

**UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA E RELAÇÕES INTERNACIONAIS**

MATHEUS JUSTO MENGUE

**VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O ÍNDICE BOVESPA: UM ESTUDO DE
CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 2011 A 2021**

PORTO ALEGRE

2022

MATHEUS JUSTO MENGUE

**VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O ÍNDICE BOVESPA: UM ESTUDO DE
CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 2011 A 2021**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Orientador: Prof. Dr. Leonardo Xavier da Silva

PORTO ALEGRE

2022

CIP - Catalogação na Publicação

Mengue, Matheus Justo

Variáveis Macroeconômicas e o índice Bovespa: um estudo de causalidade para o período de 2011 a 2021 / Matheus Justo Mengue. -- 2022.

81 f.

Orientador: Leonardo Xavier da Silva.

Trabalho de conclusão de curso (Graduação) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Curso de Ciências Econômicas, Porto Alegre, BR-RS, 2022.

1. Variáveis macroeconômicas. 2. Ibovespa. 3. Causalidade. 4. Vetor Autorregressivo. I. Xavier da Silva, Leonardo, orient. II. Título.

MATHEUS JUSTO MENGUE

**VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O ÍNDICE BOVESPA: UM ESTUDO DE
CAUSALIDADE PARA O PERÍODO DE 2011 A 2021**

Trabalho de conclusão submetido ao Curso de Graduação em Ciências Econômicas da Faculdade de Ciências Econômicas da UFRGS, como requisito parcial para obtenção do título de Bacharel em Ciências Econômicas.

Aprovado em: Porto Alegre, __ de maio de 2022.

BANCA EXAMINADORA:

Prof. Dr. Leonardo Xavier da Silva - Orientador
UFRGS

Prof. Dr. Fernando Augusto Boeira Sabino da Silva
UFRGS

Prof. Dr. Sabino da Silva Pôrto Júnior
UFRGS

AGRADECIMENTOS

A construção deste trabalho não seria possível sem a colaboração, atenção e o apoio de pessoas ao longo dos anos que se seguiram. Em especial, os meus agradecimentos aos meus pais, Flávio e Evanilda, minha madrinha, Alades, e aos demais familiares, amigos e colegas que estiveram presentes nesta etapa.

Meus agradecimentos também ao meu orientador, Prof. Dr. Leonardo Xavier da Silva, por ter aceitado o convite, por mais desafiador que fosse, além de toda a atenção, disponibilidade e conselhos sugeridos ao longo da elaboração deste trabalho. Meus agradecimentos aos demais professores do corpo docente da faculdade com quem tive a oportunidade de conhecer e aprender durante todos esses semestres.

Ademais, agradeço ao ensino prestado pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul e a Faculdade de Ciências Econômicas, do qual sempre serei grato.

RESUMO

Este estudo tem como principal objetivo analisar a relação de causalidade entre determinadas variáveis macroeconômicas, retratadas pela taxa de juros (SELIC), taxa de câmbio (PTAX) e índice de preços (IPCA) em relação ao retorno dos ativos no mercado acionário da B3, representado pelo Ibovespa, utilizando o enfoque multivariado VAR. O período de análise engloba os meses de janeiro de 2011 a dezembro de 2021, correspondendo a um total de 132 observações mensais. A metodologia do estudo atribui os seguintes testes realizados: Coeficiente de Correlação de Pearson, Testes de Raiz Unitária (Dickey-Fuller Aumentado e Phillips-Perron), Cointegração de Johansen, Teste de Causalidade de Granger, Análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e Análise da Função Impulso-Resposta. Na estatística descritiva, o coeficiente de Pearson apresentou forte correlação negativa entre o Ibovespa e a taxa básica de juros. Já no modelo multivariado, os testes de cointegração apontaram um vetor de cointegração de longo prazo com parâmetros significativos ao nível de 5% para as variáveis da taxa de inflação (IPCA) e taxa de câmbio (PTAX), apresentando comportamento negativo e positivo, respectivamente, em relação ao Ibovespa. A variável da taxa de juros (SELIC) demonstrou comportamento negativo de longo prazo frente aos retornos acionários, porém não apresentou significância estatística. Na análise da causalidade de Granger, via modelo de correção de erros, os resultados dos testes mostraram uma causalidade de curto prazo unidirecional do câmbio em relação ao Ibovespa, no sentido preditor da variável sobre o índice. Demais variáveis não apresentaram causalidade estatisticamente significativa no curto prazo. Os desvios causados na variância do Ibovespa podem ser explicados em 86,13% pelo próprio índice após 12 períodos, sendo acompanhado pelo índice de preços (5,63%), câmbio (4,11%) e taxa de juros (4,11%).

Palavras-chave: Variáveis macroeconômicas. Ibovespa. Causalidade. Vetor Autorregressivo.

ABSTRACT

This study's main objective is to analyze the causality relationship between certain macroeconomic variables, portrayed by the interest rate (SELIC), exchange rate (PTAX) and price index (IPCA) in relation to the return on assets in the B3 stock market, represented by the IBOVESPA, using the multivariate VAR approach. The analysis period covers the months of January 2011 to December 2021, corresponding to a total of 132 monthly observations. The methodology of the study attributes the following tests performed: Pearson's Correlation Coefficient, Unit Root Tests (Augmented Dickey-Fuller and Phillips-Perron), Johansen's Cointegration, Granger Causality Test, Analysis of the Decomposition of the Variance of Forecasting Errors, and Analysis of the Impulse Response Function. In descriptive statistics, Pearson's coefficient showed a strong negative correlation between IBOVESPA and SELIC interest rate. In the multivariate model, the cointegration tests indicated a long-term cointegration vector with significant parameters at the 5% level for the inflation rate (IPCA) and exchange rate (PTAX) variables, showing negative and positive behavior, respectively, in relation to the IBOVESPA. The interest rate variable (SELIC) has shown negative behavior in the long run-in relation to the stock returns, but did not present statistical significance. In the Granger causality analysis, via the error correction model, the test results showed a unidirectional short-term causality of the exchange rate in relation to IBOVESPA, in the predictive sense of the variable on the index. Other variables did not present statistically significant causality in the short term. The deviations caused in the variance of the IBOVESPA can be explained by 86.13% by the index itself after 12 periods, being accompanied by the price index (5.63%), exchange rate (4.11%) and interest rate (4.11%).

Keywords: Macroeconomic Variables. IBOVESPA. Causality. Vector Autoregressive.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Curvas de rendimento de ativos após uma elevação da taxa de juros	20
Figura 2 - Série mensal para o Ibovespa e Taxa Selic Over para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021.....	43
Figura 3 - Logaritmo das variáveis em nível e em primeira diferença para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021	45
Figura 4 - Raízes inversas do Polinômio Característico AR	51
Figura 5 - Resposta do Ibovespa a uma inovação na taxa de câmbio	55
Figura 6 - Resposta do Ibovespa a uma inovação na taxa de juros	55
Figura 7 - Resposta do Ibovespa a uma inovação no índice de inflação	56

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado	44
Tabela 2 - Resultados do teste de raiz unitária de Phillips-Perron	44
Tabela 3 - Escolha do número de defasagens do modelo VAR	46
Tabela 4 - Teste do traço e máximo autovalor para cointegração das séries.....	47
Tabela 5 - Vetor de cointegração normalizado para o logaritmo do Ibovespa.....	48
Tabela 6 - Coeficientes do VEC para o vetor do Ibovespa	49
Tabela 7 - Teste de causalidade de Granger fundamentado no VEC	51
Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão do logaritmo do Ibovespa.....	53

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	Critério de Informação de Akaike
ARDL	<i>Autoregressive Distributed Lag</i>
B3	Brasil, Bolsa, Balcão
BM&F	Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo
BACEN	Banco Central do Brasil
CMN	Conselho Monetário Nacional
COPOM	Comitê de Política Monetária
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
EMBI+	<i>Emerging Markets Bond Index Plus</i>
HQ	Hannan-Quinn
IBC	Índice de Atividade Econômica
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IGP-DI	Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna
IGP-M	Índice Geral de Preços - Mercado
INPC	Índice Nacional de Preços ao Consumidor
IPA	Índice de Preços ao Produtor Amplo
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPO	<i>Initial Public Offering</i>
ISE	Índice de Sustentabilidade Empresarial
LCÂMBIO	Logaritmo da Taxa de Câmbio
LIBOV	Logaritmo do Ibovespa
LIPCA	Logaritmo do Índice de Inflação
LSELIC	Logaritmo da Taxa de Juros
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
PIB	Produto Interno Bruto
PIM-PF	Pesquisa Industrial Mensal – Produção Física
PP	Phillips-Perron
PTAX	Taxa de Câmbio de referência
S&P 500	Índice <i>Standard & Poor's</i> 500
SC	Critério de Schwarz
SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia

VAR	<i>Vector Autoregressive</i>
VEC	<i>Vector Error Correction</i>
VECM	<i>Vector Error Correction Model</i>
VPL	Valor Presente Líquido

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
2	REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	13
2.1	SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL.....	13
2.2	MERCADO DE CAPITAIS	14
2.3	POLÍTICA MONETÁRIA E MECANISMOS DE TRANSMISSÃO	17
2.4	AValiação DE ATIVOS	22
2.5	EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS	25
3	METODOLOGIA	35
3.1	CORRELAÇÃO DE PEARSON	36
3.2	VETOR AUTORREGRESSIVO (VAR).....	37
3.3	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	39
3.4	CAUSALIDADE DE GRANGER.....	40
4	RESULTADOS	42
4.1	CORRELAÇÃO DE PEARSON	42
4.2	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA.....	43
4.3	TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN	46
4.4	CAUSALIDADE DE GRANGER.....	51
4.5	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	52
4.6	FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSO.....	54
4.6.1	Inovação da taxa de câmbio sobre o Ibovespa	54
4.6.2	Inovação da taxa de juros sobre o Ibovespa	55
4.6.3	Inovação do índice de inflação sobre o Ibovespa	56
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS	58
	REFERÊNCIAS	60
	APÊNDICE A – COMPORTAMENTO DAS SÉRIES	67
	APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA	69
	APÊNDICE C – MODELO VEC COMPLETO	78
	APÊNDICE D – MODELO VEC ALTERNATIVO	80
	APÊNDICE E – TESTE DE CAUSALIDADE	81

1 INTRODUÇÃO

Uma compreensão do desenvolvimento econômico é a sua necessidade de investimento. A disposição de renunciar a parte do produto que poderia ser consumido no presente e destinando-o à acumulação de meios produtivos, acaba por elevar a capacidade produtiva. O arranjo de captação e destinação destes recursos torna-se essencial para o resultado final, com o mercado financeiro, e, em especial, o mercado de capitais, tendo participação essencial no direcionamento de recursos da poupança dos agentes para os meios de produção (CARVALHO, 2015).

Parte fundamental do mercado de capitais, o mercado acionário, no caso brasileiro, sofreu impactos significativos a partir da década de 1990 com a regulamentação do Anexo IV, vigorado pela Resolução nº 1.832 do Conselho Monetário Nacional (CMN), tornando livre de restrição, em relação a prazo mínimo e à composição do portfólio, as aplicações acionárias no mercado doméstico por agentes não-residentes (PRATES, 1999). Adicionalmente, a estabilização dos preços com a implementação do Plano Real deixou evidente a destinação de recursos do exterior ao mercado brasileiro como forma de diversificação de portfólio, revelando a necessidade de se conhecer o comportamento acionário brasileiro, frente às mudanças das variáveis macroeconômicas (GRÔPPO, 2004).

Segundo Chen, Roll e Ross (1986), o mercado acionário tende a responder sensivelmente às notícias econômicas. Mudanças em um conjunto de variáveis macroeconômicas revelam um efeito direto sobre os preços dos ativos ao afetarem os fluxos de caixa das empresas, a distribuição de dividendos aos acionistas e a taxa de desconto, o que leva a mudanças nos retornos esperados e, por fim, no preço do ativo negociado.

Inúmeros estudos já relacionaram a rentabilidade dos ativos no mercado acionário em conjunto de variáveis macroeconômicas, entretanto, não são todos os trabalhos empíricos que apresentam um desenvolvimento em relação a responder aos efeitos de previsão de causalidade de variáveis macroeconômicas no movimento dos preços dos ativos acionários. Desta forma, este trabalho busca contribuir à discussão sobre o impacto das variáveis macroeconômicas no índice do mercado acionário nacional respondendo à questão: As variáveis macroeconômicas exercem alguma relação de causalidade sobre o retorno do mercado acionário, aqui retratado pelo Ibovespa?

O objetivo geral do estudo está centralizado em analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas (taxa de juros, taxa de câmbio e inflação) e o

Ibovespa, no intervalo dos meses de janeiro de 2011 a dezembro de 2021, utilizando a metodologia multivariada de vetores autorregressivos (VAR).

A construção de um modelo VAR, segundo Cavalcanti (2010), permite analisar as inter-relações existentes entre selecionadas variáveis impondo um conjunto mínimo de restrições de identificação, podendo-se realizar estimação de choques em uma das variáveis e seu impacto sobre as demais do modelo. Para que possa ser observada essa análise corretamente, é necessário determinar se as variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, isto é, apresentam cointegração. O processo de cointegração requer a verificação da ordem de integração das variáveis, mediante teste de raiz unitária. (MARGARIDO, 2004).

Como objetivos específicos, encontram-se: averiguar o grau e a direção da correlação entre a variável da taxa de juros e o Ibovespa; observar a existência de cointegração entre as variáveis escolhidas e o Ibovespa; examinar a ocorrência de causalidade de cada variável em relação ao Ibovespa; observar o nível de explicação de cada variável no comportamento da variância do retorno do índice acionário; verificar a resposta do Ibovespa a ocorrência de choques inesperados nas demais variáveis macroeconômicas.

A constatação de divergências de resultados entre autores, especialmente na literatura nacional, revela a inexistência de um comportamento único entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário nacional conforme o recorte temporal analisado. O grau de arbitrariedade concedido pela modelagem VAR não pode ser descartado, assim como a velocidade das mudanças ocorridas no cenário macroeconômico e no mercado acionário doméstico para a contribuição de resultados díspares entre autores. O comportamento do retorno acionário nos últimos anos indaga sobre a sua trajetória quando analisado a macroeconomia brasileira e os seus desdobramentos. Assim sendo, a justificativa para elaboração deste trabalho retoma a análise de um período recente, porém não limitado de transformações, a fim de contribuir para as discussões a respeito do tema central.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL

De acordo com Assaf Neto (2018), o sistema financeiro manifesta fundamento econômico e social devido ao processo de distribuição de recursos no mercado, sendo um dos condicionantes do desenvolvimento econômico o crescente fluxo de capitais. Segundo Pinheiro (2019), o sistema financeiro de um país pode ser resumido pela interação de instituições, instrumentos e mercados agrupados a fim de canalizar recursos entre agentes superavitários e deficitários. Por superavitários compreende-se os agentes capazes de despendem em consumo e investimento quantia inferior à sua renda auferida, ganhando o status de financiadores do crescimento da economia. Já agentes que assumem posição de tomadores de recursos no mercado, e, portanto, despendem recursos superiores à sua renda, são denominados de deficitários (ASSAF NETO, 2018).

Conforme Pinheiro (2019), o sistema financeiro possibilita que os agentes transfiram suas ações de investimento e consumo ao longo do tempo de forma mais simples, além de ser um mecanismo de redistribuição e diversificação de riscos. A engrenagem do sistema como um todo compreende ainda a cadeia de unidades operacionais que regulam o sistema, responsáveis pelas determinações das políticas monetária, de crédito, fiscal e cambial.

Embora o sistema financeiro brasileiro tenha sofrido alterações ao longo do tempo, o mesmo é descrito como possuidor de inúmeras peculiaridades, segundo Mellagi Filho e Ishikawa (2007). A baixa atividade financeira no país, medida no somatório de ativos monetários e financeiros, quando comparado ao seu PIB – países desenvolvidos apresentam maior proporção – possui relação histórica com as necessidades econômicas e sociais enfrentadas no país.

De tal forma, o sistema financeiro brasileiro sofreu alterações ao longo do tempo. A de maior impacto foi verificada em meados da década de 1960 com a Lei nº 4.595, de 31 de dezembro de 1964, que introduziu diretrizes para a reestruturação e desenvolvimentos do Sistema Financeiro Nacional (PINHEIRO, 2019). A criação do Conselho Monetário Nacional (CMN), órgão máximo do sistema financeiro, atenderia às práticas de formação da política da moeda e do crédito, visando ao progresso econômico e social do país (ASSAF NETO, 2018; PINHEIRO, 2019).

O Banco Central do Brasil (Bacen), também criado pela mesma lei federal, ficou encarregado da execução e fiscalização de normas expedidas pelo CMN, além de ser o intermediador dos demais bancos do sistema financeiro e executor da política monetária. São objetivos principais do Bacen:

Zelar pela adequada liquidez da economia brasileira; manter as reservas internacionais do país em nível adequado; estimular a formação de poupança em níveis adequados às necessidades de investimento do país; e zelar pela estabilidade e promover o permanente aperfeiçoamento do Sistema Financeiro Nacional. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2001, Online).

Outra mudança legislativa marcaria o sistema financeiro brasileiro no ano de 1965, com a Lei do Mercado de Capitais, introduzida pela Lei nº 4.728. Seguindo os passos do modelo norte-americano, a lei, segundo Puga (1999, p. 9): “Regulamentou as atividades das bolsas de valores, criou incentivos fiscais para a emissão e aquisição de ações e debêntures e definiu as funções dos bancos de investimento.” Uma segunda Lei do Mercado de Capitais seria implementada em 1976, acompanhada de uma legislação voltada para as sociedades de capital aberto e criação da Comissão de Valores Mobiliários (CVM), depois dos movimentos especulativos ocorridos no início da década de 1970, revelando uma alternativa de recuperação do mercado de capitais brasileiro, sobretudo do mercado acionário (PINHEIRO, 2019).

2.2 MERCADO DE CAPITAIS

Um dos mercados de destaque dentro do Sistema Financeiro Nacional é o mercado de capitais. Este pode ser definido como o sistema de distribuição e negociação de valores e títulos mobiliários com a característica de viabilizar a canalização de recursos de médios e longos prazos para as empresas (PINHEIRO, 2019). Segundo Fama (1970, p. 383) “the primary role of the capital market is allocation of ownership of the economy's capital stock.”¹ Sua estrutura engloba as bolsas de valores, sociedades corretoras e demais instituições autorizadas.

Apesar da importância no contexto econômico, até a década de 1960 não havia uma construção de um mercado sólido no Brasil. O mercado de capitais passou a ganhar força na medida que o “[...] mercado de crédito deixou de atender às necessidades da atividade

¹ O papel principal do mercado de capitais é a alocação da propriedade do estoque de capital da economia. (FAMA, 1970, p. 383, tradução nossa).

produtiva” (PINHEIRO, 2019, p. 158). A inflação brasileira na casa dos dois dígitos anuais aliada a Lei da Usura – limitação dos juros a 12% ao ano – desestimulava as empresas e os indivíduos de operações de prazos maiores, motivando a estruturação do sistema nos anos de 1960 diante os entraves existentes (FORTUNA, 2015).

Para Assaf Neto (2018), o mercado de capitais desempenha papel essencial no processo de desenvolvimento econômico, já que a comunicação gerada pelo próprio mercado compete a promoção de riqueza nacional com a atuação da poupança de cada agente econômico. Pensamento semelhante é apontado por Haberler (1976, p. 55) que, ao explicar sobre possíveis políticas de crescimento econômico, argumenta que em uma “economia individualista o mercado de capitais [...] executa a função indispensável de alocar a oferta de capital (poupança) entre as oportunidades praticamente ilimitadas para investir”.

