economia e Negócios (EGEN) do Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP), como parte dos requisitos para obtenção do título de Bacharel em Economia.

Aprovado em: 25/06/2025

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Marcel Stanley Monteiro – Professor Orientador e Presidente da Banca
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP)

Prof. MSc. Rodrigo Dela-Sávia da Fonseca – Membro Interno
Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP)

MSc. Romilson Aiache – Membro Externo

Brasília – DF
2025

AGRADECIMENTOS

Registro minha gratidão a todos que, de alguma forma, contribuíram para a minha trajetória acadêmica.

Em primeiro lugar, agradeço aos meus pais, cujo suporte incondicional e dedicação garantiram as melhores condições de estudo ao longo de toda a graduação, aliviando minhas preocupações e demonstrando, dia após dia, o quanto o acesso ao conhecimento é valioso, bem como ao meu tio Ricardo Viana, economista, cujo incentivo constante ao aprendizado sempre foi fonte de inspiração.

Sou profundamente grato ao meu orientador, Prof. Dr. Marcel Stanlei Monteiro, pela confiança depositada em meu trabalho e pela liberdade concedida para conduzir a pesquisa de acordo com minhas convicções acadêmicas, sempre baseado em suas orientações.

Agradeço também às oportunidades oferecidas pelo Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa (IDP) durante meu período de formação, que proporcionaram recursos e ambientes de excelência para o desenvolvimento deste projeto.

Aos meus colegas de classe, cujo companheirismo e apoio mútuo durante todo o curso foram fundamentais, desejo o melhor em suas carreiras profissionais.

À Profa. Dra. Roberta Wichmann, deixo minha especial gratidão por despertar em mim o interesse pela econometria, disciplina que, no início, parecia inatingível e hoje se concretiza neste trabalho graças às suas aulas inspiradoras.

Por fim, sou grato ao Prof. M.Sc. Rodrigo Dela-Sávia por ter aceitado compor minha banca examinadora e por, em suas aulas de economia comportamental e no grupo de estudos de *equity research*, dedicar seu tempo para estimular e aprofundar meu interesse prévio nessa área.

A todos, meu muito obrigado!

RESUMO

O estudo investiga a influência da Taxa Selic e da taxa de câmbio sobre o desempenho das ações bancárias na B3 no período de 2012 a 2024. Para tanto, aplicou-se o modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), acompanhado de testes estatísticos para construção e validação do modelo, análise de impulso-resposta e testes de causalidade de Granger para examinar as relações de curto prazo. Os resultados revelam a existência de dois vetores de cointegração, evidenciando que a taxa de câmbio possui influência significativa sobre o retorno das ações bancárias, enquanto a Taxa Selic apresenta efeito menos expressivo. No curto prazo, não foram identificadas relações de causalidade estatisticamente significativas entre as variáveis. As conclusões ampliam o entendimento sobre a dinâmica entre juros, câmbio e mercado de ações, no retorno das ações bancárias.

Palavras-chave: VECM. Ações bancárias. Taxa Selic. Câmbio dólar. Política monetária.

ABSTRACT

This research examines the impact of the Selic interest rate and the exchange rate on the performance of banking stocks listed on B3 from 2012 to 2024. Employing a Vector Error Correction Model (VECM), supplemented by statistical tests for model specification and validation, the study further conducts impulse-response function analysis and Granger causality tests to explore short-term dynamics. The findings identify two cointegration vectors, suggesting that the exchange rate exerts a significant influence on banking stock returns, whereas the Selic rate has a comparatively weaker effect. In the short run, no statistically significant causal relationships are observed among the variables. These results contribute to a deeper understanding of the interplay between monetary policy, exchange rate fluctuations, and financial market performance, offering empirical insights for both policymakers and investors.

Keywords: VECM. Banking stocks. Selic rate. Exchange rate. Monetary policy.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 – Evolução da Taxa Selic definida nas reuniões do COPOM no período de 2012 a 2024	10
Gráfico 2 – Evolução do dólar nas datas das reuniões do COPOM (2012-2024)	11
Gráfico 3 – Evolução do Índice Bancário nas datas das reuniões do COPOM (2012–2024)	13
Gráfico 4 – Dispersão entre a taxa Selic e o Índice Bancário	14
Gráfico 5 – Dispersão entre Dólar e o Índice Bancário.....	15
Gráfico 6 – Resposta das variáveis do modelo a um choque na Selic.....	28
Gráfico 7 – Resposta das variáveis do modelo a um choque no Dólar	29
Gráfico 8 – Resposta das variáveis do modelo a um choque no Índice Bancário	30

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DA TAXA SELIC (2012-2024).....	10
TABELA 2 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO DÓLAR (2012-2024).....	12
TABELA 3 – ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS DO ÍNDICE BANCÁRIO (2012–2024).....	13
TABELA 4 – TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF) PARA AS SÉRIES EM NÍVEL	23
TABELA 5 – TESTE DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF) APLICADO ÀS SÉRIES EM PRIMEIRA DIFERENÇA DO LOGARITMO NATURAL (ΔLOG)	23
TABELA 6 – CRITÉRIOS DE INFORMAÇÃO PARA SELEÇÃO DA ORDEM DE DEFASAGEM DO VAR EM NÍVEL (AIC, HQ, BIC E FPE)	24
TABELA 7 – ESTATÍSTICA DE TRAÇO DE JOHANSEN E VALORES CRÍTICOS PARA HIPÓTESES DE COINTEGRAÇÃO	25
TABELA 8 – ESTATÍSTICA DE MÁXIMA RAIZ PRÓPRIA DE JOHANSEN E VALORES CRÍTICOS PARA HIPÓTESES DE COINTEGRAÇÃO	25
TABELA 9 – DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO DO ÍNDICE BANCÁRIO (12 PERÍODOS À FRENTE)	26
TABELA 10 – PARTICIPAÇÃO DO ÍNDICE BANCÁRIO NA DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DO ERRO DE PREVISÃO DAS VARIÁVEIS SELIC E DÓLAR (12 PERÍODOS À FRENTE).....	26
TABELA 11 – TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER ENTRE SELIC, DÓLAR E ÍNDICE BANCÁRIO	31

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF - Teste de Raiz Unitária Aumentado de Dickey-Fuller

AIC - Critério de Informação de Akaike

B3 - Brasil, Bolsa, Balcão

BACEN - Banco Central do Brasil

BIC - Critério de Informação Bayesiano

CMN - Conselho Monetário Nacional

COPOM - Comitê de Política Monetária

FEVD - Decomposição da Variância do Erro de Previsão

FPE - Erro Final de Previsão

HQ - Critério de Informação de Hannan-Quinn

IDP - Instituto Brasileiro de Ensino, Desenvolvimento e Pesquisa

IRF - Função Impulso-Resposta

VAR - Vetores Autorregressivos

VECM - Modelo de Correção de Erro Vetorial

SUMÁRIO

1. Introdução	3
1.1 Contextualização do Tema.....	3
1.2 Problema de Pesquisa.....	4
1.3 Hipóteses da Pesquisa	4
1.4 Objetivos Geral e Específicos	4
1.4.1 Objetivo Geral.....	4
1.4.2 Objetivos Específicos.....	5
1.5 Delimitação do Escopo do Estudo	5
1.6 Justificativa do Tema: Relevância e Contribuição.....	6
2. Fundamentação Teórica.....	6
2.1 Literatura Nacional.....	6
2.2 Literatura Internacional	8
3. Metodologia.....	9
3.1 Base de Dados	9
3.1.1 Análise Descritiva dos Dados	9
3.1.2 Ordenação das Variáveis Causais e Preparação para Modelagem Econométrica	15
3.2 Modelo Econométrico	16
3.3 Teste de Raiz Unitária	17
3.4 Teste de Cointegração: Teste de Johansen.....	18
3.4.1 Estrutura do Teste de Johansen	18
3.4.2 Cálculo dos Autovalores e Determinação dos Vetores de Cointegração	19
3.4.3 Teste do Traço.....	19
3.4.5 Decisão sobre o Número de Vetores de Cointegração.....	20
3.5 Teste de Causalidade de Granger.....	21
3.5 Função Impulso e Resposta.....	22
4. Resultados.....	22
5. Conclusão	32
6. Referências Bibliográficas	34

1. Introdução

1.1 Contextualização do Tema

O Banco Central do Brasil (BACEN) é uma Autarquia Especial que possui autonomia assegurada pela Lei Complementar nº 179/2021, que fortalece a condução independente da política monetária. De acordo com o Art. 2º da Lei Complementar, as metas de política monetária são estabelecidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN), cabendo exclusivamente ao BACEN conduzir as ações necessárias para o cumprimento das metas.

Sob essa estrutura, a política monetária conduzida pelo BACEN visa garantir a estabilidade da moeda e fomentar o bem-estar econômico, alinhando-se aos três pilares do tripé macroeconômico brasileiro: câmbio flutuante, meta de inflação e meta fiscal. Nesse modelo, a atuação do BACEN é relevante nos dois primeiros pilares, com ênfase no controle da inflação, sem prejuízo da importância dos demais. Para atingir a meta de inflação, definida pelo CMN, o Banco Central, por meio do Comitê de Política Monetária (COPOM), estabelece a Taxa Selic meta, que orienta a taxa básica de juros da economia brasileira. A Selic serve como referência para as operações compromissadas no mercado interbancário e influencia a formação da estrutura a termo da curva de juros, impactando diretamente o custo do crédito, o consumo e os investimentos (Mankiw, 2021). Dessa forma estimulando ou desacelerando a atividade econômica.

Assim, por meio das mudanças de política monetária realizadas pelo CMN e executadas pelo BACEN, tem-se flutuações nos juros locais e alterações na dinâmica econômica, provocando variações no desempenho das empresas listadas em bolsa de valores (Blanchard, 1981). Dessa forma, uma maneira indireta de compreender a atividade econômica de um país é por meio da análise do sistema bancário. As informações disponíveis nas instituições financeiras, como dados sobre financiamentos concedidos a empresas e indivíduos, assim como o controle de crédito, permitem aproximar a compreensão da dinâmica da economia real (De Bandt e Hartmann, 2000).

Além disso, segundo Mishkin (2015), o setor bancário é particularmente sensível às variações na taxa de juros. Em períodos de alta da Selic, as margens bancárias tendem a se expandir devido ao aumento do spread entre as taxas ativas e passivas, enquanto a redução dos juros comprime essas margens e pressiona a rentabilidade.

Por fim, destaca-se que o regime de câmbio flutuante adotado pelo Brasil, ainda que com intervenções pontuais do Banco Central para conter excessiva volatilidade, atua de forma complementar à política monetária ao influenciar preços e expectativas inflacionárias (Serrano, 2010;

Leichsenring, 2004). Conforme argumenta Leichsenring (2004), mecanismos como a gestão cambial e a atração de capital externo tornam-se instrumentos auxiliares na convergência da inflação para as metas estabelecidas, reforçando a estabilidade financeira e contribuindo indiretamente para o ambiente de formação de preços dos ativos no mercado acionário.

1.2 Problema de Pesquisa

Diante disso, criou-se a seguinte problemática de pesquisa: “Como as variações da Taxa Selic, definidas pelo COPOM, e do preço do Dólar influenciam na variação dos preços das ações do setor bancário brasileiro?”

1.3 Hipóteses da Pesquisa

Portanto, as hipóteses de pesquisas são as seguintes:

- H0(Hipótese Nula): s variações da Taxa Selic e do preço do Dólar não possuem relação de causalidade estatisticamente significativa sobre os preços das ações do setor bancário brasileiro.

Não se espera que alterações na Taxa Selic ou na cotação do Dólar resultem em efeitos causais relevantes sobre a dinâmica dos preços das ações bancárias.

- H1(Hipótese Alternativa): As variações da Taxa Selic e do preço do Dólar possuem relação de causalidade estatisticamente significativa sobre os preços das ações do setor bancário brasileiro.

Pressupõe-se que as variações da Taxa Selic e do Dólar exercem efeito estatisticamente significativo nos preços das ações do setor bancário brasileiro, de modo que aumentos na Selic e apreciação cambial valorizam essas ações, enquanto reduções na Selic ou depreciação do Dólar produzem efeitos inversos, mantendo-se a relação causal.

1.4 Objetivos Geral e Específicos

1.4.1 Objetivo Geral

Neste sentido, o objetivo deste trabalho é investigar a existência de relações de causalidade entre a Taxa Selic, o Dólar e o retorno das ações do setor bancário brasileiro, avaliando a dinâmica dessas variáveis no período de 2012 a 2024.

1.4.2 Objetivos Específicos

Dessa forma, foram definidos três objetivos específicos alinhados ao objetivo geral para orientar a condução da pesquisa:

1. Investigar a existência de relações de longo prazo entre a Taxa Selic, o Dólar e o retorno das ações bancárias, por meio da análise de cointegração;
2. Estimar a dinâmica de causalidade entre as variáveis estudadas, utilizando um modelo de correção de erro vetorial;
3. Avaliar os efeitos dos choques na Taxa Selic e no Dólar sobre o retorno das ações bancárias, por meio da análise das funções resposta a impulso.

1.5 Delimitação do Escopo do Estudo

O período inicial, a partir de 2012, marca uma fase de transição na política monetária brasileira, quando o Banco Central iniciou um ciclo de redução da taxa Selic em meio a um cenário de desaceleração econômica e tentativa de estímulo à atividade produtiva. Entretanto, a partir de 2015, o país enfrentou uma crise política e recessão econômica, refletida na escalada da inflação e deterioração fiscal. Como consequência houve um aumento expressivo da taxa Selic, que atingiu 14,25% ao ano. Esses movimentos, aliados a incertezas internas e externas, impulsionaram a volatilidade do dólar, afetando significativamente os preços dos ativos financeiros.

Outro marco relevante foi a pandemia da COVID-19, em 2020, que provocou uma crise sanitária e econômica global sem precedentes. Em resposta, o Banco Central reduziu a taxa Selic para o patamar histórico de 2% ao ano, adotando uma política monetária expansionista para mitigar os efeitos da recessão. Contudo, os estímulos monetários e fiscais, somados a pressões externas, levaram a uma desvalorização significativa do real frente ao dólar, cujos valores atingiram níveis históricos, exacerbando as incertezas no mercado financeiro.

A partir de 2021, com a retomada gradual da atividade econômica e o aumento das pressões inflacionárias, iniciou-se um novo ciclo de alta na taxa Selic, visando a ancoragem das expectativas de inflação. Este ciclo prosseguiu até atingir 13,75% em 2022, configurando um movimento de aperto monetário relevante para a dinâmica dos ativos bancários, dado o papel central que as taxas de juros desempenham no setor financeiro.

Adicionalmente, o período engloba eventos externos de grande relevância, como os ciclos de alta dos juros promovidos pelo Federal Reserve (Fed), que afetaram diretamente os fluxos de capitais

para economias emergentes como o Brasil, intensificando a volatilidade do dólar e reforçando a necessidade de estudar o impacto dessas variáveis sobre o mercado acionário brasileiro.

Assim, a escolha do intervalo de 2012 a 2024 permite capturar um conjunto representativo de choques macroeconômicos, tanto internos quanto externos, e suas repercussões sobre a taxa de juros, o câmbio e o mercado acionário. Este recorte temporal assegura uma análise da dinâmica de longo prazo e da resposta dos preços das ações bancárias a variações das principais variáveis macroeconômicas, em linha com os estudos de Bernanke e Gertler (1995), que destacam o papel da política monetária na transmissão de choques financeiros em economias emergentes.

1.6 Justificativa do Tema: Relevância e Contribuição

Analisar conjuntamente a taxa Selic, o câmbio e os preços das ações bancárias brasileiras são pertinentes para compreender como choques monetários e cambiais se propagam no mercado de capitais, sobretudo em períodos de elevada volatilidade. Entre 2012 e 2024, o Brasil enfrentou a recessão de 2015-2016 e a crise sanitária iniciada em 2020, momentos em que juros e dólar oscilaram substancialmente e, possivelmente, alteraram custos de financiamento, fluxos de capital e precificação dos ativos bancários.

Bernanke e Gertler (1995) apontam que variações nos juros funcionam como canal de transmissão de perturbações financeiras; examinar Selic e câmbio em conjunto permite avaliar esse mecanismo quando a valorização do dólar amplifica a exposição do mercado acionário a fatores externos. O estudo dessas relações fornece subsídios a investidores e demais agentes do mercado na interpretação dos movimentos macroeconômicos, no ajuste de carteiras e na gestão de risco, além de apoiar autoridades econômicas na avaliação dos efeitos de suas decisões sobre a estabilidade do mercado de capitais.

2. Fundamentação Teórica

2.1 Literatura Nacional

A relação entre a taxa básica de juros, a Selic, e o mercado de ações brasileiro é amplamente analisada na literatura econômica. Grôppo (2004) destaca que, em ambientes de taxas de juros baixas, ocorre maior alocação de recursos em ativos de maior risco, motivada pela busca de retornos superiores, dada a redução do custo de capital. Em contrapartida, ambientes de taxas elevadas aumentam o custo de captação das empresas, desestimulando o interesse dos investidores por ativos de renda variável.

Nesse contexto, Andrade et al. (2022) e Fonseca e Vartanian (2021) confirmam a existência de uma relação negativa entre a juros e os preços das ações. Ambos destacam que a elevação da Selic aumenta a atratividade dos ativos de renda fixa, provocando migração de recursos para esses investimentos, enquanto a redução da Selic incentiva o interesse por ativos de maior risco, refletido na valorização das ações. Andrade et al. (2022) sustentam que tal migração ocorre por meio da modulação dos incentivos ao crédito, advinda da expansão ou contração da taxa básica de juros, impactando diretamente as operações bancárias e influenciando, consequentemente, a rentabilidade do setor.

Contudo, nem todos os estudos corroboram essa relação. Todavia, Pimenta Jr. (2008) não identificou evidência estatística robusta de relação entre a Selic e o mercado acionário brasileiro, sugerindo que a influência da taxa básica de juros pode ser limitada ou mediada por outros fatores econômicos durante o período analisado.

Ademais, Sandoval Junior e Franca (2012) destacam que, em períodos de crise e alta volatilidade nos mercados financeiros, choques na política monetária aumentam a correlação entre diferentes mercados, ampliando os impactos negativos sobre os preços das ações. Embora o estudo foque crises internacionais, suas conclusões são essenciais para compreender a maior sensibilidade do mercado acionário brasileiro em momentos de instabilidade financeira.

Pilar e Machado (2019) evidenciam que o mercado acionário brasileiro é fortemente influenciado pelo comportamento dos investidores estrangeiros, os quais impactam diretamente a liquidez e a volatilidade do mercado. Em situações de aumento da classificação de risco soberano, observa-se o fenômeno denominado “fuga para a liquidez/qualidade”, no qual investidores realocam seus recursos para mercados mais líquidos e seguros, prejudicando o desempenho do mercado doméstico. Essa dinâmica intensifica a volatilidade e a comunalidade na liquidez, reforçando e potencializando os efeitos adversos dos choques monetários, e tornando o mercado brasileiro ainda mais vulnerável em períodos de crise.

Adicionalmente, a taxa de câmbio também exerce papel significativo no mercado de ações. Carvalho e Vieira (2015) demonstram que a valorização do dólar em relação ao real tende a elevar os preços das ações por aumentar a competitividade internacional das empresas. Grôppo (2006) reforça essa evidência ao mostrar que o câmbio tem efeito mais forte sobre o Ibovespa no curto prazo, embora perca significância estatística no longo prazo. Em períodos de crise, Carvalho e Vieira identificam ainda que câmbio e preços das ações se influenciam mutuamente, indicando relação recíproca entre as variáveis. Entretanto, Pimenta Jr. (2008) verificou que, embora a taxa de câmbio seja a variável macroeconômica com maior influência sobre o Ibovespa, essa relação não foi estatisticamente

significativa, ressaltando a necessidade de análises mais detalhadas. Andrade et al. (2022) corroboram essa perspectiva ao indicar que, no setor financeiro, o impacto cambial sobre os preços das ações é de menor magnitude e depende de fatores conjunturais e estratégicos específicos.

Portanto, verifica-se que tanto o comportamento dos investidores estrangeiros quanto a variação da taxa de câmbio exercem influências significativas, embora distintas, sobre o mercado acionário brasileiro. A volatilidade e a liquidez do mercado são afetadas pelas decisões de realocação de recursos em resposta a mudanças no risco soberano, enquanto a relação entre câmbio e preços das ações apresenta complexidades e variações conforme o contexto setorial e conjuntural.

2.2 Literatura Internacional

No cenário internacional, a relação entre política monetária e o mercado de capitais também já foi objeto de muito estudo em diversos países, revelando padrões semelhantes aos observados no Brasil. Neri (2004) analisou os efeitos de choques monetários exógenos nos mercados acionários de países do G7, observando que aumentos nas taxas de juros tendem a provocar desvalorizações nos preços das ações.

Por outro lado, Bernanke e Kuttner (2004) destacaram que cortes inesperados na taxa básica de juros nos Estados Unidos promovem valorizações significativas nas ações, principalmente em razão da redução no custo do capital e à maior propensão dos investidores a migrarem para ativos de maior risco, como ações. Este efeito pode ser relevante para o setor bancário, que tende a se beneficiar do aumento da liquidez e da expansão do crédito, elementos observados no mercado financeiro em períodos de baixa de juros.

Estudos em mercados emergentes corroboram essas evidências. Uddin e Alam (2010), ao investigarem o mercado acionário de Bangladesh, confirmaram que taxas de juros elevadas desestimulam o investimento em ações. De forma similar, Setiawan (2020) demonstrou que o crescimento econômico, impulsionado por políticas monetárias expansionistas, favorece o aumento da demanda por crédito e, conseqüentemente, a valorização das ações, uma dinâmica se espera observar na B3 em períodos de redução da Selic.