Segundo Cavalcante, Misumi e Rudge (2009), no mercado de capitais as operações em geral são de médio ou longo prazo, podendo ou não envolver a aquisição acionária da empresa, representada pela divisão fracionária do capital da empresa. A venda de parte de seu capital retrata uma estratégia das empresas na viabilização de projetos de expansão e otimização do retorno com custos menores; enquanto para o acionista, a participação se reflete na expectativa de lucro superior ao encontrado no mercado de crédito, numa relação que envolve a existência de risco (CAVALCANTE; MISUMI; RUDGE, 2009).

A possibilidade de financiamento de investimentos, via mercado de capitais, constitui-se, segundo Pinheiro (2019), uma forma eficiente de utilização da poupança gerada pelos agentes econômicos. Tal contribuição possui impacto direto no desenvolvimento econômico, do qual são resultados de financiamentos a menores custos, distribuição do risco e democratização do acesso ao capital.

A literatura que trata dos riscos dentro dos ativos financeiros é vasta e aponta para situações indesejadas que desestabilizam a relação esperada com a que, de fato, se observa. Há de ser mencionado a existência da divisão dos riscos em dois tipos básicos, conforme abordados por Mellagi Filho e Ishikawa (2007): risco sistemático ou risco não diversificável, do qual está relacionado às condições macroeconômicas, onde seu impacto é visto em todo o sistema; e risco não-sistemático ou risco diversificável, onde afeta determinados ativos e não a totalidade de ativos do sistema, podendo ter seu risco diluído com a presença de outros ativos não semelhantes.

O ambiente de negociação de valores mobiliários – ações, *commercial papers* e debêntures – em mercado livre e aberto recebe a denominação de bolsa de valores. De autonomia própria, recebe supervisão da CVM que fiscaliza seus membros e negociações por

eles realizadas (FORTUNA, 2015). Cabe à bolsa de valores a satisfação de liquidez aos ativos negociados, de forma contínua, por meio da utilização de pregões eletrônicos.

O caso brasileiro evidencia um histórico de consolidação de bolsas regionais e fusões. Embora o surgimento encontra-se datado no século XIX, a principal consolidação de bolsas acontece na virada do século XX para o XXI. A Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) foi incorporada por outras oito bolsas regionais em 2000. Em 2008, há a realização da fusão entre Bovespa e a Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F), dando origem a BM&FBovespa. Por fim, no ano de 2017, há a integração da Central de Títulos Privados (Cetip) com a então BM&FBovespa, renomeando a então única bolsa de valores brasileira em operação para Brasil, Bolsa, Balcão (B3) (PINHEIRO, 2019).

As movimentações ocorridas na década de 1990, em especial a abertura financeira e entrada do investidor estrangeiro, são seguidas do decréscimo no número de empresas listadas na Bovespa. Segundo Ribeiro Neto e Famá (2002), os custos de manutenção para uma companhia aberta e a subavaliação das ações em decorrência da falta de transparência por parte das empresas faziam com que a decisão de fechar o capital fosse a melhor alternativa, o que impedia o crescimento do mercado e do número de participantes.

A partir de 2000, com a introdução das práticas de governança corporativa, buscava-se a melhora do desempenho do mercado acionário por meio de maiores exigências, tanto no fornecimento de informações por parte das empresas, como na ampliação dos direitos dos acionistas. Segundo Minardi, Sanvicente e Monteiro (2007), a ampliação do direito de propriedade do acionista minoritário, aliado a um maior grau de transparência das informações prestadas pelas companhias eleva a confiança e o interesse dos investidores no mercado de ações, assim como sua disposição em pagar valores mais altos. Por outro lado, preços mais altos na visão da empresa estão associados a maior disposição de abertura de capital, o que representaria uma associação a menores custos de capital próprio. A abordagem referente a preços de mercado e reprodução do capital próprio é exposta por Tobin e será abordada mais adiante.

Segundo Montes e Tiberto (2012), o elevado crescimento do mercado acionário brasileiro durante a década de 2000 também pode ser explicado pela melhora da avaliação do risco-país, resultado direto da credibilidade do regime de metas de inflação e da boa reputação do banco central brasileiro, contribuindo positivamente para o crescimento do fluxo de negócios e do índice da Bovespa. Silva, Bertella e Pereira (2014) argumentam que outro fator para o fluxo na bolsa brasileira esteja relacionado às taxas de juros internacionais. Segundo os autores, a taxa de juros americana demonstra relação inversa com o índice da Bovespa, onde taxas de

juros menores, no longo prazo, levaram investidores estrangeiros a buscarem posições de maior risco em mercados de países emergentes.

2.3 POLÍTICA MONETÁRIA E MECANISMOS DE TRANSMISSÃO

Segundo Lopes e Rossetti (1998), a política monetária pode ser entendida como o controle da moeda e das taxas de juros exercidas pelas autoridades monetárias locais, por meio de instrumentos, a fim de administrar a liquidez existente no sistema econômico. Embora sua finalidade não carregue uma definição ampla e precisa, o seu uso está diretamente relacionado a questões de ampliação do desenvolvimento econômico, nível de emprego e controle inflacionário.

Em 1999, o Brasil passa a adotar o regime de metas de inflação (RMI) – após o descolamento da âncora cambial implementado desde a vigência do Plano Real em 1994 – num movimento acompanhado durante toda a década de 1990 por demais países: Nova Zelândia (1990); Canadá (1991); Chile (1991); Reino Unido (1992); Austrália (1993); Suécia (1993); México (1999), entre outros. O regime de metas de inflação é a base do que se chamou de Novo Consenso Macroeconômico, cujos princípios estabelecem a preferência por manutenção de taxas inflacionárias baixas e estáveis para o crescimento econômico de longo prazo (CARVALHO, 2015).

Para Mishkin (1998), a utilização anterior de uma âncora cambial para estabilização dos preços restringia a atuação da política monetária:

Alguns países alcançaram uma inflação baixa atrelando o valor de sua moeda ao da moeda de um país com um bom recorde de inflação. No entanto, o problema dessa estratégia é que [...] com uma taxa de câmbio fixa, o país deixa de exercer controle sobre sua própria política monetária e, portanto, não pode utilizá-la para reagir a choques domésticos. A busca de uma âncora nominal levou muitos países a buscar metas de inflação como estratégia monetária básica. (MISHKIN, 1998, p. 299).

Conforme exposto por Carvalho (2015), a adoção formal do Brasil ao regime se sucedeu após a publicação do Decreto nº 3.088, de 21 de junho de 1999. A determinação das metas anuais a serem alcançadas estariam a cargo do Ministério responsável pela condução econômica e do CMN. A variação do Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) foi escolhido para mensuração da inflação e caberia ao CMN determinar o intervalo de tolerância

da meta central. Por fim, o Comitê de Política Monetária (COPOM) ficaria encarregado de estabelecer as diretrizes da política monetária, tendo a sua disposição, como instrumento primário de política monetária, a taxa de juros de curto prazo.

Segundo Mendonça (2007), as mudanças ocorridas para o caso brasileiro estão relacionadas ao nível de credibilidade desejada:

A principal justificativa para a estrutura implementada é a necessidade de desenvolver credibilidade para a condução da política monetária, o que por sua vez está relacionado, de forma direta, com a história de lhanza do BC. No caso de o BC obter sucesso ao longo dos anos no alcance das metas para inflação, isso implica conquista de reputação. Essa reputação é muito importante nesse sistema porque os agentes passam a acreditar que a autoridade monetária será capaz de controlar a inflação futura, o que, por conseguinte, revela ganho de credibilidade. (MENDONÇA, 2007, p. 432).

Como instrumento à disposição da política monetária, a taxa de juros de curto prazo é representada pela taxa média dos financiamentos diários, de lastro em títulos públicos federais, registradas no Sistema Especial de Liquidação e Custódia – SELIC. Ao Copom compete definir a meta da Taxa Selic, percorrendo a prerrogativa de buscar o cumprimento das metas de inflação.

A compreensão das taxas de juros e seus impactos no contexto econômico são determinantes para o entendimento da dinâmica do sistema. Segundo Carvalho (2005), a determinação da taxa de juros pelo Banco Central, no caso brasileiro, não deveria ser entendida como uma questão técnica e independente das demais áreas da economia, pois questões tais como estabilidade de preços e crescimento econômico estão diretamente relacionadas ao nível de juros praticados. Conforme apontado por Mishkin (1998, p. 43), as definições da taxa de juros “afetam decisões pessoais tais como consumir ou poupar, [...] afetam as decisões econômicas de empresas e famílias, tais como utilizar seus fundos para investir em um novo equipamento para fábricas ou poupar seu dinheiro num banco.”

Segundo Mishkin (1996) e Mendonça (2016), a taxa de juros é o canal de transmissão mais conhecido, sendo sustentado pela perspectiva keynesiana do modelo IS-LM. A atuação de uma política monetária, seja ela expansionista ou contracionista, provocará efeitos sobre as variáveis reais da economia. A transmissão pode ser explicada da seguinte forma: uma contração (expansão) monetária, realizada pela autoridade monetária, reduz (aumenta) o estoque monetário em circulação, acarretando uma elevação (diminuição) da taxa de juros no curto prazo; adotando que há rigidez de preços no curto prazo, os juros reais da economia aumentam (diminuem) no curto prazo, levando a uma contração (expansão) do nível de

investimento, impactando negativamente (positivamente) o produto da economia com a diminuição (aumento) da demanda agregada (MISHKIN, 1996; MENDONÇA, 2016).

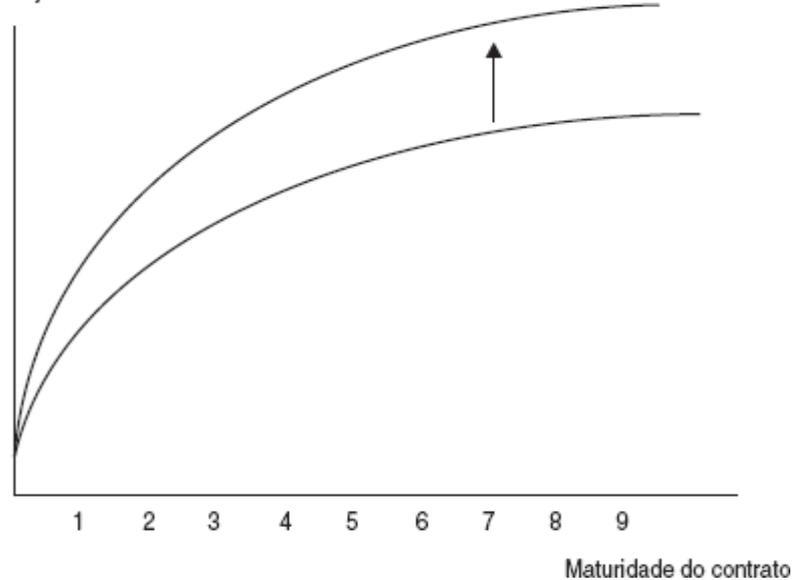
O mercado financeiro, mecanismo importante do sistema econômico, não está independente dos impactos da política monetária. Para Fortuna (2015, p. 62), “todos os instrumentos de política monetária, de uma forma ou de outra, são transferidos para a sociedade por meio do sistema financeiro”. Ideia semelhante é compartilhada por Bernanke e Kuttner (2005):

The most direct and immediate effects of monetary policy actions, such as changes in the Federal funds rate, are on the financial markets; by affecting asset prices and returns, policymakers try to modify economic behavior in ways that will help to achieve their ultimate objectives. (BERNANKE; KUTTNER, 2005, p. 1221).²

A taxa de juros também apresenta papel de transmissão monetária para os valores dos ativos. Segundo Carvalho (2015), a variação da política monetária, que por sua vez influencia as variáveis nominais e reais da economia, produz *efeitos-riqueza* nos preços dos ativos. Quando há elevação da taxa de juros (Figura 1), verifica-se uma diminuição do valor, proporcional ao tempo de maturidade, do valor dos ativos financeiros negociados, levando ao deslocamento da curva de rendimentos, perdas aos detentores de ativos e tendência de diminuição do consumo. Outro efeito da elevação dos juros é o seu impacto sobre os investimentos reais. Verificada uma variação dos juros superior a variação dos resultados obtidos de investimentos em capital real, é aceitável a suposição de maior preferência por ativos financeiros. Carvalho (2015, p. 211) conclui que “juntando-se os dois efeitos, sobre consumo e sobre investimento, teríamos uma influência contracionista sobre as despesas dos agentes privados como resultado da política monetária de elevação da taxa de juros de curtíssimo prazo.”

² Os efeitos mais diretos e imediatos das ações de política monetária, como mudanças nas taxas dos fundos Federais, estão nos mercados financeiros; ao afetar os preços e os retornos dos ativos, os formuladores de políticas tentam modificar o comportamento econômico de forma a ajudar a alcançar seus objetivos finais. (BERNANKE; KUTTNER, 2005, p. 1221, tradução nossa).

Figura 1 - Curvas de rendimento de ativos após uma elevação da taxa de juros
Taxas de juros anualizadas



Fonte: Carvalho (2015, p. 210)

Outro mecanismo de transmissão monetária diz respeito aos impactos provocados na economia por meio da valorização dos títulos acionários. Tobin apresentou em “A General Equilibrium Approach To Monetary Theory”³ o que ficou conhecido como coeficiente “q” de Tobin. Buscando uma interpretação do efeito da política monetária sobre as variáveis reais, definiu o “q” como a razão entre o valor de mercado da empresa e o custo de reprodução de seu capital. Segundo Carvalho (2015, p. 104), a “razão permite mensurar o hiato entre o valor real da empresa (avaliada pelo mercado de ações) e o preço dos bens de capital possuídos pela firma [...], constituindo-se um bom mecanismo para avaliar o retorno de um novo investimento.”

Para Tobin, a fixação da taxa pela autoridade monetária reproduz a divergência calculada no coeficiente:

An n-asset economy will provide no more than n - 1 independent market-clearing equations. The system will determine, therefore, no more than n - 1 real rates of return. If the rate on one asset, “money”, is fixed, then the market rate of return on capital can, indeed must, be among the n - 1 rates to be determined. This enables the monetary authority to force the market return on physical capital to diverge from its technological marginal efficiency – or, what is the same thing, to force the market valuation of existing capital to diverge from its reproduction cost. By creating these divergences, the monetary authority can affect the current rate of production and accumulation of capital assets. [...] If the interest rate on money, as well as the rates on all other financial assets, were flexible and endogenous, then they would all simply adjust to the marginal efficiency of capital. There would be no room for discrepancies between market and natural rates of return on capital, between market valuation and

³ Uma abordagem de equilíbrio geral para a Teoria Monetária.

*reproduction cost. There would be no room for monetary policy to affect aggregate demand. (TOBIN, 1969, p. 26).*⁴

Segundo Mishkin (1996), quando o coeficiente de Tobin for superior a 1, ou seja, o valor de mercado de uma determinada empresa for superior ao custo de reposição de seu capital, é factível a emissão de capital próprio no mercado para expansão de seus investimentos. Para coeficientes inferiores a 1, a captação de recursos para investimentos é inviável com um valor de mercado abaixo de sua reposição de capital. Seguindo o caso keynesiano, uma política monetária expansionista (M) provoca uma redução das taxas de juros, desestimulando os títulos frente às ações no mercado financeiro. A maior procura pelos ativos eleva a valorização das empresas (P_e), fazendo com que o coeficiente de Tobin (q) aumente, estimulando maiores dispêndios em investimentos (I) por parte das empresas.

Para Mendonça (2001), o mecanismo de transmissão por meio de ativos é proporcional à relevância do mercado acionário no contexto econômico. Países desenvolvidos que apresentam um mercado solidificado tendem a ter maior relevância econômica na transmissão via preços dos ativos. Para mercados de pequena participação acionária, como o Brasil, o efeito de transmissão não exprime maior relevância.

Conforme Prates (1999), a abertura financeira ocorrida na década de 1990, da qual esperava-se maior dinamismo ao mercado acionário com a chegada do investidor estrangeiro, sobretudo no mercado acionário, não surtiu efeitos nos anos subsequentes. A atração do público estrangeiro por ações no mercado secundário de companhias estatais na expectativa de futuras privatizações fez com que o valor de mercado das empresas privadas não registrasse valorização e aumento de liquidez nos pregões. Além disso, a exigência de deságio frente ao valor patrimonial das empresas para subscrição de ações no mercado primário – baixa demanda acionária e os juros pagos no mercado financeiro doméstico são indicados como motivadores do deságio por parte dos investidores – impediam maior abertura de capital pelas empresas.

⁴ Uma economia de “n” ativos não fornecerá mais do que “n - 1” equações independentes de compensação de mercado. O sistema determinará, portanto, não mais que “n - 1” taxas reais de retorno. Se a taxa de um ativo, “dinheiro”, for fixa, então a taxa de mercado de retorno sobre o capital pode, de fato deve, estar entre as “n - 1” taxas a serem determinadas. Isso permite à autoridade monetária forçar o retorno de mercado do capital físico a divergir de sua eficiência tecnológica marginal – ou, o que é a mesma coisa, forçar a valorização de mercado do capital existente a divergir de seu custo de reprodução. Ao criar essas divergências, a autoridade monetária pode afetar a atual taxa de produção e acumulação de bens de capital. [...] Se a taxa de juros do dinheiro, assim como as taxas de todos os outros ativos financeiros, fossem flexíveis e endógenas, então todas elas simplesmente se ajustariam à eficiência marginal do capital. Não haveria espaço para discrepâncias entre as taxas de mercado e as taxas naturais de retorno do capital, entre a valorização do mercado e o custo de reprodução. Não haveria espaço para a política monetária afetar a demanda agregada. (TOBIN, 1969, p. 26, tradução nossa).

Segundo Carvalho (2005), no caso brasileiro, o contexto institucional de décadas de elevada inflação, seguida de vulnerabilidade externa, não foram capazes de construir um ambiente de normalidade financeira e uma curva de rendimentos para além do curto prazo, mesmo com a introdução do Plano Real e a estabilização dos preços. O encurtamento temporal causado pelas incertezas com relação ao futuro, aliado ao alto rendimento oferecido pelas aplicações financeiras diante os investimentos produtivos, trouxeram maior foco às oscilações da taxa de juros de curto prazo. Carvalho (2005, p. 332-333) argumenta que “a sensibilidade de investidores brasileiros a movimentos da taxa SELIC é, por exemplo, incomparavelmente maior que a de investidores norte-americanos à taxa sobre fundos federais”, evidenciando o peso do contexto institucional passado e a incerteza futura nas decisões dos investidores brasileiros.

2.4 AVALIAÇÃO DE ATIVOS

Segundo Alcântara (1981), uma das questões básicas que norteiam a área de finanças se deve a como proceder à avaliação dos ativos reais e ativos financeiros. Preocupações com o cálculo do valor de um ativo, isto é, seu valor intrínseco, e a incorporação dos componentes de risco e retorno, assim como a relação entre ambos, permeia os modelos mais conhecidos de avaliação de ativos.

Fama (1970) argumentou que a precificação dos ativos do mercado devem reagir a cada nova informação disponível a depender da eficiência - nível de informação - que este mercado apresenta. O conceito desta precificação decorre de “que os preços correntes de mercado refletem o valor presente dos títulos e que não há maneira alguma de obter lucros extraordinários com o uso de informações disponíveis.” (PINHEIRO, 2019, p. 459).

Um dos modelos de avaliação de ativos representa que o valor intrínseco do ativo se relaciona com a projeção dos futuros fluxos de caixa esperados, porém a valores presentes. Considere o modelo presente em Alcântara (1981) descrito na Equação 1:

$$VPL = \sum_{t=0}^n \frac{Ft}{(1 + Erj)^t} \quad (1)$$

Onde:

VPL = valor presente líquido;

F_t = fluxos de caixa projetados;

E_{rj} = fator de desconto ajustado ao risco.