Cecchetti et al. (2000) destacam que os preços das ações, dada sua elevada sensibilidade às variações nas taxas de juros, constituem indicadores relevantes para a formulação e ajuste da política monetária, pois refletem as expectativas dos agentes quanto à trajetória futura dessas taxas, sinalizando potenciais riscos e desalinhamentos no sistema financeiro. Nesse sentido, Blanchard (1981) evidencia que alterações reais ou antecipadas nas políticas econômicas, particularmente nas taxas de juros,

induzem variações imediatas no mercado acionário ao modificar as expectativas relativas a lucros futuros e taxas de desconto. Ademais, a antecipação de uma política expansionista pode gerar um efeito perverso, caracterizado pela reação inicial contrária do mercado e da atividade econômica, com redução da produção anterior à implementação efetiva da medida.

Dessa forma, as respostas do mercado a mudanças nas condições de crédito e às expectativas de política monetária são imediatas e influenciadas pelas antecipações dos agentes, refletindo-se na formação dos preços dos ativos. Esse comportamento evidencia que as expectativas exercem papel preponderante na dinâmica do mercado, muitas vezes sobrepondo-se aos efeitos das políticas efetivamente implementadas.

3. Metodologia

Para estruturar o estudo, coletaram-se 103 observações correspondentes às datas das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM) realizadas entre 2012 e 2024. Os dados foram obtidos no Sistema Gerenciador de Séries Temporais (SGS) do Banco Central do Brasil e no *Yahoo Finance*. As variáveis analisadas são: taxa Selic e cotação de venda do dólar americano no mercado livre, ambas provenientes do SGS, além de um Índice Bancário, construído a partir dos preços de fechamento de bancos listados na B3, coletados via *Yahoo Finance*.

A escolha pelas datas de reunião do COPOM fundamenta-se na intenção de capturar o comportamento do mercado diante das decisões de política monetária. Para tanto, foram considerados os preços de fechamento das variáveis no dia de cada reunião, permitindo a análise dos movimentos de mercado com base nos níveis de preços observados.

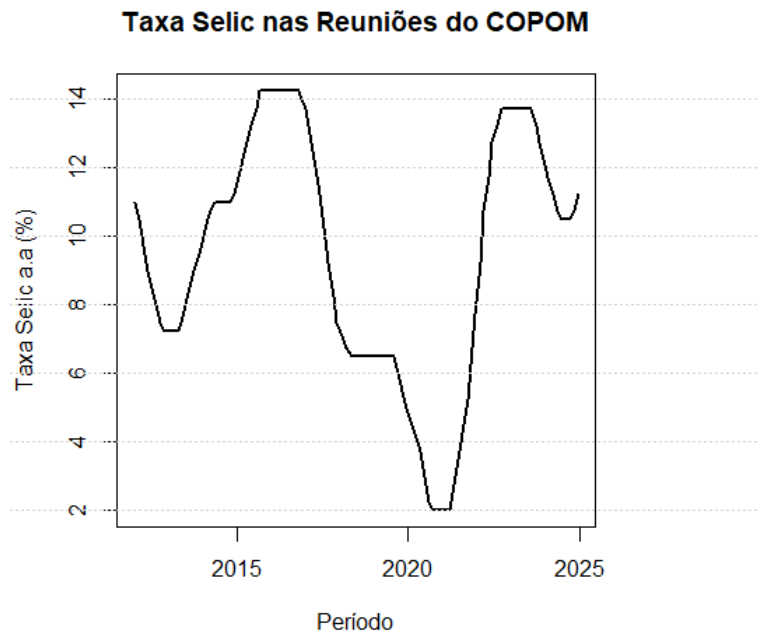
3.1 Base de Dados

3.1.1 Análise Descritiva dos Dados

A taxa Selic meta apresenta a trajetória da política monetária brasileira entre 2012 e 2024, medida a partir dos valores fixados nas datas das reuniões do COPOM. O comportamento da série revela ciclos de aperto e afrouxamento monetário, caracterizados por movimentos alternados de elevação e redução da taxa de juros em resposta às condições macroeconômicas. Observa-se um ciclo de alta até 2015, seguido por uma trajetória de queda até 2020, e uma posterior retomada do movimento ascendente. A série não apresenta tendência determinística evidente, mas a presença de mudanças no nível médio ao longo do tempo sugere a necessidade de inclusão de um termo de *drift* nos

procedimentos econométricos, a fim de capturar variações estruturais associadas a choques econômicos, conforme ilustrado no Gráfico 1.

Gráfico 1 – Evolução da Taxa Selic definida nas reuniões do COPOM no período de 2012 a 2024



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central, 2025.

A Tabela 1 apresenta as estatísticas descritivas da taxa Selic no período de 2012 a 2024. Os valores variaram entre 2,00% e 14,25% ao ano, com média de 9,44% e mediana de 10,50%, indicando uma leve assimetria negativa. O intervalo interquartil, de 6,50% a 12,75%, concentra a metade das observações, evidenciando uma dispersão moderada. A diferença entre média e mediana sugere a ausência de normalidade na distribuição, aspecto relevante para a escolha dos métodos econométricos. Esses resultados corroboram a volatilidade observada no gráfico 1 e refletem os ajustes da política monetária em resposta às condições macroeconômicas do período.

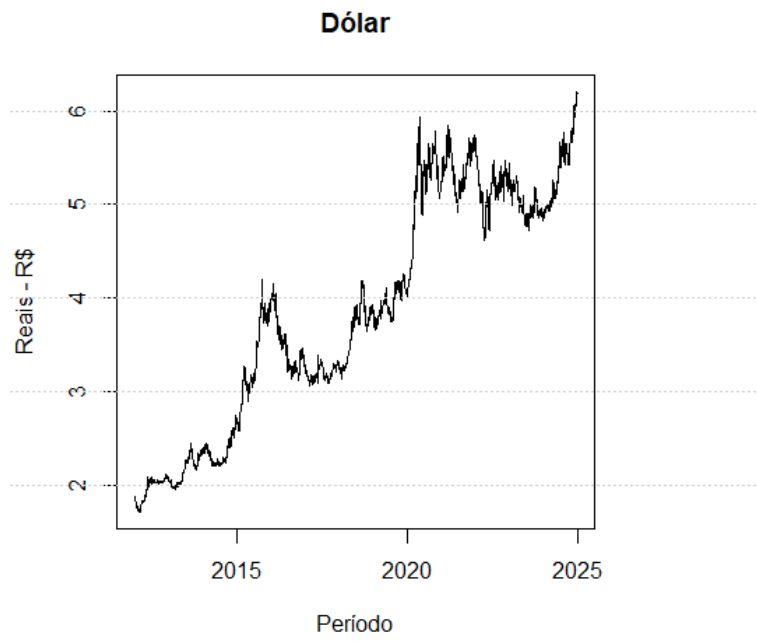
Tabela 1 – Estatísticas descritivas da taxa Selic (2012-2024)

Medida	Valor (%)
Mínimo	2.0
1º Quartil	6.5
Mediana	10.5
Média	9.44
3º Quartil	12.75
Máximo	14.25

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central, 2025.

O dólar apresenta trajetória de valorização frente ao real, com valores observados nas datas das reuniões do COPOM. O comportamento da série revela tendência de alta, com movimentos de apreciação em resposta às condições macroeconômicas internas e externas. Observa-se uma elevação mais acentuada a partir de 2015, intensificada por episódios de instabilidade após 2020. A série apresenta tendência determinística, indicando a necessidade de inclusão de um termo de tendência nos procedimentos econométricos para capturar a dinâmica estrutural associada a choques econômicos e à volatilidade do mercado cambial, conforme ilustrado no Gráfico 2.

Gráfico 2 – Evolução do dólar nas datas das reuniões do COPOM (2012-2024)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central, 2025.

A Tabela 2 apresenta as estatísticas descritivas do dólar em reais (R\$) no período analisado. O valor mínimo observado foi de R\$1,756, enquanto o máximo atingiu R\$6,053, refletindo uma valorização acumulada superior a 240% no intervalo. A média foi de R\$3,872 e a mediana de R\$3,776, indicando uma distribuição relativamente próxima da simetria. O intervalo interquartilico, de R\$3,001 a R\$5,096, concentra 50% das observações, evidenciando elevada dispersão. Esses resultados confirmam a forte volatilidade cambial durante o período, associada a choques externos e instabilidades domésticas, conforme ilustrado no Gráfico 2.

Tabela 2 - Estatísticas descritivas do dólar (2012-2024)

Medida	Valor (R\$)
Mínimo	1.756
1º Quartil	3.001
Mediana	3.776
Média	3.872
3º Quartil	5.096
Máximo	6.053

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Banco Central, 2025.

O Índice Bancário foi construído com o objetivo de representar o comportamento das ações do setor bancário brasileiro de forma homogênea e sem distorções causadas pelo tamanho de mercado das instituições. Foram selecionadas oito ações do setor listados na B3: BBAS3, BBDC3, SANB3, ABCB4, BPAN4, BRSR3, BNBR3, BAZA e ITUB3. A escolha considerou a continuidade da listagem desde 2012 e a diversidade entre grandes, médios e pequenos bancos, buscando captar o desempenho setorial de maneira representativa.

A metodologia adotada foi a média aritmética simples das cotações de fechamento de cada ação no dia da reunião do COPOM. Para o cálculo diário, somam-se os preços das ações e divide-se o resultado pelo número de ativos componentes, atribuindo pesos iguais a todas as ações, independentemente de seu valor de mercado ou liquidez. Essa abordagem visa fornecer uma medida agregada e não distorcida do comportamento das ações bancárias no período analisado.

Formalmente, o valor do índice no dia t é calculado por:

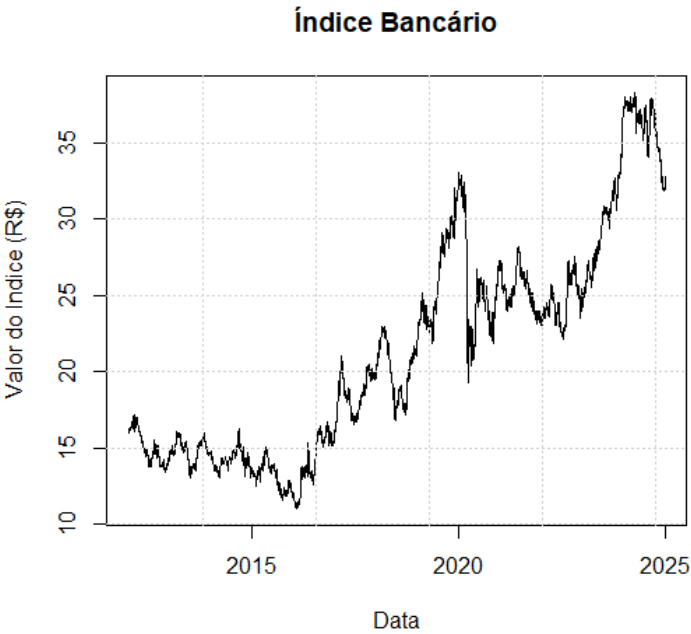
$$\text{Índice Bancário}_t = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_{i,t} \tag{1}$$

- $P_{i,t}$ representa o preço de fechamento da ação i no dia t ;
- n é o número de ações incluídas no índice.

O Índice Bancário apresenta a evolução agregada das cotações das ações selecionadas do setor bancário brasileiro, registradas nas datas das reuniões do COPOM. A série revela um movimento de valorização gradual a partir de 2015, com um crescimento mais acentuado a partir de 2018, seguido por uma queda expressiva em 2020, associada aos efeitos da pandemia de COVID-19. Posteriormente, observa-se uma trajetória de recuperação, embora com episódios de elevada volatilidade. A tendência geral é ascendente, refletindo o desempenho agregado das instituições financeiras, influenciado por

fatores como política monetária, condições macroeconômicas e oscilações cambiais, conforme ilustrado no Gráfico 3.

Gráfico 3 - Evolução do Índice Bancário nas datas das reuniões do COPOM (2012–2024)



Fonte: Elaboração própria com base nos dados do *Yahoo Finance*, 2025.

A Tabela 3 apresenta as estatísticas descritivas do Índice Bancário no período analisado. Os valores variaram entre 11,35 e 37,50, evidenciando um crescimento acumulado superior a 240% ao longo do período. A média da série foi de 21,33 e a mediana de 21,07, indicando uma distribuição próxima da simetria. O intervalo interquartil, de 14,83 a 25,70, concentra 50% das observações, refletindo uma dispersão moderada em torno da tendência central. A diferença entre a média e a mediana sugere que a distribuição pode não ser perfeitamente normal, aspecto relevante para as análises econométricas subsequentes. Esses resultados confirmam a trajetória de valorização observada no Gráfico 3 e evidenciam a volatilidade característica do setor bancário.

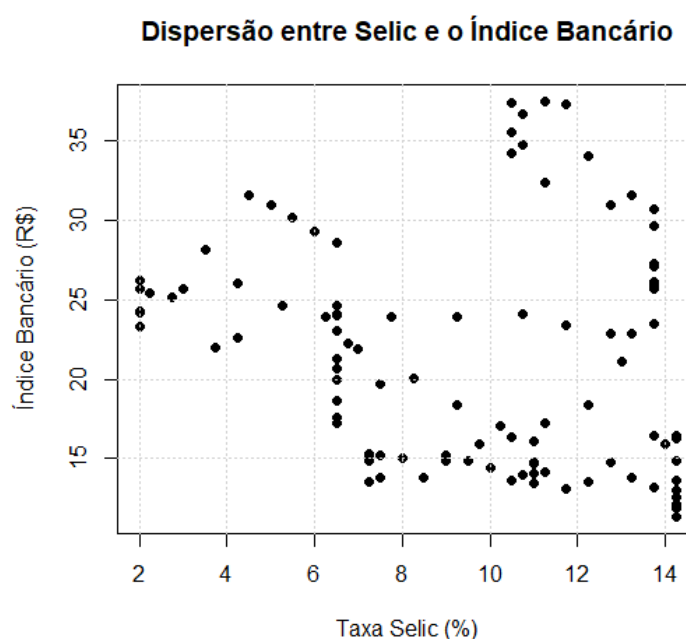
Tabela 3 - Estatísticas descritivas do Índice Bancário (2012–2024)

Medida	Valor (R\$)
Mínimo	11,35
1º Quartil	14,83
Mediana	21,07
Média	21,33
3º Quartil	25,70
Máximo	37,50

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do *Yahoo Finance*, 2025.

A Gráfico 4 apresenta o diagrama de dispersão entre a taxa Selic e o Índice Bancário. A disposição dos pontos não revela uma relação linear clara entre as variáveis, indicando que variações na taxa de juros básica não se associam de maneira direta e proporcional às oscilações no Índice Bancário. Observa-se uma dispersão significativa dos pontos tanto em níveis elevados quanto reduzidos da Selic, o que sugere uma baixa correlação linear entre essas variáveis. Tal comportamento reforça a necessidade da aplicação de testes estatísticos formais para verificar a existência e a magnitude de eventuais associações, além da análise de possíveis relações não lineares ou efeitos defasados entre a política monetária e o desempenho do setor bancário.

Gráfico 4 - Dispersão entre a taxa Selic e o Índice Bancário

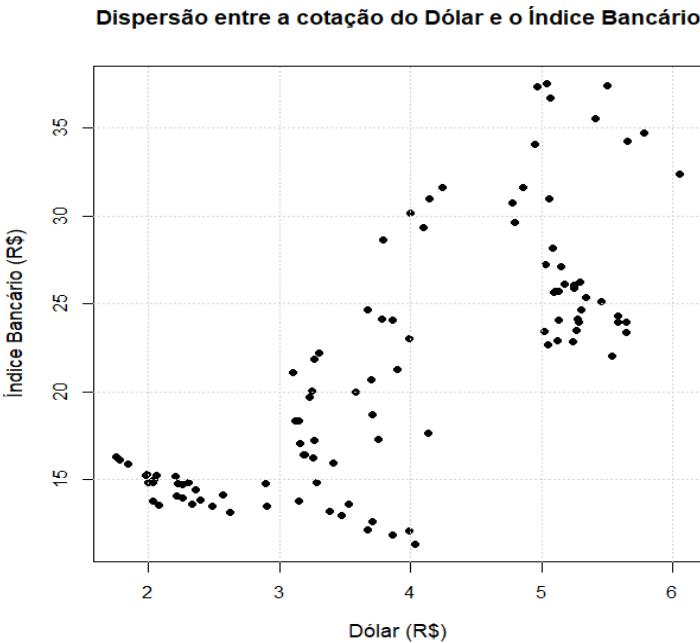


Fonte: Elaboração própria

O Gráfico 5 apresenta o diagrama de dispersão entre a cotação do dólar e o Índice Bancário, com base nas datas das reuniões do Comitê de Política Monetária (COPOM). Diferentemente do observado na relação com a taxa Selic, a disposição dos pontos sugere a presença de uma associação positiva entre as variáveis: valores mais elevados do dólar tendem a ser acompanhados por níveis mais altos do Índice Bancário. Embora a dispersão não seja uniforme, a formação de aglomerados e a tendência ascendente indicam uma possível correlação positiva, ainda que não linear perfeita. Este comportamento preliminar destaca a relevância de aprofundar a investigação empírica utilizando

métodos estatísticos apropriados para captar a magnitude e a dinâmica dessa associação, reforçando a escolha por modelos multivariados que considerem efeitos conjuntos e defasagens temporais.

Gráfico 5- Dispersão entre Dólar e o Índice Bancário



Fonte: Elaboração Própria

3.1.2 Ordenação das Variáveis Causais e Preparação para Modelagem Econométrica

Visando à modelagem econométrica por meio do modelo VAR, os dados foram organizados em uma ordem causal específica, com a taxa Selic como a variável líder, seguida pelo dólar e, por último, o Índice Bancário. Essa ordem reflete a dinâmica econômica esperada, onde a Selic é uma variável exógena que impacta diretamente as demais variáveis do sistema. O dólar, por sua vez, é influenciado pela política monetária e pelas condições econômicas internas e externas, impactando o Índice Bancário, que reflete o desempenho agregado do setor financeiro.

Essa organização das variáveis foi feita com o objetivo de facilitar a aplicação da decomposição de Cholesky, que assume a causalidade entre as variáveis do sistema e permite a identificação de choques exógenos. A decomposição de Cholesky, ao garantir a ortogonalidade dos choques, é importante para a análise da função impulso-resposta (IRF), permitindo isolar os efeitos causais e interpretar corretamente as dinâmicas do modelo.

3.2 Modelo Econométrico

Considerando os resultados da análise exploratória, propõe-se a utilização do modelo de Correção de Erro Vetorial (VECM) para examinar a dinâmica conjunta entre a taxa Selic, a cotação do dólar e o Índice Bancário. O VECM, uma extensão do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR), é adequado para séries temporais cointegradas, pois permite modelar as relações entre as variáveis, capturando da interdependência dinâmica entre as variáveis ocorre sem a necessidade de classificar previamente quais são endógenas e exógenas, conforme indicado por Sims (1980).

Após verificar que as variáveis são estacionárias e cointegradas, o modelo VAR pode ser ajustado para incorporar o termo de correção de erro, adotando a estrutura do VECM. A inclusão desse termo é necessária, pois sua omissão resulta em uma especificação incorreta do modelo, o que leva à exclusão das relações de longo prazo e compromete a consistência das estimativas, gerando vieses nos resultados. Dessa forma, o VECM permite capturar tanto as dinâmicas de curto prazo, que refletem os ajustes temporários das variáveis, quanto as relações de longo prazo, que descrevem o equilíbrio entre elas.

A equação do modelo é representada pela equação abaixo. Sendo X_t uma matriz de dimensões $(n \times 1)$, representando as observações ao longo do tempo. A matriz β , de dimensão $(N \times q)$, inclui os vetores de cointegração em suas colunas, sendo o q o número de vetores de cointegração. Já o e_t , contém os resíduos do modelo, que não são independentes entre si e não correlacionados, ou seja, apresentam ausência de autocorrelação.

$$\Delta X_t = A\beta'X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (2)$$

- ΔX_t : Representa o vetor de variáveis que, embora não estacionárias em nível, tornam-se estacionárias após a aplicação da primeira diferença. Necessário para eliminar as tendências de longo prazo nas séries temporais, garantindo que as variáveis sejam adequadas para modelagem;
- $\beta'X_{t-1}$: Representa a relação de cointegração, capturando o desequilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Esse termo reflete como as variáveis se ajustam entre si ao longo do tempo, mantendo uma relação estável, apesar das flutuações individuais;
- A : Taxa de ajuste do desequilíbrio, representando a matriz de coeficientes responsável pela correção dos desvios em relação ao equilíbrio de longo prazo;
- $A\beta'X_{t-1}$: É o termo de correção de erro;

- $\sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta X_{t-i}$: Captura a dinâmica de curto prazo, considerando defasagens das primeiras diferenças;
- e_t : Representa o vetor de resíduos ruído branco, com média zero e variância constante.

Antes da estimação do VECM, define-se a ordem de defasagem ρ do VAR preliminar com base no princípio da parcimônia, isto é, escolher o menor número de parâmetros capaz de captar a dinâmica entre as variáveis, evitando sobreparametrizações que comprometam a eficiência dos estimadores. A escolha é guiada pelos critérios de informação multivariados, Critério de Informação de Akaike (AIC, 1974), Critério Schwarz/Bayesiano (BIC, 1978), Critério de Hannan–Quinn (HQ, 1979) e Erro de Predição Final (FPE), selecionando-se o ρ que minimiza a maioria desses indicadores (AKAIKE, 1974; SCHWARZ, 1978; HANNAN; QUINN, 1979). Ainda assim, o pesquisador pode adotar outro valor de ρ quando fundamentos econômicos ou evidência empírica justificarem, desde que o equilíbrio entre parcimônia e adequação do modelo seja preservado.