Se um determinado ativo, neste caso uma ação, proporciona a seu detentor um conjunto de fluxos a receber (dividendos), seu valor presente, isto é, o preço da ação no mercado, possui relação inversa com a taxa à qual são descontados esses fluxos futuros. Chen, Roll e Ross (1986) detalham esse comportamento da taxa de desconto frente ao preço dos ativos:

The discount rate is an average of rates over time, and it changes with both the level of rates and the term-structure spreads across different maturities. Unanticipated changes in the riskless interest rate will therefore influence pricing, and, through their influence on the time value of future cash flows, they will influence returns. The discount rate also depends on the risk premium. (CHEN; ROLL; ROSS, 1986, p. 385).⁵

Ainda segundo Chen, Roll e Ross (1986), determinadas variáveis macroeconômicas revelam efeito sobre os preços dos ativos ao mudarem a capacidade do fluxo de caixa esperado das empresas. Além da taxa de juros livre de risco imputada na taxa de desconto, a taxa de inflação esperada pelos agentes influencia o fluxo de caixa (dividendos) esperados, já que a alteração de preços terá impacto sobre o nível do fluxo de caixa nominal. O nível de produção real da indústria é elencado como outro fator de impacto no preço dos ativos por afetar positivamente os fluxos de caixa esperados.

Uma forma de visualizar a relação de precificação de ativos em termos reais é apresentada por Geske e Roll (1983), conforme exposto na Equação 2:

$$p_t = \frac{\bar{c}}{r_t} \quad (2)$$

Onde:

P_t = preço do ativo no tempo t;

\bar{c} = fluxos reais de caixa perpétuos;

⁵ A taxa de desconto é uma média das taxas ao longo do tempo e altera-se tanto com o nível das taxas quanto com os spreads da estrutura a termo em diferentes vencimentos. Mudanças imprevistas na taxa de juros livre de risco, portanto, influenciarão os preços e, por meio de sua influência no valor temporal dos fluxos de caixa futuros, influenciarão os retornos. A taxa de desconto também depende do prêmio de risco. (CHEN; ROLL; ROSS, 1986, p. 385, tradução nossa).

r_t = taxa de juros real.

Geske e Roll (1983) afirmam que o aumento da taxa real provoca uma queda nos valores dos ativos por meio da fórmula de perpetuidade. O resultado é análogo ao modelo de juros nominais, porém demonstra a relação negativa da taxa de inflação sobre o preço das ações (OLIVEIRA, 2006).

Inicialmente, a construção da análise de juros, inflação e precificação de ativos pode ser compreendida pelo modelo apresentado por Fisher (1930), que relaciona a taxa de juros nominal a partir da taxa de juros real acrescida de uma taxa de inflação esperada. Segundo Terra (2006), caberia a taxa de juros nominal antecipar a inflação em uma suposição onde considere a inflação esperada igual à inflação realizada. Dessa forma, é entendido que a valorização das ações tenderia a acompanhar o movimento dos preços econômicos. Todavia, a afirmação de inexistência de inflação não esperada torna-se incompatível com a grande maioria dos estudos, retratando apenas um exemplo do impacto sobre a precificação.

Conforme Oliveira (2006), a partir do modelo de Fisher, trazendo uma hipótese mais generalizada sob a hipótese dos mercados eficientes, é possível relacionar o valor esperado dos retornos acionários como uma função da inflação esperada. Isolando o termo referente a inflação na Equação 3 apresentada:

$$R_t = \alpha_t + \beta E \left(\frac{\pi_t}{\phi_{t-1}} \right) + \varepsilon_t \quad (3)$$

Onde:

R_t = retorno nominal no tempo t ;

α_t = negativo da taxa real de juros;

E = operador de expectativa matemática;

π_t = taxa de inflação no tempo t ;

ϕ_{t-1} = informações disponíveis para formação de expectativas;

ε_t = termo ruído branco.

A constatação de um beta igual ou próximo a 1 não interfere na relação da inflação esperada, estando em linha com a hipótese fisheriana modificada de que os retornos do mercado acionário acompanham as variações da taxa de inflação esperada, levando a conclusão de que os ativos atuam como *hedge* para a inflação esperada (OLIVEIRA, 2006).

2.5 EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

Inúmeros estudos já relacionaram o retorno dos ativos no mercado acionário, medidos em índice, e um conjunto de variáveis macroeconômicas, com destaque para os trabalhos estrangeiros de Fama (1981), Chen, Roll e Ross (1986), Lee (1992), Najand e Noronha (1998), Bjørnland e Leitemo (2005), Merikas e Merika (2006), Alam e Uddin (2009) e, para a literatura nacional, os trabalhos de Grôppo (2004, 2006), Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005), Oliveira (2006), Araújo e Bastos (2008), Pimenta Júnior e Higuchi (2008), Bertella, Silva e Pereira (2009), Santos (2009), Silva (2011), Silva Júnior, Menezes e Fernandez (2012), Pereira (2013), Andrade e Melo (2016), Ribeiro, Leite e Justo (2016), Silveira (2016), Machado, Gartner e Machado (2017), Santana, Silva e Ferreira (2018), Fonseca *et al.* (2019), Soares, Firme e Lima Júnior (2021), Souza e Silva (2021), Torres (2021), dentre outros. O desfecho desses trabalhos empíricos são citados na sequência.

Fama (1981) ao abordar o caso da economia norte americana sobre o retorno das ações com relação a atividade real, a inflação e o dinheiro, busca verificar o entendimento da formação acionária com meio protetivo da inflação. Em seu estudo que abrange o período pós ano de 1953 verifica-se que os retornos reais das ações são compatíveis de forma positiva com a atividade real da economia, entretanto, os retornos reais das ações estabelecem uma correlação negativa com a inflação não na forma causal, mas devido aos efeitos *proxy*, isto é, derivada dos efeitos de transmissão da economia real. A origem, segundo Fama (1981), remete-se às relações negativas entre inflação e atividade real, ocasionadas pela combinação das teorias da demanda por moeda e quantitativa da moeda.

Chen, Roll e Ross (1986) analisaram, para os Estados Unidos, a relação de um conjunto de variáveis econômicas e o retorno acionário da bolsa de New York, utilizando o índice NYSE ponderado e ponderado por valor, para o período de 1958 a 1984, buscando identificar se a ocorrência de preços dos ativos dependia da exposição às variáveis econômicas. Em resumo, os resultados encontrados pelos autores demonstram a participação mais significativa de variáveis em relação a outras, como o caso da produção industrial e variações no prêmio de risco. Outros agregados como o consumo real per capita, por exemplo, não se mostraram significativos no período para o retorno das ações, revelando-se de forma oposta ao argumentado por teorias de precificação baseadas no consumo.

Lee (1992) examinou as relações de causalidade do retorno do mercado de ações e de variáveis macroeconômicas (taxa de juros, atividade real e inflação) para os Estados Unidos no

período de 1947 a 1987, utilizando abordagem multivariada de Vetores Autorregressivos (VAR). Em síntese, os resultados de Lee discordam da hipótese de Fisher com a observação de retornos nominais e a inflação estarem correlacionados negativamente, embora de forma pouco significativa. Com relação à produção industrial, a associação positiva sustenta que os retornos reais das ações atuam de forma antecipada ao movimento da atividade industrial.

Najand e Noronha (1998) analisaram a relação de causalidade, empregando semelhanças ao estudo de Lee (1992), porém para o caso do Japão, entre as variáveis de inflação, crescimento da produção industrial e taxa de juros reais, assim como o retorno real do mercado de ações para o período de janeiro de 1977 a dezembro de 1994. Os resultados encontrados afirmam causalidade negativa da inflação e da taxa de juros em comparação aos retornos reais do mercado acionário, em linha com resultados de demais autores, porém opostos ao de Lee (1992).

Bjørnland e Leitemo (2005) analisaram, para o caso americano, a interdependência da política monetária e o mercado acionário (S&P 500) para o período dos meses de janeiro de 1983 e dezembro de 2002, utilizando modelagem VAR. Os resultados afirmam a presença de interdependência nas decisões de política monetária e o índice de preços das ações, concluindo que a ocorrência de um choque em um setor é precedida de um impacto no outro de forma imediata. Na análise de decomposição da variância do erro, os resultados da variação dos preços das ações é reflexo das inovações ocorridas na política monetária, tendo seu efeito reduzido conforme o horizonte de tempo. Por sua vez, as inovações no índice do mercado acionário relevam ser explicativas da variância da taxa de fundos federais americanos, assim como o choque observado na política monetária.

Merikas e Merika (2006) estudaram o caso da economia alemã entre os anos de 1960 e 2000, buscando contestar a afirmação de Fama (1981) sobre o impacto positivo que as variáveis reais exercem sobre o retorno das ações. Os principais resultados encontrados pelos autores afirmam uma relação positiva com a variação do produto interno bruto e negativa entre o retorno acionário e o crescimento do emprego, visto que a elevação dos níveis de emprego preveem um cenário de maior inflação, resultando na queda dos lucros das empresas e, portanto, do preço dos ativos.

Alam e Uddin (2009) investigaram a eficiência do mercado em uma relação empírica da taxa de juros sobre o índice do mercado acionário e a variação dos juros sobre os preços das ações para quinze países, divididos em desenvolvidos e em desenvolvimento, no período de janeiro de 1988 a março de 2003. Da amostra de países, apenas um (Filipinas) não demonstrou relação negativa significativa para as duas variáveis, seja na relação da taxa de juros com o

preço acionário ou na variação dos juros sobre a variação dos preços das ações, ou a ocorrência dos dois cenários. Os resultados encontrados sugerem a aceitação da relação negativa entre taxa de juros e retorno do mercado acionário, embora exista heterogeneidade dos resultados ao buscar evidências comparativas entre países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Os trabalhos citados a seguir abordam a relação entre os preços dos ativos e variáveis macroeconômicas para o mercado brasileiro.

Grôppo (2004) investigou a relação causal sobre o Ibovespa das seguintes variáveis: taxa de juros Selic deflacionada; taxa de câmbio real; cotação do barril de petróleo e índice de produção industrial. O período de análise refere-se aos meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2003, adotando a metodologia VAR. Os resultados encontrados sustentam um relacionamento de longo prazo entre as variáveis, tendo todas apresentado coeficientes negativos frente ao Ibovespa, isto é, há uma resposta do retorno acionário inversa a mudança ocorrida na variável, o que contraria a literatura sobre a hipótese de relação positiva entre retorno no mercado acionário e índice de produção. Em relação a decomposição histórica da variância do índice, observou-se que a taxa Selic é a variável que melhor explica a variação ocorridas nos preços acionários no curto prazo, explicando 51,99% no primeiro mês, seguida pelo próprio Ibovespa com 42,16%, levando o autor a afirmar que, devido ao impacto expressivo da taxa básica de juros, “os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro veem o investimento em renda fixa como sendo grande substituto das aplicações em ações.” (GRÔPPO, 2004, p. 77).

Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005) examinaram, para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2004, a relação entre um conjunto de variáveis (taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, PIB e *spread* do C-bond) e o retorno do mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, adotando a estimativa VAR. Os resultados demonstraram, em análise isolada, uma relação inversa entre inflação esperada e retorno de mercado, levando a interpretação de que os retornos no mercado brasileiro não atuariam como proteção aos efeitos da inflação esperada. Por sua vez, foi verificada relação positiva entre o nível de atividade econômica e os retornos médios do mercado acionário, compatível com o esperado na literatura. Entretanto, na composição do modelo VAR e analisando os resultados da decomposição da variância e função de resposta a impulso, onde as inovações do PIB explicam de forma irrelevante a variância dos retornos do Ibovespa, assim como a resposta negativa do índice a choques não esperados no PIB, levando os autores a concluir que o mercado não antecipe as variações de fluxos de caixa esperados no futuro, como visto em modelos de precificação.

Grôppo (2006) analisou a relação de causalidade entre as variáveis macroeconômicas: taxa de juros de curto e longo prazo; taxa de câmbio real e oferta monetária, em relação à média mensal de fechamento do Ibovespa para o período abrangido pelos meses de janeiro de 1995 a julho de 2005, utilizando enfoque multivariado VAR. Em resumo, os resultados encontrados pelo autor sustentam a existência de cointegração, inferindo que as variáveis possuem relação de longo prazo. As variáveis taxa de juros de curto prazo, longo prazo e taxa de câmbio se mostraram significativas e de coeficientes negativos, demonstrando que a relação com o retorno do mercado acionário é inversa, com destaque para a taxa de câmbio, variável de impacto mais sensível no Ibovespa dentre as demais propostas pelo estudo e de maior poder de explicação ao se analisar a decomposição histórica da variância do erro de previsão do índice, logo após a variância do próprio Ibovespa.

Oliveira (2006) analisou a relação do mercado de ações e de variáveis macroeconômicas para um conjunto de países, dentre eles o Brasil, utilizando a taxa de câmbio, taxa de juros real, inflação medida pelo índice de preços ao consumidor e a variação do PIB utilizando séries mensais no período de 1972 a 2003. Os resultados encontrados pelo autor, utilizando-se de um modelo autorregressivo, indicaram que houve relacionamento positivo das variáveis PIB, taxa de juros real e taxa de câmbio com o índice da bolsa brasileira, considerando a expectativa futura das próprias variáveis no modelo. Em linha com a literatura, esperava-se uma relação negativa da taxa de juros real, assim como a observada no índice de preços, demonstrando haver relação negativa entre inflação e índice acionário no período analisado. Em um modelo sem a inclusão das expectativas dos agentes, a direção do índice de inflação é alterada, passando a se relacionar positivamente com o índice acionário. Demais variáveis não apresentaram mudança de direção neste modelo.

Araújo e Bastos (2008) investigaram as relações para os retornos do mercado acionário em conjunto com as variáveis da taxa de juros, inflação e atividade econômica para quatro países latinos: Argentina, Brasil, Chile e México. Utilizando enfoque multivariado VAR, o estudo compreendeu o período dos meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Para o caso brasileiro, os resultados do teste de causalidade de Granger não demonstraram haver causalidade de nenhuma das variáveis propostas em relação ao Ibovespa, enquanto para os casos do Chile e México, a constatação da hipótese que os juros não causam o retorno acionário acabou sendo rejeitada, afirmando, portanto, que os resultados são heterogêneos entre os países. Nos resultados de decomposição de variância e resposta ao impulso, as variáveis macroeconômicas apresentaram pouca relevância para o mercado acionário, em especial o caso do Brasil.

Pimenta Júnior e Higuchi (2008) analisaram a relação de causalidade das variáveis taxa de juros, taxa de câmbio e taxa de inflação em relação ao índice Bovespa, utilizando o enfoque multivariado VAR, para o período entre os meses de julho de 1994 e junho de 2005. Os resultados vistos pelos autores demonstram não haver fenômeno de causalidade de nenhuma das variáveis, no sentido preditor, em relação ao Ibovespa. O estudo averiguou que, dentre as três variáveis utilizadas, a taxa de câmbio correspondeu ao maior impacto explicativo, entretanto, sem relevância estatística, ao passo que não houve rejeição da hipótese nula de não-causalidade. Por fim, ao examinar a decomposição das variâncias, o Ibovespa se apresenta como o maior elemento explicativo de inovações ocorridas em seu próprio índice, explicando 95,41% da variância após dez períodos.

Bertella, Silva e Pereira (2009) investigaram a relação de cointegração e causalidade de um conjunto de variáveis macroeconômicas, com o destaque para o índice de inflação (IPCA), taxa de juros real, taxa de câmbio real, risco de crédito doméstico e índice de produção industrial (PIM-PF), assim como variáveis externas, como o S&P 500, taxa de juros dos Estados Unidos e cotação do barril de petróleo, em relação ao índice do mercado acionário brasileiro (Ibovespa). Adotando séries mensais para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2007, os autores identificaram a existência de um vetor de cointegração entre o Ibovespa e as variáveis, com destaque para as relações inversas, no longo prazo, da taxa de juros americana e da taxa de câmbio real. No curto prazo, apenas o próprio Ibovespa e a taxa de câmbio real foram significativos para explicar a resposta do índice acionário a desvios de longo prazo.

Santos (2009) investigou a eficiência informacional, de curto e longo prazo, entre as variáveis macroeconômicas, representadas pela taxa de juros, taxa de câmbio, inflação, atividade econômica, risco-país e oferta monetária, em associação ao Ibovespa, no período entre os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2007, por meio do modelo VAR com Mecanismo de Correção de Erros (VECM). Em síntese, a verificação de cointegração demonstrou um relacionamento de longo significativo e positivo para as variáveis de atividade produtiva, medida via *proxies* da produção industrial e do PIB, e inflação, medida pelo IGP-DI; a relação do risco-país, medido pelo EMBI + Br, demonstra relação inversa com o Ibovespa, como o esperado pela literatura; taxa de câmbio, taxa de juros (Selic Over) e oferta monetária não foram significativos. Com relação aos efeitos de causalidade de curto prazo, foi evidenciada que as variáveis da taxa de câmbio, inflação e risco-país causam, no sentido de Granger, o Ibovespa. A taxa de juros, novamente, não foi significativa ao nível de 5%, oposto do que era esperado. Por fim, na análise da decomposição da variância, foi constatado que a variância do Ibovespa,

após 12 períodos, é explicada em maior parte por si mesma, sendo acompanhada das variáveis risco-país e taxa de câmbio.

Silva (2011) analisou a relação de causalidade e cointegração entre as variáveis macroeconômicas (taxa de juros, inflação, produto interno bruto, taxa de câmbio e risco-país) e o Ibovespa para os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2010, utilizando o enfoque multivariado VAR. Os resultados encontrados afirmam a existência de cointegração com as variáveis, com as variáveis inflação e taxa de câmbio, ambas significativas, com associação negativa em relação ao Ibovespa. Por sua vez, a taxa Selic não apresentou relação de longo prazo com o índice. Os testes de causalidade identificaram causalidade bidirecional entre a taxa de inflação, medida pelo IPCA, e o Ibovespa no curto prazo. Nenhuma das demais variáveis apresentou causalidade unidirecional em relação ao retorno acionário. Por fim, a análise da decomposição da variância identificou que os erros estimados do Ibovespa são explicados em grande parte (90,54%) pelo próprio índice após doze meses.

Silva Júnior, Menezes e Fernandez (2012) investigaram a ligação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas (taxa de inflação (IGP-M), taxa de juros, produto interno bruto e taxa de câmbio) e o retorno dos ativos do mercado brasileiro para o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2010, a partir de metodologia VAR. Os resultados apontados sugerem que o índice acionário não é um bom previsor da variação da atividade produtiva, assim como do índice de inflação, levando a contradição de que o mercado de ações, aqui retratado pelo Ibovespa, antecipe as variações de fluxos de caixa futuros esperados. Com relação aos testes de causalidade, foi constatada causalidade bidirecional entre Ibovespa e taxa Selic. A taxa de câmbio se mostrou significativa nos resultados apresentados, com o índice causando, de forma unidirecional, a variável da taxa de câmbio.

Pereira (2013) analisou o impacto da política monetária em relação aos preços no mercado acionário. Utilizando a variação das taxas Selic nominal observada, nominal esperada, nominal não esperada e variação da taxa de câmbio real, em relação ao Ibovespa, para os meses de março de 2001 a dezembro de 2012, a autora encontrou resultados compatíveis com o comportamento negativo entre taxa de juros Selic e os retornos do mercado acionário, para o curto prazo. Ao contrastar aumentos nominais, expectativas de aumento e aumentos não esperados para a Selic, observou-se a mesma relação negativa e significativa para ambos, com o(a) aumento (redução) não esperado(a) pelos agentes tendo desempenhado maior impacto no curto prazo sobre o retorno acionário. As variações ocorridas na taxa de câmbio, por sua vez, também demonstraram relacionamento inverso com o índice do mercado acionário.