3.3 Teste de Raiz Unitária

Ao iniciar uma análise econométrica, é essencial avaliar a ordem de integração das séries temporais. primeiro passo consiste em verificar a estacionariedade das séries, uma vez que a estimação de modelos de regressão depende dessa condição. Séries não estacionárias podem levar a resultados espúrios e estimações imprecisas, o que compromete a validade do modelo. Para isso, utiliza-se o teste de raiz unitária, como o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF), que tem como objetivo determinar se a série é estacionária ou se precisa ser transformada, como por diferenciação.

O teste de Dickey-Fuller aumentado é uma extensão do teste de Dickey-Fuller que corrige a autocorrelação nos resíduos ao incluir termos defasados das diferenças, permitindo uma estimativa mais precisa do coeficiente δ e a verificação da estacionariedade da série temporal. A hipótese nula do teste é que $\delta = 0$, ou seja, que a série possui uma raiz unitária e é não estacionária. A fórmula do teste de Dickey-Fuller aumentado é dada por:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \mu_t \quad (3)$$

Em que:

- Δy_t : É a diferença entre os valores consecutivos da série temporal
- β_1 : Intercepto
- $\beta_2 t$: É o termo de tendência, caso seja incluído
- δ : Coeficiente associado a defasagem y_{t-1} , utilizado para testar a presença de raiz unitária

- $\sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i}$: Valores defasados das diferenças da série temporal, com p representando número de lags selecionados

O valor t estimado para o coeficiente δ , associado a y_{t-1} , é utilizado para calcular a estatística tau (τ), que é específica para o teste de Dickey-Fuller. Essa estatística não segue a distribuição t convencional, mas sim uma distribuição especial, cujos valores críticos são determinados por meios de simulações de Monte Carlos. A presença ou ausência de raiz unitária é verificada comparando o valor de tau (τ) com esses valores críticos.

A fórmula para calcular a estatística de teste é dada por:

$$T = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})} \quad (4)$$

Em que:

- $\hat{\delta}$ é o coeficiente estimado para a defasagem y_{t-1} ;
- $se(\hat{\delta})$ é o erro padrão associado à estimativa $\hat{\delta}$.

Com a estatística tau (τ) calculada a interpretação é a seguinte:

- Se o valor T for menor do que o valor crítico negativo, rejeita-se a hipótese nula de raiz unitária, indicando que a série é estacionária;
- Se o valor T for maior do que o valor crítico, não se rejeita a hipótese nula, sugerindo que a série é não estacionária.

3.4 Teste de Cointegração: Teste de Johansen

O teste de Johansen será utilizado para verificar a existência de relações de longo prazo entre as variáveis do presente estudo. Este teste é eficaz para identificar a existência de combinações lineares entre um conjunto de variáveis, além de quantificar o número de vetores de cointegração presentes. É especialmente indicado para séries temporais cointegradas, ou seja, quando há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis em análise.

3.4.1 Estrutura do Teste de Johansen

O teste de Johansen fundamenta-se na matriz A , cuja inversa é denotada por r , para determinar o número de vetores de cointegração. O teste consiste em avaliar sequencialmente os valores de r , começando com $r=0$, depois $r=1$, e assim por diante, até $r=n-1$, onde r é o número de variáveis no modelo.

- Quando o posto da matriz A for $r < n$: Existe cointegração entre as variáveis, ou seja, há combinações lineares que são estacionárias.
- Quando o posto da matriz for $r=n$: As variáveis são estacionárias em nível (não há cointegração).
- Quando o posto for $r=0$: As variáveis não são cointegradas e são não estacionárias.

O número de vetores de cointegração é dado pelo posto da matriz A , que corresponde ao número de autovalores não nulos dessa matriz.

3.4.2 Cálculo dos Autovalores e Determinação dos Vetores de Cointegração

Para determinar o número de vetores de cointegração, os autovalores da matriz A são ordenados de forma decrescente: $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$. O número de vetores de cointegração é definido pela quantidade de autovalores significativamente diferentes de zero.

Neste contexto, dois testes sequenciais podem ser aplicados para determinar o número r de vetores de cointegração:

- Teste do Traço: Verifica a hipótese de que existem exatamente r vetores de cointegração contra a hipótese alternativa de que existem mais de r vetores.
- Teste do Máximo Autovalor: Avalia se existem exatamente r vetores de cointegração contra a hipótese de que existem pelo menos $r+1$ vetores de cointegração.

3.4.3 Teste do Traço

A hipótese nula do teste do traço assume que existem r^* vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa sugere que existem mais de r^* vetores. Formalmente, as hipóteses são:

- $H_0: r = r^*$
- $H_1: r > r^*$

A estatística do teste do traço é dada por:

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

Em que:

- $\lambda_{\text{traço}}$: Estatística de traço usada para testar a hipótese sobre o número de vetores de cointegração;
- T : Tamanho da amostra;
- $\hat{\lambda}_i$: Autovalores estimados obtidos da matriz A estimada;
- n : Número total de variáveis no sistema
- r : Hipótese do número de vetores de cointegração sendo testada

Se não houver cointegração, os autovalores $\hat{\lambda}_i$ serão próximos de zero, resultando em uma estatística de teste baixa. Se $\hat{\lambda}_i$ for significativamente diferente de zero, a estatística será alta, aumentando a probabilidade de rejeitar a hipótese nula.

O teste é realizado sequencialmente, começando com $r^* = 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, testa-se $r^* = 1$ contra $r > 1$, e assim sucessivamente, até que a hipótese nula não seja mais rejeitada. O número r obtido na última iteração será o número máximo de vetores de cointegração.

$$\lambda_{\text{máx}} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (6)$$

Em que:

- $\lambda_{\text{máx}}$: Estatística do teste do máximo autovalor;
- T : Tamanho da amostra;
- $\hat{\lambda}_{r+1}$: Estimativa do autovalor associado ao vetor de cointegração $r^* + 1$;
- $\ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$: Logaritmo natural de $1 - \hat{\lambda}_{r+1}$, ajustando a estatística para a distribuição do teste.

Neste teste, utiliza-se o maior autovalor $\hat{\lambda}_{r+1}$ para determinar o número de vetores de cointegração. Caso a estatística exceda o valor crítico, rejeita-se a hipótese nula e conclui-se que existem pelo menos $r^* + 1$ vetores de cointegração.

3.4.5 Decisão sobre o Número de Vetores de Cointegração

Nos dois testes, caso a estatística do teste seja maior que o valor crítico tabelado, rejeita-se a hipótese nula, indicando que há mais vetores de cointegração. Se houver divergência entre os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor, prioriza-se o teste do máximo autovalor, pois sua hipótese alternativa é mais específica, permitindo uma conclusão mais precisa sobre o número de vetores de cointegração.

3.5 Teste de Causalidade de Granger

O teste de causalidade de Granger, proposto por Granger (1969), tem como objetivo investigar se as defasagens de uma variável possuem poder explicativo para prever outra, ou seja, se a variável X causa a variável Y . Esse teste fundamenta-se na ideia de que uma variável pode prever outra além de suas próprias defasagens. Além disso, o teste assume que as variáveis relevantes para a regressão estão contidas nos dados das séries temporais observadas.

O teste envolver estimar dois modelos:

Primeiro modelo é o restrito, em que Y_t é previsto apenas com base em seus próprios valores defasados:

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \epsilon_t \quad (7)$$

O segundo modelo é o irrestrito em que Y_t é explicado tanto pelos seus valores defasados quanto pelos valores defasados de X_{t-j} :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{j=1}^p \beta_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \gamma_j X_{t-j} + \epsilon_t \quad (8)$$

Em que:

- Y_t : Variável dependente, representando o valor da variável em análise no tempo t ;
- α_0 : Intercepto;
- β_j : São os coeficientes de defasagens;
- Y_{t-j} : Defasagens de ordem j da variável dependente Y_t ;
- γ_j : *Coefficientes de defasagens de X_t* , refletindo o impacto das observações passadas de X_t sobre Y_t ;
- X_{t-j} : Defasagens de ordem j da variável explicativa X_t ;
- ϵ_t : Termo de erro, que reapresenta as variações não explicadas pelas variáveis do modelo.

Para a interpretação do teste, utiliza-se o teste F para verificar se os coeficientes β são significativamente diferentes de zero. Se o p-valor for menor que o nível de significância rejeita-se a hipótese nula, indicando que existe causalidade de Granger entre as variáveis. Caso contrário, se o p-valor for maior, não há evidência suficiente para afirmar a causalidade. O teste é repetido trocando as variáveis para testar a causalidade na direção oposta.

3.5 Função Impulso e Resposta

A função impulso-resposta (IRF) analisa como uma variável endógena reage a um choque unitário em uma das equações do sistema VAR, mantendo as outras variáveis constantes. Os choques, representados pelos resíduos, capturam a parte não explicada pelo modelo e refletem os efeitos de fatores externos não observados. A IRF permite avaliar a propagação desses choques ao longo do tempo nas variáveis do sistema.

Em modelos estacionários, os efeitos dos choques tendem a se dissipar, com o sistema retornando ao equilíbrio ao longo do tempo. A equação básica para a função impulso-resposta em um modelo VAR é dada por:

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (9)$$

Em que:

- X_t : Vetor de variáveis endógenas no tempo t ;
- μ : É o vetor de medidas incondicionais;
- Φ_i : Matriz de coeficientes de resposta dinâmica, que descreve a relação entre as variáveis ao longo do tempo;
- ε_{t-i} : Choques que afetam o sistema no tempo $t - i$.

A soma dos termos $\sum_{i=0}^{\infty} \Phi_i \varepsilon_{t-i}$ capturam o impacto dos choques nas variáveis do Sistema ao longo do tempo, permitindo analisar como esses choques propagam-se e afetam o comportamento das variáveis no modelo.

4. Resultados

Conforme detalhado na seção de metodologia, a identificação do VECM mais adequado às variáveis analisadas requer a aplicação de uma série de testes de diagnóstico. A seguir, apresentam-se os resultados desses testes e sua aderência aos pressupostos do modelo.

Para aferir a estacionaridade das séries originais, aplicou-se o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF). A decisão fundamenta-se na estatística τ (tau), comparada aos valores críticos padronizados para os níveis de 1 %, 5 % e 10 %. O teste foi realizado sobre a taxa Selic, Dólar e o Índice Bancário, todas em nível. A Tabela 4, a seguir, consolida os resultados obtidos para cada série:

Tabela 4 – Teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) para as séries em nível

Variáveis	Estatísticas	Nível de Significância			Resultados
	τ (tau)	1%	5%	10%	
Selic	-3,37	-3,46	-2,88	-2,57	Estacionária (5%)
Dólar	-2,33	-3,99	-3,43	-3,13	Não Estacionária
Índice Bancário	-3,31	-3,99	-3,43	-3,13	Estacionária (10%)

Fonte: Elaboração Própria a partir do teste ADF.