Andrade e Melo (2016), em uma abordagem voltada ao setor agropecuário, analisaram a relação de causalidade entre as variáveis macroeconômicas: PIB do setor agropecuário, Índice de Preços ao Produtor Amplo (IPA), Taxa de Juros (Selic) e taxa de câmbio (Ptax) com relação a receita bruta de oito empresas do segmento de agronegócio listadas na BM&FBovespa. O estudo compreendeu dados trimestrais de 2003 até o segundo trimestre de 2015, utilizando a metodologia VAR. Os resultados apurados demonstram que o IPA e o PIB do setor agropecuário exerceram significativa influência sobre a receita das empresas analisadas, mesmo em companhias cuja atividade principal não seja a agrícola ou a pecuária, sugerindo que o crescimento da bolsa brasileira, medido pelo Ibovespa, está relacionado positivamente com o PIB. A análise da decomposição da variância revelou que o IPA possui grande significância ao explicar a variação da receita das empresas, algo que já era esperado devido à relação positiva dos preços agropecuários e a receita das companhias.

Ribeiro, Leite e Justo (2016) investigaram a relação de causalidade e cointegração entre as variáveis macroeconômicas, retratadas pela taxa de juros (Selic), taxa de câmbio e índice de produção industrial, além do índice Dow Jones, em relação ao retorno acionário do mercado brasileiro para os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2012, utilizando o modelo de Autorregressão Vetorial com Correção de Erros (VEC). Os resultados encontrados pelos autores sustentam a hipótese de cointegração entre as variáveis. Com relação a causalidade, houve constatação de causalidade bidirecional entre o Dow Jones e Ibovespa, enquanto as demais variáveis não apresentaram significância para influenciar o índice brasileiro, seja no curto ou longo prazo. Por fim, a análise da decomposição da variância indicou que a variação do Ibovespa é explicada, em maior porcentagem, por si mesma, levando à conclusão de que o índice é o principal explicador de sua própria variância.

Silveira (2016) analisou, utilizando a técnica multivariada VAR, a relação de causalidade entre as variáveis taxa de juros brasileira (Selic), taxa básica de juros dos Estados Unidos, taxa de câmbio real, cotação do barril de petróleo e índice médio mensal da Bolsa de New York em relação ao índice médio mensal da bolsa brasileira (Ibovespa). O período de análise do estudo compreendeu os meses de janeiro 2006 a dezembro de 2014 e constatou uma relação positiva da taxa de câmbio e da cotação do barril de petróleo em relação ao Ibovespa, enquanto a taxa de juros americana possui efeito inverso para o retorno dos ativos na bolsa brasileira, resultado esperado dentro da literatura que afirma que juros internacionais mais baixos favorecem a tomada de risco em bolsas de países emergentes. Com relação aos efeitos de causalidade, foi constatado que a taxa Selic foi significativa ao causar o Ibovespa, estabelecendo, assim, uma causalidade unidirecional. Por fim, na análise da decomposição das

variâncias, pode-se averiguar que no modelo proposto a variação do retorno acionário brasileiro pode ser explicado, em maior nível, por inovações no próprio índice (84,68%), seguido do índice da bolsa de New York e da taxa Selic (5,62% e 5,23%, respectivamente) após doze meses.

Machado, Gartner e Machado (2017) examinaram a relação de longo prazo das variáveis macroeconômicas taxa de juros (Selic), índice de inflação (INPC), taxa de câmbio real, atividade econômica (PIB), oferta monetária (M1), exportações e importações em relação ao retorno do mercado acionário (Ibovespa), com coleta mensal dos dados de janeiro de 1999 a junho de 2017 e aplicação do modelo Markov-Switching. Os resultados encontrados sugerem a existência de relação de longo prazo de todas as variáveis analisadas com o índice acionário, exceto do índice de inflação que rejeitou a hipótese de relacionamento de longo prazo. Em relação ao sentido direcional, apenas as variáveis taxa de juros e taxa de câmbio apresentaram comportamento positivo em relação ao índice de ações, isto é, além de significância no longo prazo, a relação possui impacto direto no mercado de ações.

Santana, Silva e Ferreira (2018) investigaram a relação de causalidade das variáveis taxa de juros, inflação e taxa de câmbio com o retorno do Ibovespa para os meses de julho de 1994 a junho de 2014, utilizando o enfoque multivariado VAR. Os resultados apurados pelos autores demonstram a ausência de causalidade entre as variáveis e o Ibovespa no sentido preditor do índice acionário. Nos testes da função de resposta a impulso foi possível identificar correlações negativas da taxa Selic e da taxa de câmbio em relação ao Ibovespa.

Fonseca *et al.* (2019), ao abordarem as variáveis macroeconômicas e o ambiente do mercado acionário, trataram de analisar a relação da taxa de juros Selic, do índice de inflação e da taxa de câmbio sobre os indicadores de rentabilidade e endividamento de um conjunto de companhias brasileiras não financeiras de capital aberto para os meses de janeiro de 1996 a dezembro de 2018, com a aplicação do modelo de *GMM System (Generalized Momentums Method)*. Os resultados encontrados pelos autores sustentam o impacto da taxa de juros Selic e da taxa de câmbio no desempenho em termos de rentabilidade e endividamento, comprovando que o contexto macroeconômico brasileiro é significativo em relação à rentabilidade e endividamento empresarial. A inflação, medida pelo índice IPCA, não apresentou relação significativa em termos de impactos sobre os resultados financeiros das companhias analisadas.

Soares, Firme e Lima Júnior (2021) buscaram analisar o impacto monetário no mercado acionário brasileiro, compreendendo os meses janeiro de 2003 a junho de 2018. Utilizando modelagem do tipo ARDL e as principais variáveis macroeconômicas em relação ao Ibovespa, constatou-se que a correlação negativa entre taxa de juros Selic e Ibovespa no período

apresentou baixa significância (-0,08), ao passo que em determinados recortes de tempo, a correlação inverte o sinal de direção. Os resultados dos testes indicaram que as variações no retorno das ações estão refletidas no impacto direto e indireto da inflação esperada. Uma elevação da taxa Selic acompanhada do efeito indireto da redução da inflação esperada favorece o índice. Tal analogia pode ser estendida à apreciação cambial (efeito direto) e redução da expectativa inflacionária (efeito indireto), contribuindo positivamente ao retorno do Ibovespa.

Souza e Silva (2021) examinaram o comportamento de curto e longo prazo entre as variáveis taxa de juros, taxa de câmbio, inflação e risco país em relação ao índice da bolsa brasileira, o Ibovespa. O estudo contou com o enfoque multivariado VAR e testes de cointegração na análise do período compreendido entre os meses de janeiro de 1995 a junho de 2016. A verificação de cointegração entre as variáveis constatou a existência de um vetor de cointegração, tendo todas as variáveis coeficientes significativos, ao menos no nível de 10%, em relação ao Ibovespa no longo prazo. Com relação a direção, taxa de câmbio e índice de inflação, medido pelo IGPM, apresentaram comportamento positivo com relação aos retornos acionários, resultados que são compatíveis com demais trabalhos empíricos, entretanto, não há consenso sobre a taxa de inflação, já que sua direção é divergente em demais estudos. Os resultados do teste de causalidade não identificaram nenhuma das variáveis causando, no sentido de Granger, o Ibovespa no curto prazo. Porém, no longo prazo, há resposta aos desequilíbrios causados pelas variáveis. Por fim, a decomposição histórica da variância revelou que, dentre as variáveis, a maior participação no erro de previsão do índice ficou a cargo do risco-país, expresso pelo EMBI + Br, seguido da taxa de inflação.

Torres (2021) investigou a relação de causalidade e cointegração entre as quatro principais variáveis macroeconômicas vistas em trabalho similares (inflação, atividade econômica (IBC), taxa de câmbio e taxa de juros) em relação ao Ibovespa e ao Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), que reúne sociedades acionárias comprometidas com práticas sustentáveis, captando dados mensais de novembro de 2005 a dezembro de 2019. Os principais resultados apurados demonstram que o índice de atividade econômica, após os choques no próprio índice, é a variável que melhor explica as variações em cada um dos índices. Empresas de destaque por iniciativas sustentáveis não apresentaram desempenho divergente da média do Ibovespa, o que demonstra que ambos os índices se comportam de maneira parecida, já que no ano de 2019, aproximadamente nove em cada dez empresas do índice ISE também estavam presentes no Ibovespa. Já nos resultados dos testes de causalidade, apenas o IBC apresentou significância ao causar o Ibovespa, enquanto no ISE a variável IBC, acompanhada

da taxa Selic e do IPCA, apresentaram significância ao nível de 5% ao causar o Índice de Sustentabilidade Empresarial.

O compêndio destes trabalhos representa apenas um conjunto de estudos empíricos que analisaram variáveis macroeconômicas e o retorno do mercado acionário, especialmente do caso aplicado ao Brasil. Conforme destacado por Silva (2011), a aplicação dos testes de causalidade e cointegração, presentes em alguns dos estudos citados, são ferramentas econométricas importantes empregadas pela literatura para mensurar a dinâmica da relação das variáveis e o retorno do Ibovespa.

3 METODOLOGIA

Segundo Wooldridge (2016), uma análise empírica dispõe de dados para testar uma teoria ou aferir uma relação. O presente trabalho aborda o método de pesquisa quantitativa, do qual conduz o pesquisador à exploração da relação entre variáveis com instrumentos que possibilitem a aplicação de procedimentos estatísticos e a verificação de pressupostos (CRESWELL, 2007).

As variáveis escolhidas para a composição do trabalho seguem procedimentos vistos em Pimenta Júnior e Higuchi (2008), Santos (2009), Silva (2011), Silva Júnior, Menezes e Fernandez (2012) e Souza e Silva (2021) com adaptações. Ambos os trabalhos compartilham em comum a utilização das variáveis representativas da taxa de juros, da taxa de câmbio e da inflação em relação ao retorno do mercado acionário. Desta forma, o presente trabalho leva em consideração a representação das três variáveis em relação ao Ibovespa, com os juros sendo retratado pela taxa de curto prazo SELIC; a taxa de câmbio representada pela taxa de referência PTAX e a taxa de inflação pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA). Os dados para essas variáveis são secundários. Conforme Walliman (2015), os dados secundários são fundamentais para ilustração contextual do trabalho de pesquisa, podendo ser usados como fundamento teórico, uma vez que a qualidade dos dados apresentados depende diretamente da fonte.

A coleta dos dados compreende o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021, recolhidos de forma mensal, equivalente a um total de 132 observações⁶. Os dados escolhidos para o Ibovespa representam a média de fechamento diário no respectivo mês, tendo como fonte os dados disponibilizados pela bolsa de valores do Brasil (B3). Para a taxa SELIC utilizou-se a média dos fatores diários da taxa Selic Over e conversão para taxa anual, disponível no site do Banco Central do Brasil, assim como as médias mensais de compra para a taxa de referência PTAX. Por fim, os dados referentes à inflação (IPCA) foram obtidos no site do IBGE. A estimação dos dados foi executada com o auxílio dos *softwares Eviews 12 e Excel*. As séries foram transformadas na forma de logaritmo natural para normalização dos desvios e redução de viés.

⁶ O comportamento gráfico das séries está apresentado no Apêndice A.

3.1 CORRELAÇÃO DE PEARSON

Segundo Gujarati e Porter (2011), o objetivo principal de uma análise de correlação é determinar a força ou o grau de associação linear para duas variáveis. A força medida nessa associação linear recebe o nome de coeficiente de correlação (r). Para os autores, embora os termos regressão e correlação estejam relacionados, estes apresentam conceitos diferentes. Ao partir de uma análise de regressão, assume-se uma assimetria entre as duas variáveis, com características de distribuição probabilística para a variável dependente e valores fixos para as variáveis explanatórias. Para a análise de correlação, “tratamos quaisquer (duas) variáveis simetricamente; não há distinção entre as variáveis dependente e explanatória.” (GUJARATI; PORTER, 2011, p. 44). Dessa forma, o coeficiente de correlação entre X e Y é igual para Y e X.

Segundo Figueiredo Filho e Silva Júnior (2009), afirmar a associação entre duas variáveis representa a preservação de semelhanças na distribuição dos escores, com medida da variância compartilhada entre as variáveis analisadas, enquanto a linearidade exprime a forma de relacionamento de X e Y, constituído de uma linha reta dos efeitos de adições ou subtrações na variável explicativa sobre a variável dependente. Figueiredo Filho e Silva Júnior (2009, p. 119) completam que “a correlação de Pearson (r) exige um compartilhamento de variância e que essa variação seja distribuída linearmente.”

Gujarati e Porter (2011) expõem que o coeficiente de correlação (r) possui algumas propriedades, com o destaque para: limites de r entre -1 e + 1, ou seja, $-1 \leq r \leq 1$; variáveis X e Y de correlação zero ($r = 0$) não se resume, necessariamente, em independência entre as variáveis; e a medida de associação linear não implica necessariamente em relação de causa e feito. O coeficiente de correlação pode ser calculado seguindo a Equação 4:

$$r = \frac{1}{n-1} \sum \left(\frac{x_i - \bar{X}}{S_x} \right) \left(\frac{y_i - \bar{Y}}{S_y} \right) \quad (4)$$

Onde:

r = coeficiente de correlação de Pearson;

n = número de observações;

\bar{X} = média da amostra de X;

\bar{Y} = média da amostra Y;

S_x = desvio padrão de X;

S_y = desvio padrão de Y.

O sinal determinante de r indica a direção, positiva ou negativa, e o valor indica a força da relação entre as variáveis. Quanto mais próximo do extremo o coeficiente se encontrar, maior será a força da relação, indicando que o escore de uma variável segue o escore da outra, observado o sinal de direção (FIGUEIREDO FILHO; SILVA JÚNIOR, 2009).

3.2 VETOR AUTORREGRESSIVO (VAR)

O presente trabalho se utilizará de técnica econométrica de autorregressão vetorial para a análise de relação das variáveis macroeconômicas descritas (SELIC, PTAX e IPCA) e o retorno dos ativos do mercado acionário (Ibovespa). Segundo Grôppo (2004), o modelo VAR utiliza como base de previsão as regularidades e padrões de dados passados em um modelo aleatório, do qual assume tratamento simétrico das variáveis analisadas. Por não se tratar de um modelo teórico, a estimação das séries temporais não é afetada com a ausência de especificação de modelo estrutural que capture uma relação entre as variáveis.

Margarido (2000) afirma que os modelos VAR não exigem a imposição de valor igual a zero, tal qual ocorrida em modelos estruturais, sendo necessária a determinação somente das variáveis que possivelmente interajam dentro do sistema e a identificação do maior número de defasagens que comportem a dinâmica da interação das variáveis presentes no modelo. Enders (2014, p. 313) explica que “the VAR approach has been criticized as being devoid of any economic content. The sole role of the economist is to suggest the appropriate variables to include in the VAR. From that point on, the procedure is almost mechanical.”⁷

Considere o modelo multivariado VAR proposto por Enders (2014) descrito na Equação 8:

$$x_t = A_0 + A_1x_{t-1} + A_2x_{t-2} + \dots + A_px_{t-p} + e_t \quad (8)$$

⁷ A abordagem VAR tem sido criticada por ser desprovida de qualquer conteúdo econômico. O único papel do economista é sugerir as variáveis apropriadas para incluir no VAR. A partir desse ponto, o procedimento é quase mecânico. (ENDERS, 2014, p. 313, tradução nossa).

Onde:

x_t = vetor coluna de cada uma das variáveis incluídas no modelo VAR;

A_0 = vetor coluna dos termos de interceptação;

A_i = matriz de coeficientes de ordem $n \times n$;

e_t = vetor coluna do termo de erro.

Segundo Margarido (2000), como um dos objetivos do modelo VAR é examinar os impactos que choques individuais possuem na dinâmica do sistema, é necessária compreender que sua ocorrência pode ser vista simultaneamente com probabilidade não nula, de forma a expressar correlação contemporânea, “impedindo dessa maneira que se possa analisar somente o efeito individual desse choque sobre o comportamento da variável de interesse.” (MARGARIDO, 2000, p. 79). O autor argumenta que o procedimento de decomposição de Cholesky, exposto no trabalho de Brandão (1985), para ajuste da matriz de variância-covariância dos resíduos, pode levar a conclusões distintas das funções de resposta de impulso conforme se altera a ordem das equações, evidenciando que a simples ausência de causalidade entre duas variáveis, como destacada por Cavalcanti (2010), não é condição de inexistência de inovação de uma variável sobre outra quando analisada a covariância de seus termos de erros.

Segundo Bueno (2015), as séries temporais podem guardar dinâmica em comum quando não estacionárias, podendo-se especificar um modelo VAR com correção de erros (VECM). O objetivo retratado na dinâmica em comum das variáveis é a captação do componente de longo prazo, chamado de cointegração por Engle e Granger (1987). A fim de apurar a existência de cointegração das variáveis, optou-se pela utilização do teste de cointegração de Johansen, já que a metodologia permite a estimação do VECM em conjunto com os vetores de cointegração (BUENO, 2015).

Outra forma de caracterizar o inter-relacionamento dinâmico das variáveis é por meio da decomposição da variância dos erros de previsão para n períodos à frente, onde serão distribuídos em porcentagens a cada uma das variáveis componentes do sistema, podendo inferir sobre as inovações ocorridas em virtude do próprio choque e aos demais originários das outras variáveis (MARGARIDO, 2000).

3.3 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Antes de se prosseguir ao modelo de regressão, é importante a observação de procedimentos que garantem a qualidade da análise econométrica. Ao analisar séries temporais, a estacionariedade dos dados torna-se parte fundamental do estudo. Segundo Grôppo (2004, p. 38), “só será possível estimar um modelo de regressão se as séries analisadas forem estacionárias.” Conforme Gujarati e Porter (2011, p. 45), “uma série é estacionária se sua média e variância não variam sistematicamente ao longo do tempo.”

Adotando o modelo autorregressivo descrito na Equação 5:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (5)$$

Onde:

Y_t = série atual;

Y_{t-1} = série do período anterior;

u_t = termo de erro ruído branco.

O modelo proposto acima é não estacionário quando $\rho = 1$, o que demonstra a ocorrência de problema de raiz unitária. Quando $|\rho| < 1$, Y_t é considerado um processo autorregressivo estável, assim fracamente dependente. (WOOLDRIDGE, 2016). A transformação para uma série estacionária requer a adoção das primeiras diferenças da série de tempo. Segundo Gujarati e Porter (2011, p. 740), “se uma série temporal (não estacionária) precisa ser diferenciada d vezes para tornar-se estacionária, denominamos essa série temporal integrada de ordem d .” Assim, a série temporal Y_t denota-se $Y_{(d)} \sim I_{(d)}$, onde a integração de ordem zero representa a estacionariedade dos dados sem a necessidade de diferenciação. O procedimento de identificação de raiz unitária e, conseqüentemente, a evidência de não estacionariedade da série, evita a interpretação de resultados duvidosos, cuja significância é nula, resumido em fenômenos de regressão espúria (GUJARATI; PORTER, 2011).

Será utilizado no presente trabalho o teste de Dickey-Fuller aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para testar se as séries são estacionárias.

Segundo Gujarati e Porter (2011), a aceitação da hipótese nula pode evidenciar a presença de uma raiz unitária, concluindo que a série é não estacionária. Já para a rejeição da hipótese nula, compreende-se que os dados são estacionários, possivelmente em torno de uma tendência determinística.

3.4 CAUSALIDADE DE GRANGER

Segundo Koop (2004), ao analisar resultados de regressão e correlação, efeitos de previsão de causalidade não devem ser inferidos apenas pela constatação de dependência, uma vez que a causalidade pode se expressar em ambas as direções. No contexto de séries temporais, os argumentos se diferenciam dos resultados de regressão:

[...] With time series data we can make slightly stronger statements about causality simply by exploiting the fact that time does not run backward! That is, if event A happens before event B, then it is possible that A is causing B. However, it is not possible that B is causing A. In other words, events in the past can cause events to happen today. Future events cannot. (KOOP, 2004, p. 187).⁸

Granger (1986) buscou demonstrar que a incorporação de dados passados de uma determinada variável poderiam construir melhores previsões para uma outra variável. Nesse sentido, o teste de causalidade temporal defasado auxiliaria na determinação de uma série ser preditora significativa de outra analisada. Para Granger (1986, p. 213), “at the least sophisticated level of economic theory lies the belief that certain pairs of economic variables should not diverge from each other by too great an extent, at least in the long-run.”⁹

Segundo Silva (2011), a maioria das séries econômicas e financeiras não são estacionárias, requisito fundamental para aplicação do teste de causalidade. Assim, é necessário a utilização da primeira diferença das séries. Conforme Gujarati e Porter (2011), ao tratar de causalidade bilateral (apenas duas variáveis: X e Y), a causalidade de Granger pressupõe que o necessário à previsão das variáveis preditivas encontra-se unicamente nos dados dessas próprias variáveis. Assim, quatro cenários podem ser observados: causalidade unidirecional de X para Y; causalidade unidirecional de Y para X; causalidade bilateral e ausência de causalidade em ambas as direções. O teste compreende a estimação das seguintes regressões descritas nas Equações 6 e 7 para um modelo de causalidade entre duas variáveis:

⁸ [...] com dados de séries temporais, podemos fazer afirmações um pouco mais fortes sobre causalidade simplesmente explorando o fato de que o tempo não retrocede! Ou seja, se o evento A acontecer antes do evento B, então é possível que A esteja causando B. No entanto, não é possível que B esteja causando A. Em outras palavras, eventos no passado podem causar eventos hoje. Eventos futuros não podem. (KOOP, 2004, p. 187, tradução nossa).

⁹ No nível menos sofisticado da teoria econômica está a crença de que certos pares de variáveis econômicas não devem divergir muito entre si, pelo menos no longo prazo. (GRANGER, 1986, p. 213, tradução nossa).

$$X_t = \sum_{i=1}^n a_i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \beta_j X_{t-j} + u_{1t} \quad (6)$$

$$Y_t = \sum_{i=1}^n \lambda_i Y_{t-1} + \sum_{j=1}^n \delta_j X_{t-j} + u_{2t} \quad (7)$$

Onde:

X, Y = variáveis preditivas;

u_{1t}, u_{2t} = termos de erro.

Cavalcanti (2010) alerta que, embora comum a adoção do teste de causalidade de Granger para o método de ordenação do modelo VAR, baseado na decomposição de Cholesky, seu uso pode resultar em resultados equivocados. Segundo o autor:

[...] o fato de certa variável X não causar outra variável Z no sentido de Granger não é condição necessária nem suficiente para a ausência de efeito contemporâneo de X sobre Z. Essa conclusão depõe fortemente contra o método de identificação em questão, mas por si só não o invalida totalmente, pois a ausência de causalidade de Granger poderia estar positivamente correlacionada com a ausência de efeito contemporâneo de uma variável sobre outra – de modo que, na prática, o método poderia conduzir indiretamente a conclusões corretas acerca da ordenação adequada do VAR. (CAVALCANTI, 2010, p. 253).

4 RESULTADOS

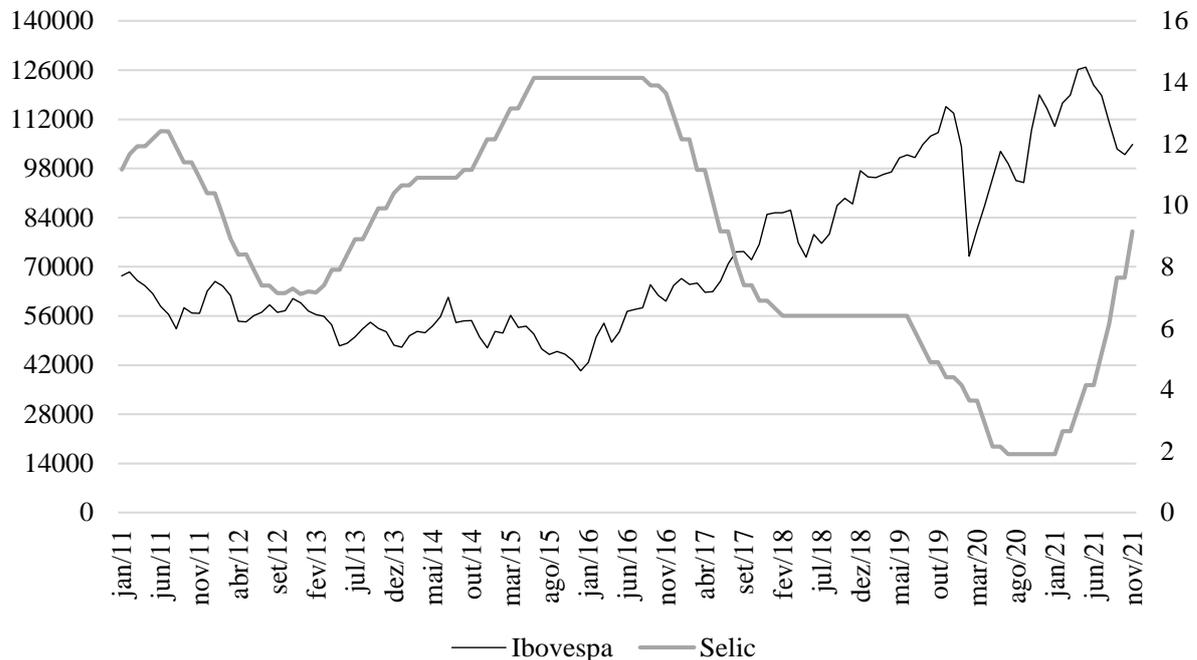
Neste capítulo serão apresentados os resultados dos testes propostos no capítulo anterior. Inicialmente, a apresentação se dará com o teste de correlação de Pearson para a variável da taxa de juros e o Ibovespa, buscando identificar, pela análise descritiva, a correlação do período entre as duas séries. Na sequência, passando para a análise multivariada e adicionando as demais variáveis propostas, serão apresentados os testes de raiz unitária a fim de identificar o número de diferenças necessárias para tornar as séries estacionárias, definindo assim, a ordem de integração. Os testes de cointegração são acompanhados para afirmar se a condição de existência de relação de longo prazo entre as séries é observável, mesmo entre processos não estacionários (GRÔPPO, 2004). Por fim, serão apresentados os resultados do teste de Causalidade de Granger, via estimativa VECM, das variáveis macroeconômicas em relação ao Ibovespa, tido como variável dependente neste estudo. O complemento dos resultados é acompanhado da análise das Decomposições das Variâncias que registram a influência das demais variáveis na explicação da variância do índice do mercado acionário brasileiro, além da análise das Funções de Resposta a Impulso, que permitem avaliar a resposta do índice frente a um choque inesperado em uma das variáveis.

4.1 CORRELAÇÃO DE PEARSON

A partir dos dados da Taxa Selic over e do Índice Bovespa para o período de 2011 a 2021, foi realizada a estimação do coeficiente de Pearson entre as variáveis. A Figura 2 apresenta o comportamento dos dados para o período.

Na análise dos 132 meses, o r de Pearson apresentou valor negativo de $-0,7983$, o que demonstra uma forte correlação negativa entre as duas variáveis, segundo Dancey e Reidy (2019), que atribuem um coeficiente superior a $0,7$ como uma correção forte, independente do sinal. Embora a direção seja a mesma observada por Soares, Firme e Lima Júnior (2021), o grau de correlação não foi significativo para os autores.

Figura 2 - Série mensal para o Ibovespa e Taxa Selic Over para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Graficamente, a tendência de direções opostas aparece em evidência quando analisados determinados recortes temporais. Entre janeiro de 2013 a dezembro de 2015, período esse marcado pela elevação da taxa Selic, observa-se uma correlação negativa de $-0,4956$; já o período de janeiro de 2016 a dezembro de 2019, cenário que apresenta movimento oposto dos juros, apresenta uma correlação negativa ainda mais elevada: $-0,8964$. Os últimos 24 meses de dados apresentam, entretanto, uma quebra do comportamento visto no passado: o coeficiente de $0,0449$ não é suficiente para afirmar uma correlação significativa entre as variáveis.

4.2 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA

Inicialmente, a análise econométrica requer a verificação da ordem de integração das séries temporais. O modelo de regressão só poderá ser estimado se as séries presentes forem estacionárias, ou seja, integradas de ordem zero $I(0)$, ou integradas de mesma ordem $I(d)$. (GRÔPPO, 2004). Os resultados dos testes em nível e da primeira diferença do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) estão apresentados na Tabela 1. O teste verifica a validade da hipótese nula de presença de raiz unitária pelo critério de informação de Akaike.

Como destacado no capítulo anterior, o tratamento das séries retoma o logaritmo natural dos dados.

Tabela 1 – Resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado

Variáveis	Nível				Primeira Diferença		
	Lags	τ	τ_c	τ_{ct}	Lags	T	p-valor
LIBOV	2	0,6424	-0,6472	-2,6411	1	-8,9274*	0,0000
LSELIC	12	-1,0544	--0,2725	-1,2540	11	-4,4149*	0,0000
LCÂMBIO	0	1,8835	-0,7915	-2,5591	0	-11,4621*	0,0000
LIPCA	0	-0,3575	-5,8386*	-5,808*	7	-7,6669*	0,0000

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade; τ : estatística sem constante; τ_c : estatística com constante; τ_{ct} : estatística com constante e tendência; T: estatística para a primeira diferença.

Os resultados da Tabela 1 revelam que a hipótese nula da presença de raiz unitária pode ser rejeitada, ao nível de 1%, apenas para o logaritmo da inflação (LIPCA). Demais variáveis, em nível, não atingiram os valores críticos determinados para rejeição da hipótese nula, podendo-se concluir que assumem comportamento não estacionário. Já os resultados da primeira diferença das séries logaritmizadas rejeitam a hipótese nula da presença de raiz unitária, sinalizando que as séries são integradas de ordem um, I(1). A análise da verificação de ordem de integração prossegue com os resultados do teste de raiz unitária de Phillips-Perron (PP), apresentados na Tabela 2, onde busca-se comprovar os resultados do teste ADF.

Os resultados do teste de Phillips-Perron para a primeira diferença do logaritmo das variáveis indicam a rejeição, ao nível de 1%, da hipótese nula de presença de raiz unitária para todas as séries, mostrando que são estacionárias quando observada a primeira diferença.

Tabela 2 - Resultados do teste de raiz unitária de Phillips-Perron

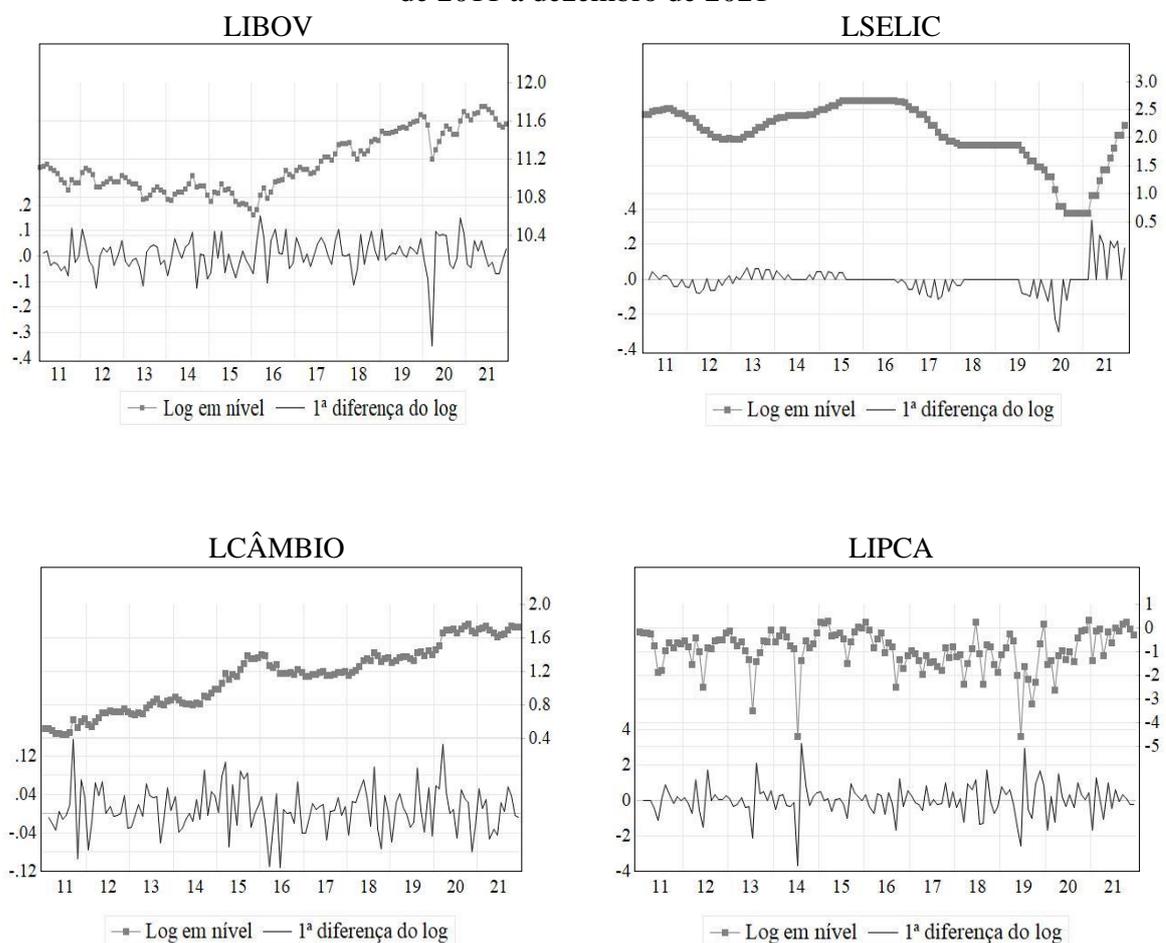
Variáveis	Nível			Primeira diferença	
	τ	τ_c	τ_{ct}	T	p-valor
LIBOV	0,7524	-0,5459	-2,4567	-8,0630*	0,0000
LSELIC	-0,5303	-1,6353	-1,7186	-8,4953*	0,0000
LCÂMBIO	1,9629	-0,7695	-2,5798	-11,4643*	0,0000
LIPCA	-2,7267*	-5,9127*	-5,8823*	-21,8983*	0,0000

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade; τ : estatística sem constante; τ_c : estatística com constante; τ_{ct} : estatística com constante e tendência; T: estatística para a primeira diferença.

A integração de ordem um das séries temporais é um caso particular da literatura brasileira ao longo dos anos. Inúmeros trabalhos verificaram a necessidade de diferenciação das séries: Grôppo (2004, 2006); Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005); Pimenta Júnior e Higuchi (2008); Santos (2009); Silva (2011); Silva Júnior, Menezes e Fernandez (2012); Ribeiro, Leite e Justo (2016); Souza e Silva (2021), dentre outros. As tabelas completas dos testes ADF e PP estão apresentadas no Apêndice B. A visualização gráfica, apresentada na Figura 3, mostra o comportamento das séries em nível e 1ª diferença do logaritmo.

Figura 3 - Logaritmo das variáveis em nível e em primeira diferença para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Conforme Bueno (2015), no campo da economia, existem modelos que relacionam variáveis estacionárias a variáveis integradas. Um modelo onde o número de variáveis endógenas é superior a duas não requer a mesma ordem de integração entres todas as variáveis para que as variáveis sejam cointegradas. Segundo o autor, “a conclusão dessa abstração é a

necessidade de haver pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis para que exista cointegração.” (BUENO, 2015, p. 245).

O passo seguinte foi a verificação do teste de cointegração para determinar a presença da relação de longo prazo entre as variáveis.

4.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Segundo Margarido (2004), os testes de cointegração permitem verificar a existência ou não de relacionamento (equilíbrio) de longo prazo entre as variáveis analisadas. Um dos testes mais complexos, o teste de Johansen, permite a identificação do fenômeno de cointegração e a quantidade de vetores existentes. Por se tratar de um modelo VAR, é necessário determinar o número de defasagens (p) ao aplicar o teste de Johansen, pois o “procedimento tem como base a hipótese de que, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, é possível se obter uma estrutura de resíduos bem-comportados, isto é, estacionários.” (MARGARIDO, 2004, p. 90).

O número de defasagens escolhido segue o processo de escolha dos critérios de Akaike (AIC); critério de Schwarz (SC) e critério de informação de Hannan-Quinn (HQ). Os resultados estão apresentados na Tabela 3.

Tabela 3 - Escolha do número de defasagens do modelo VAR

Defasagem	AIC	SC	HQ
0	-7,2844	-7,1934	-7,2474
1	-17,6391	-17,1842*	-17,4543
2	-17,8259	-17,0071	-17,4933
3	-18,0217	-16,8390	-17,5412
4	-18,2055*	-16,6589	17,5772*
5	-18,1280	-16,2175	17,3519

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: * Ordem de defasagem selecionada pelo critério.

Os resultados da Tabela 3 indicam a escolha de duas defasagens possíveis: o modelo com uma defasagem segundo os critérios de Schwarz (SC); ou quatro defasagens pelos critérios de Akaike (AIC) e Hannan-Quinn (HQ). A seleção do número de defasagens obedeceu a escolha da maioria indicada pelos critérios, portanto, será considerado no modelo VAR e nos restantes testes de cointegração o número de quatro defasagens.

O teste de cointegração de Johansen, conforme Johansen e Juselius (1990), apresenta dois testes para a verificação de cointegração e a obtenção do número de vetores presentes: o teste do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e o teste do máximo autovalor (λ_{Max}). A Tabela 4 apresenta os resultados destes dois testes.

Tabela 4 - Teste do traço e máximo autovalor para cointegração das séries

Hipótese nula	Hipótese alternativa	λ traço	Valor crítico (5%)	p-valor
$r \leq 0$	$r > 0$	60,7613*	47,856	0,0020
$r \leq 1$	$r > 1$	25,8828	29,797	0,1322
$r \leq 2$	$r > 2$	5,9178	15,494	0,7052
$r \leq 3$	$r > 3$	0,3281	3,841	0,5667
Hipótese nula	Hipótese alternativa	λ Max	Valor crítico (5%)	p-valor
$r \leq 0$	$r > 0$	34,8785*	27,584	0,0048
$r \leq 1$	$r > 1$	19,9649	21,131	0,0722
$r \leq 2$	$r > 2$	5,5896	14,264	0,6662
$r \leq 3$	$r > 3$	0,3281	3,841	0,5667

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: * Teste traço e teste do máximo autovalor significativos ao nível de 5%.

A estatística traço ($\lambda_{\text{traço}}$) da Tabela 4 mostra que a hipótese nula ($r = 0$) de que não há nenhum vetor de cointegração é rejeitada a 5% de significância (a observação do p-valor sugere a rejeição também a 1% de significância), pois a estatística do teste é superior ao valor crítico ($60,7613 > 47,856$). Ao testar a hipótese nula de que há somente um vetor de cointegração ($r \leq 1$) frente a hipótese alternativa ($r > 1$), a estatística traço não é superior ao correspondente valor crítico a 5% ($25,882 < 29,797$), portanto, não é aceita a hipótese alternativa em favor da hipótese nula, concluindo que há somente um vetor de cointegração. Os resultados para o teste de máximo autovalor (λ_{Max}) são idênticos ao teste do traço: foi possível rejeitar a hipótese nula de inexistência de vetor de cointegração, mas aceitou-se a hipótese nula de um único vetor. Dessa forma, é possível afirmar que há relacionamento de longo prazo entre as variáveis.

A partir desta constatação, torna-se importante ressaltar a ordenação das variáveis. Os modelos de vetores autorregressivos (VAR) e de vetor de correção de erro (VEC) possibilitam a análise de choques individuais no sistema, porém não está imune a ajustes na matriz de variância-covariância dos resíduos, sendo necessário diagonalizar a matriz quando essa não verifica tal especificidade pela decomposição de Cholesky (MARGARIDO, 2004; CAVALCANTI, 2010). Tal método pode alterar os resultados obtidos na função de resposta ao impulso conforme a ordenação das variáveis se alterar.