Os resultados do teste Dickey-Fuller aumentado indicam que a série da taxa Selic rejeita a hipótese nula de raiz unitária ao nível de 5 %, mas não ao de 1 %; embora isso confirme estacionaridade em sentido estrito, opta-se por adotar o critério mais rigoroso de 1 % a fim de mitigar riscos de especificação de modelos instáveis. A série do Dólar, por sua vez, não excede nenhum dos valores críticos, permanecendo não estacionária em nível. Já o Índice Bancário apenas supera o limiar crítico de 10 %, carecendo, portanto, de evidência estatística suficiente para estacionaridade ao nível convencional de 5 %. Diante desse quadro, todas as variáveis serão transformadas pela primeira diferença do logaritmo natural ($\Delta \log$), medida que assegura estacionaridade mesmo em patamares de significância mais estritos, homogeneiza a variância entre as séries e converte os dados em taxas de variação percentual. Portanto, na tabela 5, apresenta-se os resultados do ADF já aplicados as séries após essa diferenciação logarítmica, a qual servira de base para os testes de cointegração e a estimação do modelo.

Tabela 5 – Teste Dickey-Fuller aumentado (ADF) aplicado às séries em primeira diferença do logaritmo natural ($\Delta \log$)

Variáveis	Estatísticas	Nível de Significância			Resultados
	τ (tau)	1%	5%	10%	
Selic	-2,99	-2,58	-1,95	-1,62	Estacionária
Dólar	-6,91	-3,46	-2,88	-2,57	Estacionária
Índice Bancário	-8,92	-3,46	-2,88	-2,57	Estacionária

Fonte: Elaboração própria a partir do teste ADF.

A reaplicação do teste Dickey-Fuller aumentado às séries em primeira diferença do logaritmo natural ($\Delta \log$) mostra que as estatísticas τ obtidas para Selic (-2,99), Dólar (-6,91) e Índice Bancário (-8,92) são numericamente menores (mais negativas) que os valores críticos de 1 %, 5 % e 10 %. Consequentemente, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada em todos os níveis de significância considerados, caracterizando todas as séries como estacionárias após a transformação. Com essa

condição satisfeita, a etapa seguinte consiste em determinar o número ótimo de defasagens do modelo VAR, requisito fundamental para aplicar o teste de cointegração de Johansen e, posteriormente, estimar o modelo de correção de erros (VECM).

Para selecionar a ordem de defasagem p do VAR, estimaram-se modelos com defasagens $p = 1$ a 12, e calcularam-se quatro critérios de informação — AIC, HQ, BIC e FPE. Quanto menor (ou mais negativo) for o valor de cada critério, inclusive o FPE, melhor será o desempenho relativo do modelo em comparação às demais defasagens. A Tabela 6 apresenta esses valores para cada p :

Tabela 6 – Critérios de informação para seleção da ordem de defasagem do VAR em nível (AIC, HQ, BIC e FPE)

Lag (p)	AIC	HQ	BIC	FPE
1	-1.749.586	-1.732.785	-1.707.923	2,52E-02
2	-1.742.822	-1.715.940	-1.676.161	2,70E-02
3	-1.731.368	-1.694.406	-1.639.709	3,04E-02
4	-1.721.718	-1.674.675	-1.605.061	3,36E-02
5	-1.720.697	-1.663.573	-1.579.041	3,41E-02
6	-1.737.789	-1.670.584	-1.571.135	2,90E-02
7	-1.730.683	-1.653.398	-1.539.031	3,15E-02
8	-1.728.532	-1.641.166	-1.511.882	3,27E-02
9	-1.750.906	-1.653.459	-1.509.258	2,67E-02
10	-1.739.190	-1.631.662	-1.472.543	3,08E-02
11	-1.724.134	-1.606.525	-1.432.489	3,70E-02
12	-1.721.825	-1.594.136	-1.505.182	3,94E-02

Fonte: Elaboração própria.

Embora os critérios de informação apontem defasagens divergentes, AIC sugeriu $p = 9$, enquanto HQ, BIC e FPE indicaram $p = 1$, o modelo com $p = 6$ revelou-se o mais adequado à especificação econométrica. Para avaliar a especificação com $p = 6$, aplicou-se o teste de Portmanteau aos resíduos do VAR estimado, o qual não rejeitou a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial ao nível de 5 %, indicando que seis defasagens são suficientes para capturar a dinâmica temporal sem deixar dependências remanescentes. Adicionalmente, a verificação das raízes do polinômio característico revelou que todas apresentam módulo inferior a 1, confirmando a estabilidade do sistema vetorial e condição para a consistência das estimativas do VAR para a aplicação do teste de cointegração de Johansen.

Confirmadas as premissas de estacionariedade e a estabilidade do VAR, a etapa subsequente consiste na aplicação do teste de cointegração de Johansen, empregando as estatísticas de traço e de máxima raiz própria, com objetivo de determinar o número de valores de cointegração de longo prazo

entre as variáveis do modelo. O primeiro teste realizado foi o de traço, onde os resultados estão apresentados na Tabela 7 a seguir:

Tabela 7 – Estatística de traço de Johansen e valores críticos para hipóteses de cointegração

Hipótese de cointegração	Estatística de traço	10%	5%	1%
$r \leq 2$	14,49	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	36,44	22,76	25,32	30,45
$r = 0$	80,68	39,06	42,44	48,45

Fonte: Elaboração própria.

Com base no teste de traço de Johansen, constatou-se que as hipóteses nulas de inexistência de vetores de cointegração ($r = 0$) e de, no máximo, um vetor ($r \leq 1$) foram rejeitadas, ao passo que a de até dois vetores ($r \leq 2$) não foi rejeitada. Em outras palavras, há evidência estatística de dois vetores de cointegração de longo prazo entre a taxa Selic, Dólar e o Índice Bancário. Esse resultado fundamenta a escolha de um VECM com dois termos de correção de erro, capazes de capturar simultaneamente os dois vínculos de equilíbrio que unem as variáveis no longo prazo.

Em seguida, aplica-se o teste de máxima raiz própria, cujos resultados estão apresentados na Tabela 8, com o objetivo de corroborar a conclusão obtida pelo teste de traço.

Tabela 8 – Estatística de máxima raiz própria de Johansen e valores críticos para hipóteses de cointegração

Hipótese de cointegração	Estatística de traço	10%	5%	1%
$r \leq 2$	14,49	10,49	12,25	16,26
$r \leq 1$	21,94	16,85	18,96	23,65
$r = 0$	44,24	23,11	25,54	30,34

Fonte: Elaboração própria.

Conforme apresentado na Tabela 8, o teste de máxima raiz própria rejeitou as hipóteses nulas de inexistência de vetores de cointegração ($r = 0$) e de, no máximo, um vetor ($r \leq 1$), mas não rejeitou a hipótese de até dois vetores ($r \leq 2$). Em consequência, confirma-se a existência de exatamente dois vetores de cointegração de longo prazo entre a taxa Selic, a taxa de câmbio (dólar) e o Índice Bancário, corroborando integralmente o resultado obtido pelo teste de traço.

Com o VECM definido por dois vetores de cointegração ($r = 2$) e seis defasagens ($p = 6$), a próxima etapa consiste em analisar a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD). Esse procedimento permite observar, ao longo de doze reuniões do Copom, a sensibilidade do Índice Bancário a choques na própria série, destacando sua contribuição relativa para a incerteza das

projeções. A seguir, apresenta-se a Tabela 9 apresenta os valores em porcentagens atribuídos com os resultados obtidos.

Tabela 9 – Decomposição da variância do erro de previsão do Índice Bancário (12 reuniões do Copom à frente)

Período	Selic (%)	Dólar (%)	Índice Bancário (%)
1	9,587	41,597	48,810
2	9,645	41,886	48,469
3	9,486	41,796	48,718
4	9,658	41,741	48,601
5	9,974	42,682	47,343
6	9,962	42,723	47,316
7	9,893	43,872	46,235
8	11,223	43,200	45,576
9	11,961	42,593	45,446
10	12,171	42,632	45,197
11	12,102	42,574	45,324
12	12,423	42,207	45,370

Fonte: Elaboração própria.

Tendo como base a decomposição da variância do erro de previsão do Índice Bancário (Tabela 9), constata-se um ligeiro decréscimo na parcela explicada por choques próprios: de 48,81% no primeiro período para 45,37% ao final do horizonte, estabilizando-se em torno de 45 % a partir do nono período. Paralelamente, a participação de choques na taxa de câmbio cresce modestamente, de 41,59 % para 42,20 %, e a dos choques na Selic avança de 9,58 % para 12,42 % no décimo segundo período. Esses resultados revelam que, embora o índice retenha parte significativa de sua própria dinâmica, o câmbio permanece como principal fonte de incerteza e o efeito da Selic torna-se progressivamente mais relevante.

Para complementar a análise principal, que examina o impacto das variáveis macroeconômicas sobre o Índice Bancário, agora volta-se o olhar para a direção inversa, avaliando até que ponto choques no Índice Bancário influenciam a incerteza nas projeções da Selic e do dólar. A Tabela 10 apresenta a participação percentual dessa influência ao longo de doze reuniões do Copom

Tabela 10 – Participação do Índice Bancário na decomposição da variância do erro de previsão das variáveis Selic e Dólar (12 reuniões do Copom à frente)

Decomposição da Variância	Selic	Dólar
Período	Participação (%) do Índice Bancário	
1	0,00	0,00
2	2,10	0,09

Tabela 10 – Continuação

Decomposição da Variancia	Selic	Dólar
Período	Participação (%) do Índice Bancário	
3	2,82	4,96
4	3,85	5,51
5	7,44	8,43
6	13,87	9,54
7	20,69	9,21
8	24,01	9,62
9	26,14	9,61
10	28,05	9,58
11	29,99	9,37
12	31,47	9,57

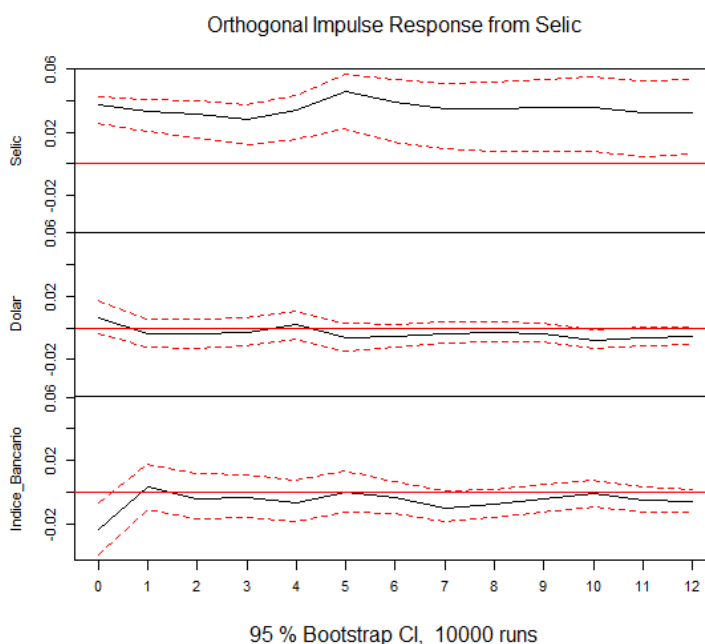
Fonte: Elaboração própria.