Há uma decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado. Logo, quanto menor a covariância contemporânea (menor correlação entre os resíduos), menor é a importância da ordem selecionada. [...] Embora possa não haver causalidade entre duas variáveis, poderá haver efeito de um choque em uma delas sobre a outra, devido a covariância entre as variáveis. (BLISKA, 1989, p. 60-61).

A ordenação das variáveis seguiu método semelhante ao apresentado em Silva (2011), Ribeiro, Leite e Justo (2016) e Souza e Silva (2021). Tomou-se como base o teste de Exogeneidade em Bloco de Granger (*Block Causality Tests*) que adota o valor da estatística Qui-Quadrado. A ordenação obedece o critério de menor valor estatístico, ou seja, variáveis mais exógenas predizem as mais endógenas. Com base no resultado do teste, a ordem, a partir da variável Ibovespa (LIBOV), ficou definida: Taxa de Juros (LSELIC), Índice de Inflação (LIPCA) e Taxa de câmbio (LCÂMBIO). Demais ordenações das variáveis foram testadas, entretanto, não apresentaram diferenças divergentes do verificado para a sequência escolhida, evitando, assim, equívocos de apuração como destacado por Cavalcanti (2010).

A Tabela 5 apresenta o vetor de cointegração estimado do Ibovespa e as elasticidades de longo prazo dos indicadores em relação ao retorno do mercado acionário.

Tabela 5 - Vetor de cointegração normalizado para o logaritmo do Ibovespa

	LIBOV	LSELIC	LIPCA	LCÂMBIO	Constante
Coefficientes	1,0000	0,1217	2,0003*	-0,5331*	-11,7465
Desvio Padrão		0,1539	0,3133	0,2282	
T estatístico		0,7909	6,3847	-2,3357	

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

* Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

A interpretação dos sinais dos coeficientes das variáveis sugere que a ocorrência de sinais divergentes entre a variável macroeconômica e o Ibovespa se traduz em uma resposta positiva do mercado acionário, no entanto, sinais iguais representam uma resposta negativa às variações. (GRÓPPO, 2004).

A variável da taxa de juros (LSELIC) apresentou sinal positivo, demonstrando haver uma relação negativa de longo prazo com o índice do mercado acionário brasileiro, porém sem significância estatística. O resultado contrasta com os apresentados por Oliveira (2006), onde há evidência de relação positiva, porém impacto muito pequeno dos juros; Silva (2011), que verificou relação positiva, porém não significativa; mas está em linha com o analisado por

Souza e Silva (2021), onde a relação da Selic e do Ibovespa é negativa e significativa apenas ao nível de 10%.

Em linha com os juros, o Índice de Inflação (LIPCA) também demonstrou sinal positivo do coeficiente, provando haver uma relação negativa com o Ibovespa no longo prazo. A estatística apresentou significância ao nível de 5%. Esse resultado é compatível com Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005) que também constataram relação negativa entre os retornos do mercado acionário e a inflação, o que sugere, na visão dos autores, de que o mercado de ações nacional não estaria refletindo todas as informações que incorporam a taxa de inflação esperada pelos agentes, indo na direção oposta da hipótese fisheriana modificada. Silva (2011) também verificou relação negativa entre o índice inflacionário e o retorno do Ibovespa, entretanto, para Santos (2009) e Souza e Silva (2021) a relação verificada é positiva.

A variável Taxa de câmbio (LCÂMBIO) apresentou sinal oposto ao Ibovespa, refletindo uma relação positiva no longo prazo, ao passo que o resultado se mostrou significativo ao nível de 5%. Embora o estudo de Vartanian (2012) não tenha evidenciado relação de longo prazo ao analisar o Ibovespa, a taxa de câmbio e preços das *commodities* para o período de 1999 a 2010, a relação direta do câmbio e os retornos dos ativos acionários é esperada, segundo o autor, em razão da natureza das empresas e setores predominantes no Ibovespa, em especial as companhias concentradas em matérias-primas, que tendem a serem impactadas positivamente nos preços de seus ativos frente a uma desvalorização cambial, o que favorece suas exportações. O resultado é divergente aos vistos em Grôppo (2004), Silva (2011) e Ribeiro, Leite e Justo (2016), porém convergente aos encontrados por Souza e Silva (2021).

Estabelecida a relação de equilíbrio de longo prazo, há a possibilidade de se obter os resultados do equilíbrio de curto prazo por meio do Mecanismo de Correção de Erro (VEC)¹⁰ presente no teste de Johansen. A Tabela 6 apresenta os coeficientes do mecanismo de correção de erros para o vetor do Ibovespa.

Tabela 6 - Coeficientes do VEC para o vetor do Ibovespa

Variável	Coeficiente	Desvio Padrão	Estatística t
Coint Eq1	-0,01430	0,01250	-1,14510
D(LIBOV(t-1))	0,20170	0,10550	1,91160
D(LIBOV(t-2))	-0,22660	0,10640	-2,12960**
D(LIBOV(t-3))	-0,10690	0,09772	-1,09400
D(LSELIC(t-1))	-0,06570	0,08720	-0,75320
D(LSELIC(t-2))	-0,02810	0,08140	-0,34500

¹⁰ Disponível no Apêndice C.

(Continuação)			
Variável	Coefficiente	Desvio Padrão	Estatística t
D(LSELIC(t-3))	0,05148	0,08635	0,59617
D(LCÂMBIO(t-1))	-0,36398	0,12012	-3,03012*
D(LCÂMBIO(t-2))	-0,00421	0,13035	-0,03230
D(LCÂMBIO(t-3))	0,03019	0,12528	0,24100
D(LIPCA(t-1))	0,03205	0,02400	1,33553
D(LIPCA(t-2))	0,02774	0,02134	1,29970
D(LIPCA(t-3))	-0,00903	0,01877	-0,48116
C	0,00720	0,00550	1,30970

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: * Significativo a 1% de probabilidade; ** Significativo a 5% de probabilidade.

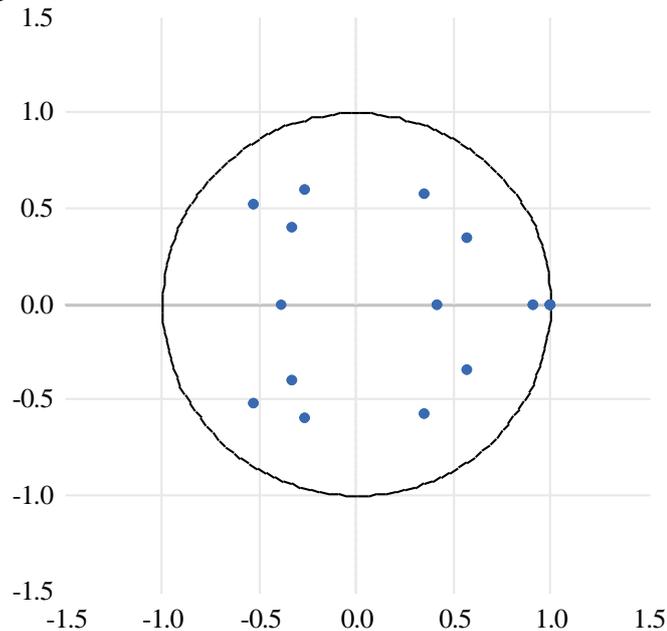
O vetor de integração (Coint Eq1), responsável por medir a velocidade de convergência de curto prazo com relação ao equilíbrio de longo prazo, não foi estatisticamente significativo ao nível de 5%. A ausência de significância de curto prazo pode resultar de eventos inesperados, tais como os impactos da Covid-19. Entretanto, Torres (2021), ao utilizar variáveis *dummies* para o período, não obteve sucesso. A utilização de um modelo VEC adotando uma defasagem, como indicado pelo critério de Schwarz, revela uma melhora dos coeficientes, porém não suficiente para aceitação do nível de significância de 10%, como indicado no Apêndice D.

O logaritmo do Ibovespa com duas defasagens apresentou significância para 5%. Com relação às variáveis macroeconômicas, a significância foi constatada para o logaritmo da taxa de câmbio com defasagem de um mês, com impacto negativo no Ibovespa.

Para testar a estabilidade do modelo verifica-se as raízes inversas do polinômio característico de modelagem autorregressiva. A Figura 4 apresenta as raízes inversas e o círculo unitário, onde constata-se que a estabilidade do modelo pode ser aceita com a presença das raízes inversas dentro do círculo unitário. O limite do círculo apresenta uma raiz, caracterizada pelo vetor de cointegração.

Recapitulando Bueno (2015), embora especificados no vetor de correção de erros, o processo de cointegração e causalidade, no sentido de Granger, não apresentam mesmo significado. A premissa presente na verificação de cointegração é relacionada ao equilíbrio de longo prazo entre as variáveis analisadas, enquanto o efeito de causalidade é relacionado a questão de previsão de curto prazo.

Figura 4 - Raízes inversas do Polinômio Característico AR



Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

4.4 CAUSALIDADE DE GRANGER

Como demonstrado haver cointegração entre o Índice Bovespa e as variáveis macroeconômicas, aplicou-se a causalidade de Granger para verificar a direção de causalidade via modelo de correção de erro vetorial (VECM), distinguindo entre curto e longo prazo. Segundo Bueno (2015), o VECM é uma versão mais completa do modelo VAR, corrigindo a omissão de variáveis relevantes quando estas são não estacionárias, porém diferenciadas. A Tabela 7 apresenta os resultados do teste de Exogeneidade em Bloco de Granger.

Tabela 7 - Teste de causalidade de Granger fundamentado no VEC

Variável dependente	Variável independente				Total	Longo Prazo ^b Coint. Eq.
	D(LIBOV)	D(LSELIC)	D(LIPCA)	D(LCÂMBIO)		
D(LIBOV)	-	0,8316	0,2133	0,0185**	0,0413**	-1,1451
D(LSELIC)	0,001*	-	0,0480**	0,1930	0,0036*	1,8226
D(LIPCA)	0,2248	0,0095*	-	0,7058	0,1017	-5,0096*
D(LCÂMBIO)	0,0644	0,8961	0,6228	-	0,4329	0,3153

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Nota: a: p-valor do teste de Causalidade de Granger/Exogeneidade em Bloco de Wald; b: estatística t do termo de correção de erro. * significativo a 1%, ** significativo a 5%.

Como o interesse do trabalho reside na análise da variável Ibovespa, causalidades entre demais variáveis não serão abordadas, exceto quando se mostrar de forma bidirecional em relação ao índice acionário. Os resultados completos estão disponíveis no Apêndice E.

Os resultados da Tabela 7 indicam a verificação de causalidade de forma unidirecional entre a variável da taxa de câmbio e o Ibovespa para o curto prazo, no sentido da variável preceder o índice do mercado acionário com significância estatística de 5%. Isso significa que a ocorrência de um choque no câmbio afeta o Ibovespa no curto prazo, porém o inverso não pode ser afirmado. Por sua vez, as variáveis da taxa de juros e inflação não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade no curto prazo, apresentando p-valor de 0,8316 e 0,2133, respectivamente, em relação ao Ibovespa. Os resultados encontrados convergem com os de Pimenta Júnior e Higuchi (2008), com exceção do nível de significância da taxa de câmbio que foi constatada apenas para 25%. Silva (2011) observou causalidade bidirecional apenas para a variável da taxa de inflação. Souza e Silva (2021) não observaram causalidade, de curto prazo, de nenhuma das variáveis com o retorno do Ibovespa.

Com relação a causalidade longo prazo, observou-se que o coeficiente para o Ibovespa (-1,1451), visualizado no vetor de correção de erro (VEC), não apresentou significância, enfatizando a não causalidade dos termos de correção de erro com o índice do mercado acionário.

4.5 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

O modelo VEC atribui ainda a decomposição da variância, retornando a porcentagem da variância de erro na estimativa de previsão decorrente de cada variável endógena. Neste caso, estamos interessados em verificar a influência das variáveis macroeconômicas na variância do Ibovespa. Os resultados da decomposição da variância estão apresentados na Tabela 8, observando o espaço de 12 períodos mensais.

Analisando os resultados obtidos, observa-se que no mês 2 a variância do Ibovespa é explicada em 97,30% por si mesma, chegando a 86,13% no mês 12. Essa constatação reflete que as inovações sobre o Ibovespa explicam, em maior porcentagem, a variância do próprio índice. A variável seguinte que apresenta maior explicação nos choques do Ibovespa é o logaritmo da inflação (LIPCA), passando de 0,01% no segundo mês para 5,63% no décimo

segundo período. A variável seguinte é o logaritmo da taxa de câmbio (LCÂMBIO), com 4,11% no mês 12, compartilhando o mesmo valor apresentado para a taxa de juros (LSELIC).

Tabela 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão do logaritmo do Ibovespa

Período	S.E.	LIBOV	LSELIC	LIPCA	LCÂMBIO
1	0,05354	100,0000	0,0000	0,0000	0,0000
2	0,09078	97,3050	0,0759	0,0182	2,6009
3	0,11253	96,4283	0,2383	0,0131	3,3203
4	0,12439	95,2732	0,3701	0,9391	3,4175
5	0,13404	92,9868	0,7000	2,7567	3,5564
6	0,14355	90,9266	1,2821	4,1407	3,6505
7	0,15351	89,7138	1,7828	4,8440	3,6594
8	0,16338	88,8789	2,2773	5,0714	3,7724
9	0,17241	88,1655	2,7678	5,1745	3,8921
10	0,18052	87,5229	3,2089	5,2970	3,9712
11	0,18813	86,8244	3,6628	5,4589	4,0539
12	0,19546	86,1358	4,1149	5,6327	4,1167

Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Dessa forma, quando analisado o décimo segundo período e considerando um choque em cada uma das variáveis, observa-se que a variância do Ibovespa é explicada em: 86,13% pelo próprio índice; 5,63% pela inflação; 4,11% pela taxa de câmbio e 4,11% pela taxa de juros. Os resultados encontrados são próximos dos observados por Silva Júnior, Menezes e Fernandez (2012), onde foi constatado que 80% da variação do Ibovespa era explicada pelo próprio índice, sendo acompanhada da taxa Selic (4,34%) no décimo segundo período. O índice de preços utilizado no estudo (IGP-M) não foi significativo. Para Araújo e Bastos (2008), o retorno do mercado acionário brasileiro também se mostrou ser explicado, em maior parte, pelo próprio índice, com o nível da atividade econômica na sequência. Taxa de juros e inflação não apresentaram significância na explicação da variância do retorno acionário. Embora no estudo de Pimenta Júnior e Higuchi (2008) a variável macroeconômica de maior poder explicativo tenha sido a taxa de câmbio, há a confirmação da elevada explicação dos desvios causados na variância do índice por inovações ocorridas no próprio retorno.

4.6 FUNÇÃO DE RESPOSTA A IMPULSO

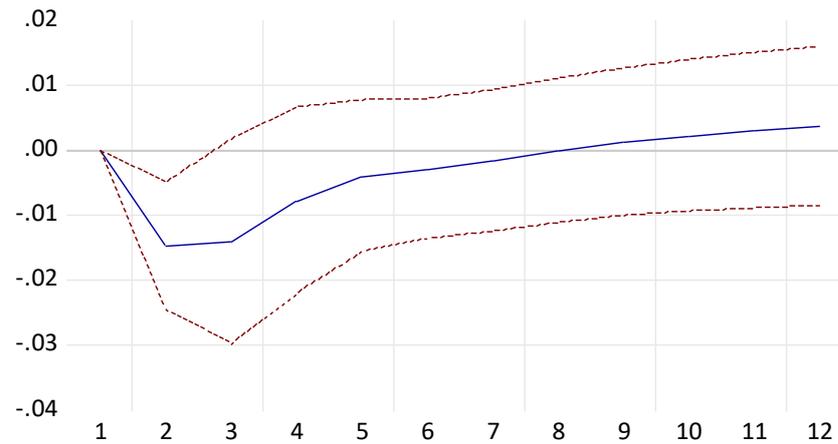
Segundo Margarido (2004), a função de resposta de impulso mostra como uma inovação em uma dada variável se propaga para as demais do sistema ao longo do tempo, demonstrando a magnitude e horizonte temporal do choque exógeno. Neste trabalho e em linha com o demonstrado nos resultados de decomposição da variância, os valores de interesse residem no impacto das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa. Para melhor análise do comportamento de variações não antecipadas, foi construída a função de resposta em termos gráficos representada pela elasticidade do índice do mercado acionário brasileiro em relação à inovação de um desvio-padrão da variável analisada.

4.6.1 Inovação da taxa de câmbio sobre o Ibovespa

A Figura 5 apresenta a resposta do logaritmo do índice Ibovespa quando observada a ocorrência de um choque sobre a taxa de câmbio. Inicialmente, o impacto negativo no segundo período é revertido numa tendência convergente a relação positiva, embora pouca significativa. O efeito visualizado difere do encontrado no vetor normalizado para o retorno do mercado acionário, onde se esperava uma resposta positiva do índice.

Apesar da resposta positiva encontrada no vetor de cointegração normalizado, Souza e Silva (2021) ressaltam que o efeito negativo inicial do câmbio se aproxima da realidade da economia brasileira, com a constatação de que elevações na taxa de câmbio tendem a prejudicar o mercado de ações nacional.

Figura 5 - Resposta do Ibovespa a uma inovação na taxa de câmbio



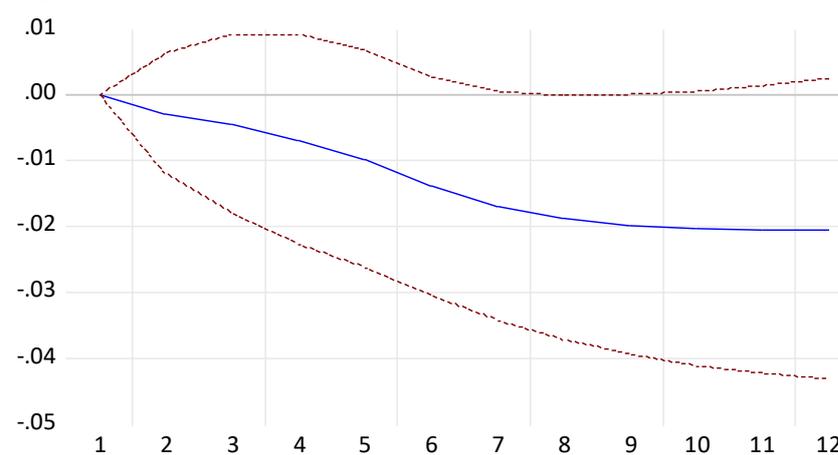
Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Linha pontilhada vermelha: intervalo de confiança de 95%.

4.6.2 Inovação da taxa de juros sobre o Ibovespa

A resposta de um choque inesperado na taxa de juros Selic reproduz uma queda no índice acionário que tende a se estabilizar a partir do oitavo período, como observado na Figura 6. A resposta negativa do índice segue a mesma direção observada no vetor de cointegração.

Figura 6 - Resposta do Ibovespa a uma inovação na taxa de juros



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Linha pontilhada vermelha: intervalo de confiança de 95%.