Na Tabela 10 observa-se que a contribuição do Índice Bancário na variância do erro de previsão da Selic cresce de 0,00 % no primeiro horizonte para 31,47 % no décimo segundo, evidenciando intensificação contínua de sua influência sobre a taxa básica de juros. No caso do dólar, a participação avança de 0,00 % para 9,57 % ao longo dos doze períodos, caracterizando um impacto mais moderado e relativamente estabilizado a partir do sexto encontro do Copom.

Embora a decomposição da variância do erro de previsão (FEVD) permita quantificar a participação de cada choque na incerteza das projeções, ela não informa como esses impactos se distribuem ao longo do tempo nem sua velocidade de amortecimento. As funções de resposta ao impulso (IRF) preenchem essa lacuna ao traçar a trajetória dinâmica do Índice Bancário após choques unitários na Selic e no dólar, revelando a magnitude inicial, o sinal e o período de efeito de cada choque. A seguir, apresentam-se os gráficos de impulso e resposta que ilustram, respectivamente, a resposta do Índice Bancário aos choques na Selic e no dólar, nos próximos 12 períodos, com bandas de confiança de 95 %.

O primeiro gráfico a ser analisado apresenta um choque na Selic e a resposta dinâmica das variáveis do modelo, conforme ilustrado no Gráfico 6:

Gráfico 6 – Resposta das variáveis do modelo a um choque na Selic



Fonte: Elaboração Própria

Observa-se que o impacto inicial do choque na Selic sobre ela mesma é positivo e estatisticamente significativo, evidenciado pelo afastamento da linha de resposta em relação ao zero e pela não sobreposição das bandas de confiança (linhas tracejadas vermelhas) com a linha de base nos primeiros períodos. Isso indica que um aumento exógeno na taxa Selic gera um efeito próprio relevante e persistente.

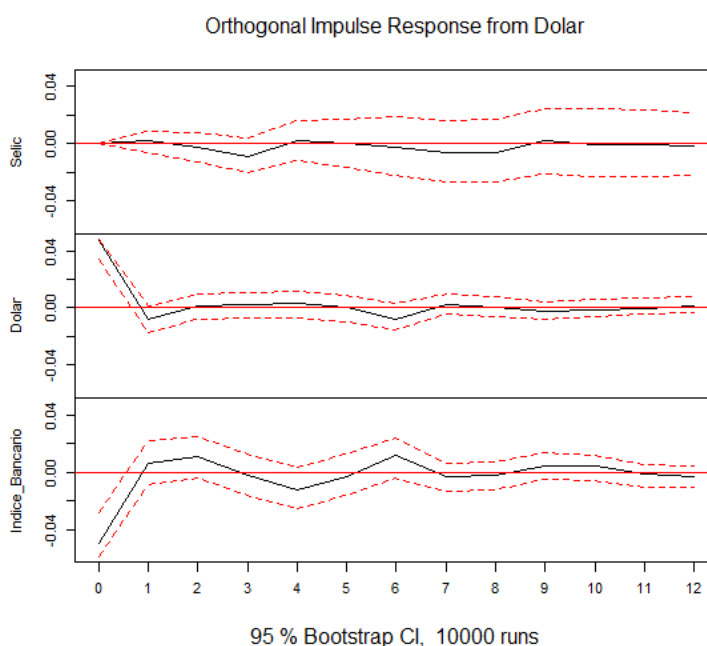
No caso do Dólar, o choque na Selic não produz impacto estatisticamente significativo. A trajetória da resposta oscila em torno de zero e permanece integralmente contida dentro das bandas de confiança ao longo de todo o horizonte analisado, sugerindo que o efeito da Selic sobre a cotação cambial é nulo ou não suficientemente distinto de zero.

Quanto ao Índice Bancário, observa-se uma resposta inicial negativa. Contudo, no período imediato, embora a linha estimada esteja abaixo de zero, a proximidade das bandas de confiança com a linha de base indica que o resultado não é estatisticamente significativo neste instante inicial. Nos períodos seguintes, a trajetória mantém-se negativa, mas dentro das faixas de confiança, sinalizando ausência de significância estatística robusta ao longo do horizonte considerado. Portanto, não se pode

afirmar com segurança que o choque na Selic tenha produzido um impacto relevante sobre o Índice Bancário.

O segundo gráfico a ser analisado apresenta um choque em Dólar e a resposta dinâmica das variáveis do modelo, conforme ilustrado no Gráfico 7:

Gráfico 7 – Resposta das variáveis do modelo a um choque na Dólar



Fonte: Elaboração própria

A resposta da Selic ao choque cambial revela-se estatisticamente não significativa, uma vez que a trajetória da resposta permanece contida entre as bandas de confiança em todos os períodos analisados. A ausência de afastamento significativo em relação à linha zero indica que, dentro deste modelo, alterações abruptas no Dólar não geram efeitos relevantes sobre a taxa de juros doméstica.

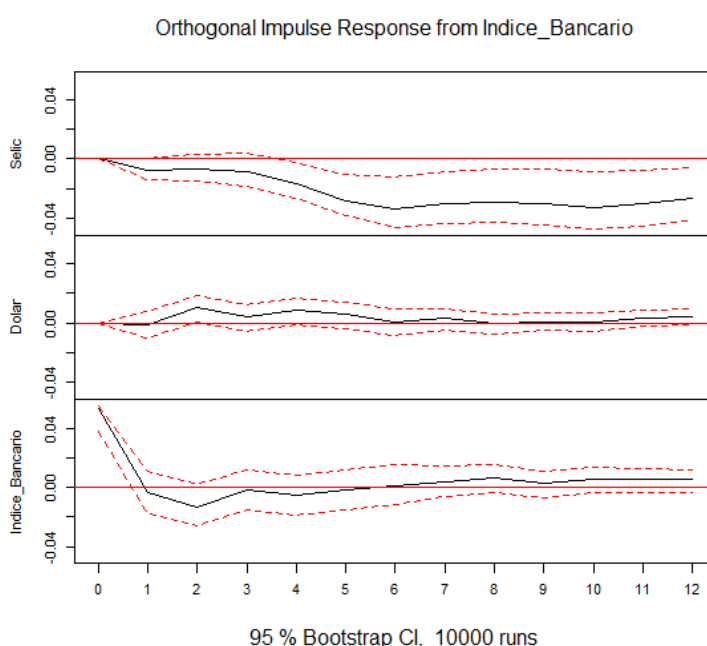
No período inicial (0), observa-se uma resposta positiva no Dólar, indicando que um choque sobre a própria variável resulta em elevação imediata em sua trajetória. Nos períodos subsequentes, embora a resposta permaneça positiva, a magnitude do efeito diminui rapidamente, e a estimativa converge para valores próximos de zero. A partir do segundo período, o valor zero passa a estar contido no intervalo de confiança, sinalizando a perda de significância estatística do impulso.

Quando um choque unitário no dólar incide sobre o sistema, o Índice Bancário registra uma queda imediata no período contemporâneo ($t = 0$) de cerca de $-0,035$, com as bandas de confiança totalmente abaixo de zero, e a linha preta entre os intervalos, indicando que esse impacto é estatisticamente significativo. A partir daí, porém, a resposta se amortiza rapidamente: já no segundo

período a magnitude do efeito diminui e, a partir de $t \approx 3$, tanto o valor pontual quanto seus intervalos de confiança envolvem zero, sinalizando que o impacto residual do choque cambial sobre o desempenho do setor bancário torna-se insignificante e converge para o equilíbrio ao longo do horizonte analisado.

O último gráfico a ser analisado apresenta um choque no Índice Bancário e a resposta dinâmica das variáveis do modelo, conforme ilustrado no Gráfico 8.

Gráfico 8 – Resposta das variáveis do modelo a um choque na Índice Bancário



Fonte: Elaboração própria

A resposta da Selic ao choque no Índice Bancário apresenta uma queda inicial de cerca de $-0,01$ ponto percentual no primeiro mês, mas nesse estágio as bandas de confiança de 95 % ainda englobam o zero, indicando insignificância estatística. A partir do $t = 3$, porém, as bandas passam a situar-se inteiramente abaixo de zero, sinalizando que a redução da Selic fica estatisticamente significativa entre o terceiro e o décimo período. Mesmo assim, é importante notar que, ao longo de todo o horizonte, tanto a trajetória estimada quanto seus intervalos de confiança permanecem muito próximos de zero, o que reflete um efeito de pequena magnitude, ainda que detectável após alguma defasagem temporal.

Já o próprio Índice Bancário registra um *overshoot* inicial de cerca de $+0,045$ em $t = 0$, seguido por uma reversão para aproximadamente $-0,03$ em $t = 2$. No período contemporâneo, $t = 0$, as bandas excluem o zero, mostrando que o impacto é estatisticamente significativo nesses instantes, mas a partir

do $t = 1$, o intervalo de confiança engloba o zero, sinalizando que a oscilação subsequente se torna estatisticamente indistinta.

A cotação do dólar apresenta flutuações mínimas, com bandas de confiança que englobam zero em todos os períodos, tornando seu efeito estatisticamente insignificante ao longo de todo o horizonte analisado.

A fim de complementar a análise dinâmica entre as variáveis estudadas, realizou-se o teste de causalidade de Granger no âmbito de um modelo VAR estimado em primeiras diferenças logarítmicas. Este procedimento permite avaliar, em termos de curto prazo, se a informação contida em uma variável é útil para prever o comportamento de outra. A hipótese nula do teste estabelece que a variável independente não Granger-cause a variável dependente. Valores de p inferiores a 5% indicam a rejeição da hipótese nula, evidenciando a existência de causalidade de Granger. Os resultados obtidos encontram-se sintetizados na Tabela 11.