Grôppo (2004) argumenta que um incremento inesperado dos juros e seu impacto negativo no mercado acionário se deve à substituição por aplicações que são favorecidas por

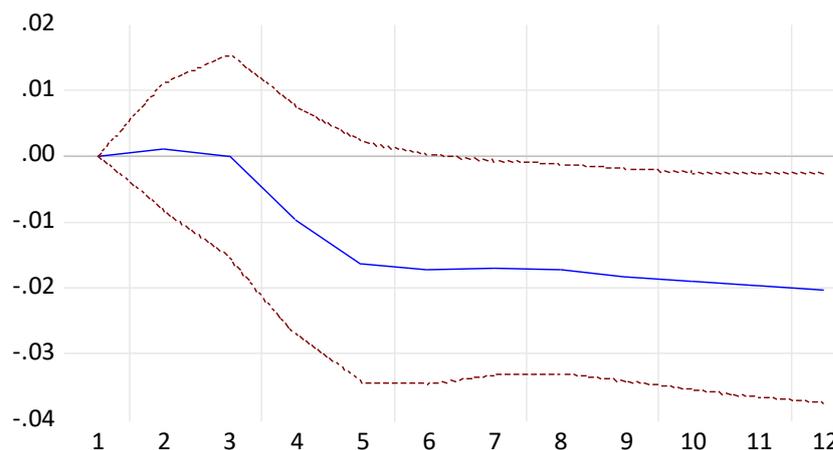
uma taxa de juros maior, caso visto em investimentos de renda fixa. Os trabalhos de Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005) e Pimenta Júnior e Higuchi (2008) contrastam com os resultados ao apresentarem resposta nula do Ibovespa para um choque na taxa de juros para os períodos de 1995 a 2004 e 1994 a 2005, respectivamente. Para Silva (2011), a resposta do índice acionário é positiva diante uma inovação da Selic no período de 1995 a 2010.

4.6.3 Inovação do índice de inflação sobre o Ibovespa

Um choque inesperado na inflação demonstrou uma influência negativa sobre o Ibovespa a partir do terceiro mês, se estabilizando no quinto período. A relação negativa entre inflação e mercado acionário é apontada no trabalho de Fama (1981).

Segundo Chaves (2017), há evidências para o caso brasileiro que sustentam o impacto negativo da inflação esperada sobre o Ibovespa, reforçando o indício de que a inflação é uma das variáveis importantes na tomada de decisão de investimento no mercado acionário brasileiro. De tal forma, é de se esperar, como visto na Figura 7, que a ocorrência de um choque não esperado também produza efeitos de resposta negativa do Ibovespa.

Figura 7 - Resposta do Ibovespa a uma inovação no índice de inflação



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Linha pontilhada vermelha: intervalo de confiança de 95%.

Terra (2006) observou o efeito negativo do choque inflacionário sobre o retorno acionário para o Brasil durante o período de 1982-1999, a constatação de relação positiva não é incomum para determinados períodos no curto prazo. Em alguns casos, o choque sobre a

inflação reproduz impacto contemporâneo positivo da atividade real da economia, o que pode se traduzir em retorno acionário positivo no curto prazo.

Para Nunes, Costa Júnior e Meurer (2005), o choque apresentou influência moderada, enquanto para Silva (2011) a influência se deu de forma moderada, porém positiva. Para Pimenta Júnior e Higuchi (2008), o choque observado sobre o Ibovespa é negativo, entretanto, de forma não significativa.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente estudo tratou de analisar, por meio do enfoque multivariado VAR, a relação de causalidade entre as variáveis macroeconômicas da taxa de juros (SELIC), taxa de câmbio (PTAX) e índice de preços (IPCA) sobre o retorno dos ativos do mercado acionário brasileiro, medido pelo Ibovespa, para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021.

A metodologia seguida compreende a realização dos testes de estacionariedade das séries, assim como o teste de cointegração de Johansen, modelo VAR com mecanismo de correção de erros (VEC), teste de Causalidade de Granger e análise da Decomposição da Variância dos Erros de Previsão e da Função de Resposta ao Impulso.

Adicionalmente, foi verificado o coeficiente de Pearson para a variável Selic e o Ibovespa, onde o resultado apresentado indica forte correlação negativa entre ambos, em linha com os demais estudos presentes na literatura.

A estimativa de cointegração revelou a presença de um vetor de cointegração entre as séries, onde observou-se que as variáveis de taxa de câmbio e índice de preços foram estatisticamente significativos ao nível de 5%, apresentando uma relação positiva e negativa, respectivamente, com o Ibovespa no longo prazo. Os resultados apresentam divergência dos presentes em Santos (2009), mas em linha com os vistos em Souza e Silva (2021) para a taxa de câmbio. A variável taxa de juros Selic apresentou comportamento negativo em relação ao retorno dos ativos no longo prazo, porém não foi estatisticamente significativa ao nível de 5%. A ausência de significância dos juros, ao mesmo nível, é compatível com Santos (2009), Silva (2011) e Souza e Silva (2021).

Nas estimativas do teste de Causalidade de Granger, via modelo de correção de erros, verificou-se a causalidade ao nível de 5% de forma unidirecional entre a taxa de câmbio e o Ibovespa, no sentido do câmbio predizer o índice no curto prazo. Não foi possível observar associação de causalidade da taxa de inflação e dos juros sobre os retornos dos ativos do mercado acionário, uma vez que tais variáveis não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade. Os resultados são parcialmente convergentes aos trabalhos de Pimenta Júnior (2008) e Silva (2011), que verificaram ausência de causalidade de todas as variáveis e relação bicausal da inflação, respectivamente. Em relação ao longo prazo, o coeficiente de correção de erros do modelo VEC não apresentou significância para o Ibovespa, retratando a não evidência de causalidade entre os termos de correção de erro e o retorno dos ativos.

Nos resultados para decomposição da variância do erro de previsão, a variância para 12 períodos do Ibovespa é explicada em maior parte pelo próprio índice (86,13%), restando, na sequência, pouca participação do IPCA (5,63%) na explicação dos choques dos retornos dos ativos, acompanhados da taxa de juros Selic (4,11%) e da taxa de câmbio (4,11%). A explicação do próprio índice na variância é compatível com a quase totalidade dos estudos verificados.

Na análise da Função de Resposta ao Impulso os resultados seguem a tendência do observado na análise da decomposição das variâncias. Dentre as três variáveis, o índice inflação e a taxa de juros demonstraram resultados esperados na ocorrência de choques sobre a resposta do Ibovespa, em linha com outros estudos relacionados. Por fim, a taxa de câmbio apresentou comportamento divergente do apontado pelo vetor de cointegração nos períodos iniciais, porém não significativa, como o visto em Grôppo (2004) e Souza e Silva (2021).

Ressalta-se que os resultados apurados possuem limitação para as variáveis macroeconômicas escolhidas e para o período determinado do estudo, uma vez que a literatura do tema cresce com a aparição de novos estudos e novos contextos, trazendo conclusões que se assemelham a outros trabalhos, assim como resultados opostos.

Conclui-se este estudo com a sugestão, para trabalhos futuros, da ampliação de outras variáveis para a modelagem de relação, assim como na margem do período analisado. A verificação da relação de causalidade do retorno dos mercados acionários de outros países em relação ao Ibovespa, como visto em outros estudos, é fundamentada pela maior conexão entre os mercados financeiros globais, sobretudo nos últimos tempos. A verificação de um modelo com a inclusão de variável *dummy* que expresse o impacto decorrido da pandemia global da Covid-19 também se qualifica como alternativa futura de pesquisa. Por fim, o crescimento do mercado brasileiro, em termos do maior número de participantes, constitui uma alternativa válida de estudo, podendo-se abrir novos horizontes dentro do tema.

REFERÊNCIAS

- ALAM, Mahmudul; UDDIN, Gazi. Relationship between interest rate and stock price: empirical evidence from developed and developing countries. **International Journal of Business and Management**, [s. l.], v. 4, n. 3, p. 43-51, 2009. Disponível em: <https://www.ccsenet.org/journal/index.php/ijbm/article/view/217>. Acesso em: 18 jan. 2022.
- ALCÂNTARA, José C. G. O modelo de avaliação de ativos (capital asset pricing model) – aplicações. **Revista de Administração de Empresas**, [s. l.], v. 21, n. 1, p. 55-65, jan./mar. 1981. DOI: <https://doi.org/10.1590/S0034-75901981000100006>. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rae/a/MQbB3gbs9MtrpDLsC8mg6Gm/?lang=pt>. Acesso em: 06 abr. 2022.
- ANDRADE, Jucimar Casimiro de. MELO, André de Souza. Causalidade entre variáveis macroeconômicas e a receita bruta: uma análise utilizando vetores autorregressivos (VAR). **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, João Pessoa, v. 4, n. 3, p. 6-29, set./dez. 2016. DOI: <http://dx.doi.org/10.18405/recfin20160301>. Disponível em: <https://periodicos.ufpb.br/ojs/index.php/recfin/article/view/29128>. Acesso em: 06 abr. 2022.
- ARAÚJO, Eurilton; BASTOS, Felipe Augusto da Silva. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. **Brazilian Business Review**, [s. l.], v. 5, n. 1, p. 51-72, jan./abr. 2008. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=123016826004>. Acesso em: 08 fev. 2022.
- ASSAF NETO, Alexandre. **Mercado financeiro**. 14. ed. São Paulo: Atlas, 2018.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL - BACEN. **Notas explicativas às demonstrações contábeis**. Brasília, 30 jun. 2001. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/infFina/be20010630/2notaexplic.asp?idpai=BD200106DR&frame=1>. Acesso em: 14 fev. 2022.
- BERNANKE, Ben S.; KUTTNER, Kenneth N. What explains the stock market's reaction to federal reserve policy?. **The Journal of Finance**, [s. l.], v. 60, n. 3, p. 1221-1257, jun. 2005. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1540-6261.2005.00760.x>. Acesso em: 03 fev. 2022.
- BERTELLA, Mário Augusto; SILVA, Roseli da; PEREIRA, Renan de Almeida Magner. Cointegração e causalidade entre indicadores macroeconômicos e índice Bovespa. **Texto para Discussão – Série Economia FEA-RP**, Ribeirão Preto, n. 5, 2009. Disponível em: <https://www.fearp.usp.br/pesquisa/textos-para-discussao/item/2956-2009.html>. Acesso em: 07 abr. 2022.
- BJØRNLAND, Hilde C.; LEITEMO, Kai. Identifying the interdependence between US monetary policy and the stock market. **Bank of Finland Research Discussion Papers**, [s. l.], n. 17, 2005. Disponível em: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1018594. Acesso em: 11 fev. 2022.
- BLISKA, Flávia Maria de Mello. **Transmissão de preços de carne bovina entre níveis de mercado**: uma aplicação do modelo de autor-regressão vetorial. 1989. Dissertação (Mestrado em Agronomia) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São

Paulo, Piracicaba, 1989. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20190821-121348/pt-br.php>. Acesso em: 25 mar. 2022.

BRANDÃO, Antônio Salazar Pessôa. Moeda e preços relativos: evidência empírica. **Revista de Econometria**, Rio de Janeiro, v. 5, n. 2, p. 33-80, nov. 1985. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10438/26186>. Acesso em: 09 mar. 2022.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2015.

CARVALHO, Fernando José Cardim de. **Economia monetária e financeira: teoria e política**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2015.

CARVALHO, Fernando José Cardim de. Uma contribuição ao debate em torno da eficácia da política monetária e algumas implicações para o caso do Brasil. **Revista de Economia Política**, [s. l.], v. 25, n. 4, p. 323-336, out./dez. 2005. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/6NdCTQyQ8Lk9tQsCkMsQ3zg/?lang=pt#>. Acesso em: 10 fev. 2022.

CAVALCANTE, Francisco; MISUMI, Jorge Y.; RUDGE, Luiz F. **Mercado de capitais: o que é, como funciona**. 7. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2009.

CAVALCANTI, Marco Antônio Freitas de Hollanda. Identificação de modelos var e causalidade de granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, [s. l.], v. 14, n. 2, p. 251-260, jun. 2010. DOI: <https://doi.org/10.1590/S1413-80502010000200008>. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/ecoa/article/view/1048>. Acesso em: 05 mar. 2022.

CHAVES, Carlos Roberto Simões. **Inflação e retornos acionários**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia Empresarial e Finanças) – Escola de Pós-Graduação em Economia, Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2017. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/handle/10438/18748>. Acesso em: 28 mar. 2022.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard, ROSS, Stephen A. Economic forces and the stock market. **The Journal of Business**, [s. l.], v. 59, n. 3, p. 383-403, jul. 1986. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2352710>. Acesso em: 06 abr. 2022.

CRESWELL, John Ward. **Projeto de pesquisa: métodos qualitativo, quantitativo e misto**. 2. ed. Porto Alegre: Artmed, 2007.

DANCEY, Christine P.; REIDY, John. **Estatística sem matemática para psicologia**. 7. ed. Porto Alegre: Penso, 2019.

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 4. ed. Hoboken: John Wiley & Sons, 2014.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, Clive William John. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, [s. l.], v. 55, n. 2, p. 251-276, mar. 1987. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1913236>. Acesso em: 01 abr. 2022.

FAMA, Eugene Francis. Efficient capital markets: a review of theory and empirical work. **The Journal of Finance**, [s. l.], v. 25, n. 2, p. 383-417, maio 1970. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2325486>. Acesso em: 03 fev. 2022.

FAMA, Eugene Francis. Stock returns, real activity, inflation, and money. **The American Economic Review**, [s. l.], v. 71, n. 4, p. 545-565, set. 1981. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1806180>. Acesso em: 03 fev. 2022.

FIGUEIREDO FILHO, Dalson Britto; SILVA JÚNIOR, José Alexandre da. Desvendando os mistérios do coeficiente de correlação de Pearson (r). **Revista Política Hoje**, Recife, v. 18, n. 1, p. 115-146, 2009. Disponível em: <https://periodicos.ufpe.br/revistas/politica hoje/article/view/3852>. Acesso em: 02 mar. 2022.

FISHER, Irving. **The theory of interest**. New York: Macmillan, 1930. Disponível em: <https://oll.libertyfund.org/title/fisher-the-theory-of-interest>. Acesso em 08 abr. 2022.

FONSECA, Simone Evangelista *et al.* Análise do impacto de variáveis macroeconômicas no desempenho financeiro e endividamento de empresas listadas na B3. **Revista Universo Contábil**, [s. l.], v. 14, n. 4, p. 93-114, out./dez. 2018. Publicado em maio 2019. DOI: <http://dx.doi.org/10.4270/ruc.2018429>. Disponível em: <https://proxy.furb.br/ojs/index.php/universocontabil/article/view/7053>. Acesso em: 11 abr. 2022.

FORTUNA, Eduardo. **Mercado financeiro: produtos e serviços**. 20. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark, 2015.

GESKE, Robert; ROLL, Richard. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, [s. l.], v. 38, n. 1 p. 1-33, mar. 1983. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2327635>. Acesso em: 11 abr. 2022.

GRANGER, Clive William John. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [s. l.], v. 48, n. 3, p. 213-228, ago. 1986. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1986.mp48003002.x>. Acesso em: 03 mar. 2022.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-06012005-165535/pt-br.php>. Acesso em: 18 jan. 2022.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, [s. l.], v. 46, p. 72-85, dez. 2006. Edição especial. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rae/a/mwMcDspZZrmkXSDRFbxzn9N/abstract/?lang=en>. Acesso em: 18 jan. 2022.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH, 2011.

HABERLER, Gottfried. **Crescimento econômico e estabilidade**. Rio de Janeiro: Zahar Editores, 1976.

JOHANSEN, Søren; JUSELIUS, Katarina. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [s. l.], v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990. Disponível em: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/10.1111/j.1468-0084.1990.mp52002003.x>. Acesso em: 23 mar. 2022.

KOOP, Gary. **Analysis of economic data**. 2. ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2004

LEE, Bong-Soo. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. **The Journal of Finance**, [s. l.], v. 47, n. 4, p. 1591-1603, set. 1992. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/2328955>. Acesso em: 08 fev. 2022.

LOPES, João do Carmo.; ROSSETTI, José Paschoal. **Economia Monetária**. 7. ed. São Paulo: Atlas, 1998.

MACHADO, Michele Rílany Rodrigues. GARTNER, Ivan Ricardo. MACHADO, Lúcio de Souza. Relação entre Ibovespa e variáveis macroeconômicas: evidências a partir de um modelo Markov-Switching. **Revista Brasileira de Finanças**, [s. l.], v. 15, n. 3, p. 435-468, set. 2017. Disponível em: <https://www.redalyc.org/pdf/3058/305855644004.pdf>. Acesso em: 02 abr. 2022.

MARGARIDO, Mario Antonio. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004. Disponível em: <http://www.iea.sp.gov.br/out/publicacoes/asp-1-04-6r.htm>. Acesso em: 23 mar. 2022.

MARGARIDO, Mario Antonio. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos: o caso do Brasil**. 2000. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20200111-140953/pt-br.php>. Acesso em: 09 mar. 2022.

MELLAGI FILHO, Armando; ISHIKAWA, Sérgio. **Mercado financeiro e de capitais**. 2. ed. São Paulo: Atlas, 2007.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Mecanismos de transmissão monetária e a determinação da taxa de juros: uma aplicação da regra de Taylor ao caso brasileiro. **Economia e Sociedade**, Campinas, v. 10, n. 1, p. 65-81, jan. 2016. Disponível em: <https://periodicos.sbu.unicamp.br/ojs/index.php/ecos/article/view/8643105>. Acesso em: 16 nov. 2021.

MENDONÇA, Helder Ferreira. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, [s. l.], v. 27, n. 3, p. 431-451, jul./set. 2007. Disponível em: <https://www.scielo.br/j/rep/a/hJrTMVCbfr7fVsJRSt6frpf/?lang=pt#>. Acesso em: 03 fev. 2022.

MERIKAS, Andreas G.; MERIKA, Anna A. Stock prices response to real economic variables: the case of Germany. **Managerial Finance**, [s. l.], v. 32, n. 5, p. 446-450, maio

2006. DOI: <https://doi.org/10.1108/03074350610657454>. Disponível em: <https://www.emerald.com/insight/content/doi/10.1108/03074350610657454>. Acesso em: 08 fev. 2022.

MINARDI, Andrea; SANVICENTE, Antonio Zoratto.; MONTEIRO, Rogério. Mercado acionário brasileiro. **GV-executivo**, [s. l.], v. 6, n. 4, p.25-30, ago. 2007. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/gvexecutivo/issue/view/1879>. Acesso em: 09 fev. 2022.

MISHKIN, Frederic S. **Moedas, bancos e mercados financeiros**. 5. ed. Rio de Janeiro: LTC, 1998.

MISHKIN, Frederic S. The channels of monetary transmission: lessons for monetary policy. **National Bureau of Economic Research Working Papers**, [s. l.], n. 5464, fev. 1996. Disponível em: <https://www.nber.org/papers/w5464>. Acesso em: 09 fev. 2022.

MONTES, Gabriel Caldas; TIBERTO, Bruno Pires. Macroeconomic environment, country risk and stock market performance: evidence for Brazil. **Economic Modelling**, [s. l.], v. 29, n. 5, p. 1666-1678, set. 2012. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S0264999312001484>. Acesso em: 08 fev. 2022.

NAJAND, Mohammad; NORONHA, Gregory. Causal relations among stock returns, inflation, real activity, and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, [s. l.], v. 9, n. 1, p. 71-80, 1998. Disponível em: <https://www.sciencedirect.com/science/article/abs/pii/S1044028398900151>. Acesso em: 08 fev. 2022.

NUNES, Maurício Simiano; COSTA JÚNIOR, Newton Carneiro Affonso da; MEURER, Roberto. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p. 585-607, out./dez. 2005. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbe/article/view/980>. Acesso em: 28 jan. 2022.

OLIVEIRA, Luiz Otavio Gomes de. **Análise empírica da relação entre mercado acionário e variáveis macroeconômicas: de 1972 a 2003**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) – Centro Socioeconômico, Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006. Disponível em: <https://repositorio.ufsc.br/handle/123456789/103158>. Acesso em: 08 abr. 2022.

PEREIRA, Clesia Camilo. **Impacto da política monetária no mercado acionário brasileiro no período de 2001 a 2012**. 2013. Tese (Doutorado em Ciências Contábeis) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de Brasília, Brasília, 2013. Disponível em: <https://repositorio.unb.br/handle/10482/15049>. Acesso em: 03 fev. 2022.

PIMENTA JÚNIOR, Tabajara; HIGUCHI, Rene Hironobru. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. **Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v. 14, n. 2, p. 296-315, maio/ago. 2008. Disponível em: <https://seer.ufrgs.br/read/article/view/39275/25121>. Acesso em: 12 fev. 2022.