Tabela 11 - Teste de causalidade de Granger entre Selic, Dólar e Índice Bancário

Variável Causa	Variável Efeito	Estatística F	Valor-p	Resultado
Selic	Índice Bancário	0,1648	0,6857	Selic não Granger-cause em índice
Selic	Dólar	2,0693	0,1535	Selic não Granger-cause em Dólar
Selic	Dólar e Índice Bancário	0,8323	0,617	Selic não Granger-cause Dólar e Índice Bancário
Dólar	Índice Bancário	0,1546	0,695	Dólar não Granger-cause Índice Bancário
Dólar	Selic	0,4885	0,4863	Dólar não Granger-cause Selic
Dólar	Índice Bancário e Dólar	1,364	0,1843	Dólar não Granger-cause Índice Bancário e Selic
Índice Bancário	Selic	1,4719	0,228	Índice Bancário não Granger-cause Selic
Índice Bancário	Dólar	0,0966	0,7566	Índice Bancário não Granger-cause Dólar
Índice Bancário	Dólar e Selic	1,4394	0,1491	Índice Bancário não Granger-cause Dólar e Selic

Fonte: Elaboração própria

Conforme apresentado na Tabela 11, os resultados indicam que não foi possível identificar relações de causalidade estatisticamente significativas entre Selic, Dólar e Índice Bancário no curto prazo. Em todas as hipóteses testadas, os valores de p associados aos testes de Granger foram superiores ao nível de significância de 5%, o que impede a rejeição da hipótese nula de ausência de causalidade. Dessa forma, os resultados sugerem que, no horizonte de curto prazo, as variáveis estudadas não apresentam relações de predição dinâmica entre si, segundo os critérios estabelecidos pelo teste de Granger.

5. Conclusão

Este estudo examinou, de 2012 a 2024, as relações de cointegração e causalidade entre Taxa Selic, Dólar e retorno das ações do setor bancário brasileiro, por meio de testes de estacionaridade, cointegração de Johansen, VECM, IRF, FEVD e Granger. Confirmou-se a presença de dois vetores de equilíbrio de longo prazo, enquanto choques cambiais provocam impacto inicial negativo e estatisticamente significativo no Índice Bancário que se dissipa rapidamente. Em contrapartida, a Taxa Selic mostrou-se irrelevante tanto no curto quanto no longo prazo, sem produzir respostas significativas em nossas IRFs.

Com base nesses resultados, a hipótese nula (H_0), que postula a inexistência de relações de causalidade estatisticamente significativas entre a Selic, o Dólar e os preços das ações bancárias, não pôde ser rejeitada no curto prazo. Assim, os achados não sustentam a hipótese alternativa (H_1) de existência de causalidade dinâmica entre as variáveis.

Economicamente, esse padrão pode refletir, primeiramente, a rápida retirada de capital estrangeiro, manifestada como choque cambial, e em seguida, a normalização promovida por estratégias de gestão de risco institucionais (Andrade et al., 2022). Complementarmente, conforme Pimenta Jr. (2008), a taxa de câmbio funciona como vetor de equilíbrio de longo prazo, ao passo que a Selic não influencia diretamente os retornos bancários.

Em oposição aos efeitos agregados positivos da depreciação observados por Carvalho e Vieira (2015) e Grôppo (2006), o setor bancário demonstra uma resposta singular e transitória aos choques cambiais, evidenciando a necessidade de incorporar choques externos nas estratégias de alocação de portfólio. A aplicação exclusiva do VECM aperfeiçoa nossa compreensão da transmissão macrofinanceira e fornece subsídios para decisões de mercado e formulação de políticas monetárias.

Este trabalho, contudo, limita-se a dados agregados e a modelos lineares, sem controle de eventos extremos ou de variáveis internas aos bancos, nem à incorporação de possíveis variáveis

macroeconômicas relevantes. Em estudos futuros, poderiam ser incorporados indicadores de expectativa, como a curva a termo de juros e índices de volatilidade implícita, aplicadas metodologias capazes de capturar heterocedasticidade e não linearidades, e incluídas possíveis variáveis econômicas, adicionais, como crescimento do PIB, inflação, desemprego, spreads de crédito bancário, endividamento público, fluxos de capitais e reservas cambiais, de modo a testar a robustez dos resultados e ampliar a compreensão dos padrões de resposta a choques, além de replicar a análise em outros setores econômicos, de modo a testar a robustez dos resultados e a generalização dos padrões de resposta a choques.

6. Referências Bibliográficas

AKAIKE, H. A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974. DOI: 10.1109/TAC.1974.1100705. Disponível em: <https://ieeexplore.ieee.org/abstract/document/1100705>. Acesso em: 8 jun. 2025.

AKAIKE, H. FPE statistics for autoregressive model order estimation. *Proceedings of the 2nd Symposium on Information Theory and Its Applications*, 1969. Disponível em: https://link.springer.com/chapter/10.1007/978-1-4612-1694-0_10. Acesso em: 8 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Taxa de câmbio – Livre – Dólar americano (venda) – diário. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>. Acesso em: 8 jun. 2025.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Taxa de juros – Meta Selic definida pelo Copom. Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/consultarvalores/telaCvsSelecionarSeries.paint>. Acesso em: 8 jun. 2025.

BANDT, D.; HARTMANN, O. Systemic risk: a survey. 2000. Disponível em: <https://hdl.handle.net/10419/152469>. Acesso em: 8 jun. 2025.

BERNANKE, B. S.; GERTLER, M. Inside the black box: the credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, v. 9, n. 4, p. 27–48, 1995. Disponível em: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/jep.9.4.27>. Acesso em: 8 jun. 2025.

BERNANKE, B. S.; KUTTNER, K. N. What explains the stock market's reaction to Federal Reserve policy? 2004. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/full/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>. Acesso em: 8 jun. 2025.

BLANCHARD, O. J. Output, the stock market, and interest rates. *The American Economic Review*, v. 71, n. 1, p. 132–143, 1981. Disponível em: <http://www.jstor.org/stable/1805045>. Acesso em: 8 jun. 2025.

CARVALHO, L. F.; VIEIRA, F. V. Taxa de câmbio e preço de ações: evidências para o Brasil. *Revista de Finanças Aplicadas*, v. 4, 2014. p. 1–48. Disponível em: <http://www.financasaplicadas.fia.com.br/index.php/financasaplicadas/article/view/206>. Acesso em: 8 jun. 2025.

CECCHETTI, S. G. et al. Asset prices and central bank policy. 2000. Disponível em: https://books.google.com.br/books?id=K-p5_ONbtrcC. Acesso em: 8 jun. 2025.

ENDERS, W. *Applied econometric times series*. 4. ed. New York: Wiley, 2015. Disponível em: https://d1wqtxts1xzle7.cloudfront.net/45315009/Chapter_1_Difference_Equations-libre.pdf. Acesso em: 8 jun. 2025.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, v. 55, p. 251–276, 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>. Acesso em: 8 jun. 2025.

FONSECA, M. T. da. Os impactos de variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA: uma análise econométrica no período de 2011 a 2021. Disponível em: <https://dspace.mackenzie.br/items/76c75eee-e7ad-43f7-bc69-dfd7e3adf412>. Acesso em: 8 jun. 2025.

GAZI, M.; UDDIN, S.; ALAM, M. M. The impacts of interest rate on stock market: empirical evidence from Dhaka Stock Exchange. 2010. Disponível em: <https://works.bepress.com/md-mahmudul-alam/15/>. Acesso em: 8 jun. 2025.

GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, v. 37, n. 3, 1969. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1912791>. Acesso em: 8 jun. 2025.

GROPPO, G. Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. 2004. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-06012005-165535/>. Acesso em: 8 jun. 2025.

GRÔPPO, G. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. 2006. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rae/a/mwMcDspZZrmkXSDFbxzn9N/>. Acesso em: 8 jun. 2025.

GUJARATI, D. N. *Econometria básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. Disponível em: <https://books.google.com.br/books?id=YxwW4gMGv5AC>. Acesso em: 8 jun. 2025.

HANNAN, E. J.; QUINN, B. G. The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society – Series B*, v. 41, n. 2, p. 190–195, 1979. Disponível em: <https://rss.onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1111/j.2517-6161.1979.tb01072.x>. Acesso em: 8 jun. 2025.

LEICHSENDRING, D. R. Endogeneidade e mecanismos de transmissão entre a taxa de juros doméstica e o risco soberano: uma revisita aos determinantes do risco-Brasil. 2004. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo, 2004. Disponível em: <http://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12138/tde-24062004-162503/>. Acesso em: 8 jun. 2025.

LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. New York: Springer-Verlag, 2005.

MACKINNON, J. G. Numerical distribution functions for unit root and cointegration tests. *Journal of Applied Econometrics*, v. 11, n. 6, p. 601–618, 1996. DOI: 10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6<601::AID-JAE417>3.0.CO;2-T. Disponível em: [https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/\(SICI\)1099-1255\(199611\)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T](https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/(SICI)1099-1255(199611)11:6%3C601::AID-JAE417%3E3.0.CO;2-T). Acesso em: 08 jun. 2025.

MANKIW, N. G. *Princípios de economia*. 8. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2021.

MISHKIN, F. S. *The economics of money, banking, and financial markets*. 11. ed. Boston: Pearson, 2015.

MOREIRA, B. A. B. C. Modelização de empréstimos bancários de empresas não financeiras na zona Euro: uma abordagem VAR/VECM. 2011. Dissertação (Mestrado em Matemática Financeira) – Faculdade de Ciências, Universidade de Lisboa, 2011. Disponível em: <https://www.proquest.com/openview/109fa27057466f7823483c52c74fe580/1?pq-origsite=gscholar&cbl=2026366&diss=y>. Acesso em: 8 jun. 2025.

NERI, S. Monetary policy and stock prices: theory and evidence. 2002. Disponível em: <https://www.researchgate.net/publication/4906748>. Acesso em: 8 jun. 2025.

NOVALES, A. *Modelos vectoriales autoregresivos (VAR)*. Versão preliminar. Madrid: Universidad Complutense, 2016. Disponível em: <https://www.ucm.es/data/cont/media/www/pag-41459/VAR.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2025.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 60, 2008. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/4011/401137460003.pdf>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SANDOVAL, L.; FRANCA, I. D. P. Correlation of financial markets in times of crisis. *Physica A: Statistical Mechanics and Its Applications*, v. 391, n. 1–2, p. 187–208, 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1016/j.physa.2011.07.023>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SCHWARZ, G. Estimating the dimension of a model. *Annals of Statistics*, v. 6, n. 2, p. 461–464, 1978. DOI: 10.1214/aos/1176344136. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2958889>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SETIAWAN, S. A. Does macroeconomic condition matter for stock market? Evidence of Indonesia stock market performance for 21 years. *The Indonesian Journal of Development Planning*, v. IV, n. 1, 2020. Disponível em: <https://www.neliti.com/publications/437428/does-macroeconomic-condition-matter-for-stock-market-evidence-of-indonesia-stock>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SILVA, C. P.; MACHADO, M. A. V. The effect of foreign investment flow on commonality in liquidity on the Brazilian stock market. *Revista Contabilidade e Finanças*, v. 31, n. 84, p. 425–443, 2020. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/1808-057X201909530>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 1980. Disponível em: <https://doi.org/10.2307/1912017>. Acesso em: 8 jun. 2025.

SERRANO, F. Juros, câmbio e o sistema de metas de inflação no Brasil. *Revista de Economia Política*, v.30,n.1,p.63–84, 2010. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/wgcw6wdQDb66phtrhCRJckx/>. Acesso em: 8 jun. 2025.

YAHOO FINANCE. Base de dados sobre preços acionários. Disponível em: <https://finance.yahoo.com/>. Acesso em: 8 jun. 2025.