PINHEIRO, Juliano Lima. **Mercado de capitais**. 9. ed. São Paulo: Atlas, 2019.

PRATES, Daniela Magalhães. Investimentos de portfólio no mercado financeiro doméstico. *In: FREITAS, Maria Cristina Penido de. (org.). Abertura do sistema financeiro no Brasil nos anos 90*. São Paulo: Fundap; Fapesp; Ipea, 1999. p. 17-60.

PUGA, Fernando Pimentel. Sistema financeiro brasileiro: reestruturação recente, comparações internacionais e vulnerabilidade à crise cambial. **Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – Texto para Discussão**, Rio de Janeiro, n. 68, p. 1-51, mar. 1999. Disponível em: <https://web.bndes.gov.br/bib/jspui/handle/1408/13510>. Acesso em: 02 fev. 2022.

RIBEIRO, Alex Alves da Silva. LEITE, Áydano Ribeiro. JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 121-137, jan./mar. 2016. Disponível em: <https://www.redalyc.org/journal/2734/273445396008/html/>. Acesso em: 08 abr. 2022.

RIBEIRO NETO, Ramon Martinez; FAMÁ, Rubens. Uma alternativa de crescimento para o mercado de capitais brasileiro – o novo mercado. **Revista de Administração**, [s. l.], v. 37, n. 1, p. 29-38, jan./mar. 2002. Disponível em: <http://rausp.usp.br/wp-content/uploads/files/v37n1p29a38.pdf>. Acesso em: 02. fev. 2022.

SANTANA, Henrique Nogueira; SILVA, Sabrina Amélia de Lima e; FERREIRA, Bruno Pérez. 20 Anos de real: uma análise da relação entre câmbio, inflação, taxa de juros e o ibovespa. **Revista Gestão & Tecnologia**, [s. l.], v. 18, n. 2, p. 44-69, maio/ago. 2018. Disponível em: <http://revistagt.fpl.edu.br/get/article/view/1224>. Acesso em: 07 fev. 2022.

SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro**: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009. Disponível em: <https://repositorio.ufba.br/handle/ri/8807>. Acesso em: 12 abr. 2022.

SILVA, Fabiano Mello da. **Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. 2011. Dissertação (Mestrado em Administração) – Centro de Ciências Sociais e Humanas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/4599>. Acesso em 14 fev. 2022.

SILVA, Roseli da; BERTELLA, Mario Augusto; PEREIRA, Renan de Almeida Magner. Mercado de ações brasileiro: uma investigação empírica sobre suas relações de longo prazo e de precedência temporal pré-crise de 2008. **Nova Economia**, [s. l.], v. 24, n. 2, p. 317-336, maio/ago. 2014. Disponível em: <https://revistas.face.ufmg.br/index.php/novaeconomia/article/view/1411>. Acesso em: 07 fev. 2022.

SILVA JÚNIOR, Julio Cesar Araujo da; MENEZES, Gabrielito; FERNANDEZ, Rodrigo Nobre. Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. **Economia e Desenvolvimento**, [s. l.], n. 23, p. 54-72, 2012. Disponível em: <https://periodicos.ufsm.br/eed/article/view/4931>. Acesso em: 28 mar. 2022.

SILVEIRA, Tiago Lopes da. **Uma análise da relação entre o comportamento de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro de 2006 a 2014**. 2016. Dissertação (Mestrado em Administração) – Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado, São Paulo, 2016. Disponível em: <http://tede.fecap.br:8080/handle/jspui/710>. Acesso em: 07 abr. 2022.

SOARES, Luan Wallacy Vieira; FIRME, Vinícius de Azevedo Couto; LIMA JÚNIOR, Luiz Antônio de. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 70-96, mar. 2021. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/ojs/index.php/rbfin/article/view/82149>. Acesso em: 28 jan. 2022.

SOUZA, Filipe Higino Dias de. SILVA, Carlos Alberto Gonçalves da. Análise dinâmica da relação entre as variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro: uma abordagem do modelo de correção de erros. **Brazilian Journals of Business**, Curitiba, v. 3, n. 4, p. 2908-2935, ago. 2021. Disponível em: <https://www.brazilianjournals.com/index.php/BJB/article/view/34796>. Acesso em: 11 abr. 2022.

TERRA, Paulo Renato Soares. Inflação e retorno do mercado acionário em países desenvolvidos e emergentes. **Revista de Administração Contemporânea**, [s. l.], v. 10, n. 3, p. 133-158, jul./set. 2006. Disponível em: <https://rac.anpad.org.br/index.php/rac/article/view/475>. Acesso em: 28 mar. 2022.

TOBIN, James. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, [s. l.], v. 1, n. 1, p. 15-29, fev. 1969. Disponível em: <https://www.jstor.org/stable/1991374>. Acesso em 10 fev. 2022.

TORRES, Victor Octavio Duarte. **Índice bovespa (Ibovespa), índice de sustentabilidade empresarial (ISE) e variáveis macroeconômicas: análise de cointegração e causalidade**. 2021. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) – Faculdade de Engenharia do Campus de Guaratinguetá, Universidade Estadual Paulista, Guaratinguetá, 2021. Disponível em: <https://repositorio.unesp.br/handle/11449/215338>. Acesso em: 07 abr. 2022.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, [s. l.], v. 16, n. 4, p. 608-627, jul./ago. 2012. Disponível em: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=84022835007>. Acesso em: 29 mar. 2022.

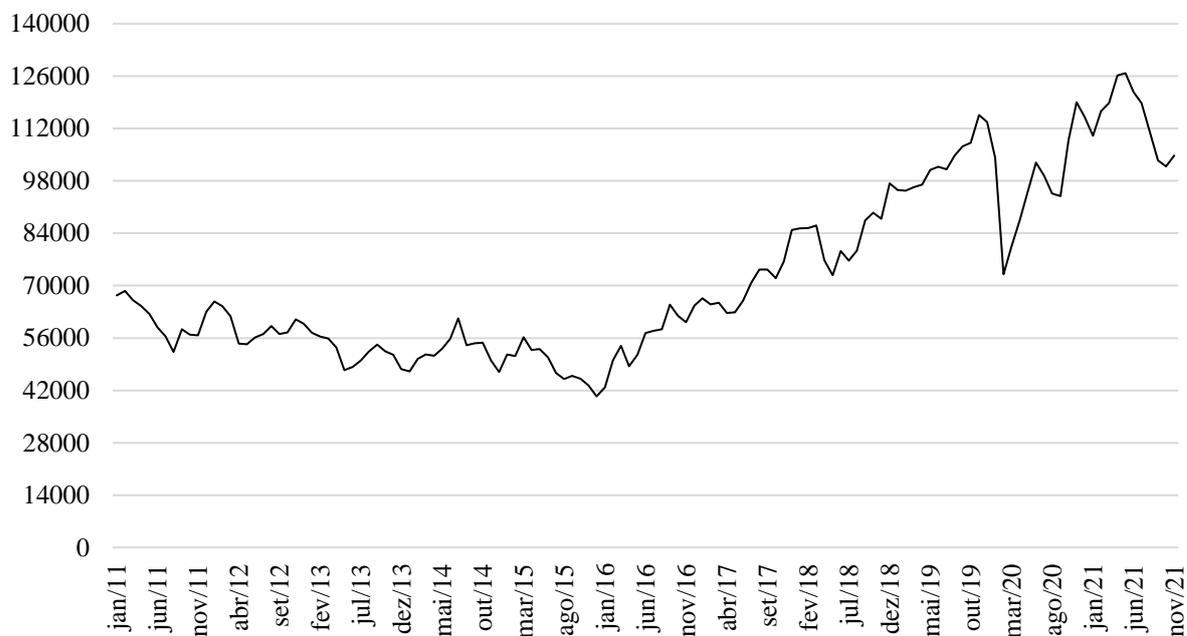
VASCONCELLOS, Marco Antonio Sandoval de. **Economia: micro e macro**. 6. ed. São Paulo: Atlas, 2015.

WALLIMAN, Nicholas. **Métodos de pesquisa**. São Paulo: Saraiva, 2015.

WOOLDRIDGE, Jeffrey Marc. **Introdução à econometria: uma abordagem moderna**. 6. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2016.

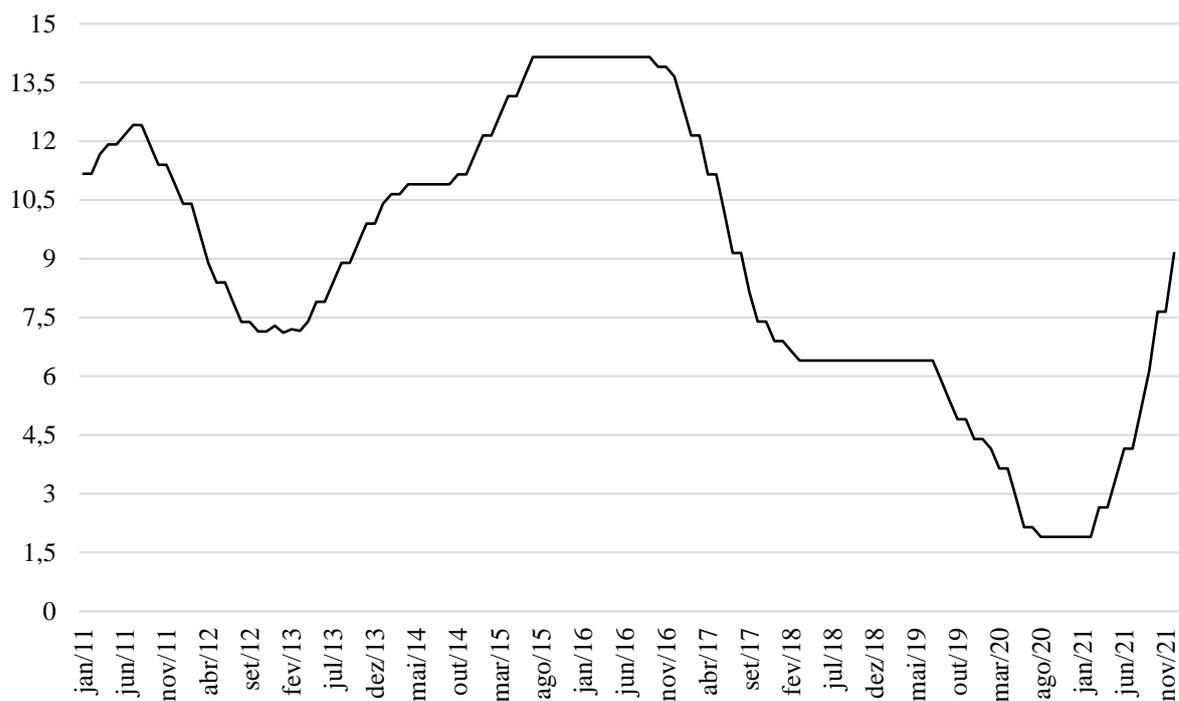
APÊNDICE A – COMPORTAMENTO DAS SÉRIES

Figura 8 – Índice médio mensal do Ibovespa no período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Figura 9 – Taxa de juros Selic Over para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



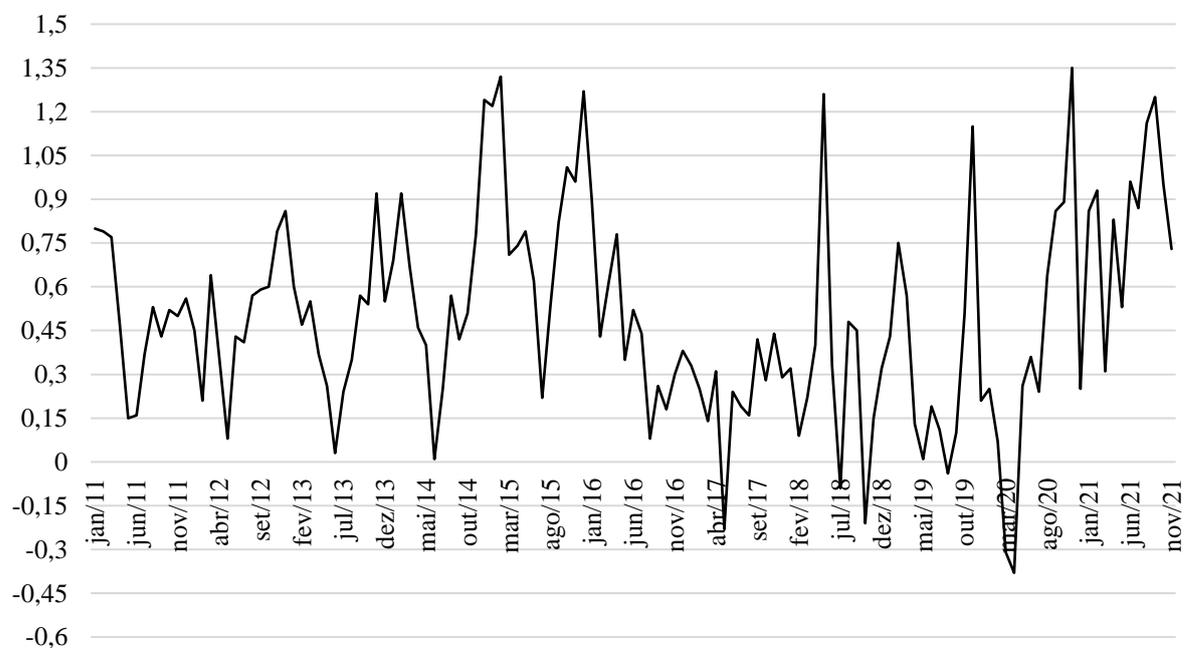
Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Figura 10 – Média mensal da Taxa de câmbio PTAX para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

Figura 11 – IPCA mensal para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2021



Fonte: elaborada pelo autor (2022)

APÊNDICE B – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA

Tabela 9 – Teste de raiz unitária ADF para o logaritmo das séries em nível

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	0.642474	0.8538
Test critical values: 1% level	-2.583011	
5% level	-1.943324	
10% level	-1.615075	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.647293	0.8548
Test critical values: 1% level	-3.481623	
5% level	-2.883930	
10% level	-2.578788	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.641133	0.2631
Test critical values: 1% level	-4.030729	
5% level	-3.445030	
10% level	-3.147382	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.054491	0.2620
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.272516	0.9244
Test critical values:		
1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.254056	0.8940
Test critical values:		
1% level	-4.036983	
5% level	-3.448021	
10% level	-3.149135	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	1.883516	0.9856
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.791531	0.8179
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.559191	0.2997
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.357510	0.5542
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.838621	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.808014	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 10 – Teste de raiz unitária ADF para a primeira diferença do logaritmo das séries

Null Hypothesis: D(LIBOV) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.927423	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583011	
5% level	-1.943324	
10% level	-1.615075	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LIBOV) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.931985	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.481623	
5% level	-2.883930	
10% level	-2.578788	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.414926	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.502174	0.0003
Test critical values: 1% level	-3.486064	
5% level	-2.885863	
10% level	-2.579818	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.46217	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.88869	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.481217	
5% level	-2.883753	
10% level	-2.578694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LIPCA) has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.666994	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.583898	
5% level	-1.943449	
10% level	-1.614997	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(LIPCA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.644615	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.484198	
5% level	-2.885051	
10% level	-2.579386	

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Tabela 11 – Teste de raiz unitária de PP para o logaritmo das séries em nível

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 18 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.752433	0.8755
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 15 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.545926	0.8772
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIBOV has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 16 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-2.456734	0.3491
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.530344	0.4854
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.635337	0.4617
Test critical values:		
1% level	-3.480818	
5% level	-2.883579	
10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LSELIC has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-1.718695	0.7376
Test critical values:		
1% level	-4.029595	
5% level	-3.444487	
10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	1.962933	0.9881
Test critical values:		
1% level	-2.582734	
5% level	-1.943285	
10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-0.769577	0.8239
Test critical values:	1% level	-3.480818	
	5% level	-2.883579	
	10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LCAMBIO has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.579846	0.2902
Test critical values:	1% level	-4.029595	
	5% level	-3.444487	
	10% level	-3.147063	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-2.726706	0.0066
Test critical values:	1% level	-2.582734	
	5% level	-1.943285	
	10% level	-1.615099	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.912751	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.480818	
	5% level	-2.883579	
	10% level	-2.578601	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: LIPCA has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Bandwidth: 4 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-5.882350	0.0000
Test critical values:	1% level	-4.029595	
	5% level	-3.444487	
	10% level	-3.147063	

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Tabela 12 – Teste de raiz unitária de PP para a primeira diferença do logaritmo das séries

Null Hypothesis: D(LIBOV) has a unit root			
Exogenous: None			
Bandwidth: 38 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-8.063030	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.582872	
	5% level	-1.943304	
	10% level	-1.615087	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			
Null Hypothesis: D(LIBOV) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Bandwidth: 42 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-8.111958	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.481217	
	5% level	-2.883753	
	10% level	-2.578694	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			
Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root			
Exogenous: None			
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-8.495384	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.582872	
	5% level	-1.943304	
	10% level	-1.615087	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			
Null Hypothesis: D(LSELIC) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Bandwidth: 7 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-8.473710	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.481217	
	5% level	-2.883753	
	10% level	-2.578694	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			
Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root			
Exogenous: None			
Bandwidth: 3 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel			
		Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic		-11.46433	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.582872	
	5% level	-1.943304	
	10% level	-1.615087	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values			

Null Hypothesis: D(LCAMBIO) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 2 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.89326	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.481217	
5% level	-2.883753	
10% level	-2.578694	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Null Hypothesis: D(LIPCA) has a unit root
 Exogenous: None
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-21.89835	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.582872	
5% level	-1.943304	
10% level	-1.615087	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

Null Hypothesis: D(LIPCA) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Bandwidth: 11 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-21.77415	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.481217	
5% level	-2.883753	
10% level	-2.578694	

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

*MacKinnon (1996) one-sided p-values

APÊNDICE C – MODELO VEC COMPLETO

Tabela 14 – Modelo de Correção de Erros

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/18/22 Time: 11:45

Sample (adjusted): 2011M05 2021M12

Included observations: 128 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIBOV(-1)	1.000000			
LSELIC(-1)	0.121724 (0.15390) [0.79092]			
LIPCA(-1)	2.000317 0.313298 [6.38470]			
LCAMBIO(-1)	-0.533158 (0.22826) [-2.33575]			
C	-11.74650			
Error Correction:	D(LIBOV)	D(LSELIC)	D(LIPCA)	D(LCAMBIO)
CointEq1	-0.014360 (0.01254) [-1.14514]	0.022200 (0.01218) [1.82268]	-0.003238 (0.00065) [-5.00965]	0.003513 (0.01114) [0.31539]
D(LIBOV(-1))	0.201707 (0.10551) [1.91168]	-0.078796 (0.10248) [-0.76890]	0.004237 (0.00544) [0.77910]	-0.212492 (0.09372) [-2.26727]
D(LIBOV(-2))	-0.226632 (0.10642) [-2.12963]	0.155328 (0.10336) [1.50281]	0.008538 (0.00548) [1.55667]	0.132774 (0.09453) [1.40463]
D(LIBOV(-3))	-0.106915 (0.09772) [-1.09406]	0.310231 (0.09491) [3.26855]	-0.004629 (0.00504) [-0.91910]	0.020265 (0.08680) [0.23346]
D(LSELIC(-1))	-0.065707 (0.08723) [-0.75322]	0.020636 (0.08473) [0.24356]	0.008127 (0.00450) [1.80757]	0.003531 (0.07749) [0.04556]
D(LSELIC(-2))	-0.028108 (0.08146) [-0.34505]	0.316457 (0.07912) [3.99981]	0.010767 (0.00420) [2.56449]	-0.026985 (0.07236) [-0.37295]
D(LSELIC(-3))	0.051481 (0.08635) [0.59617]	0.407782 (0.08387) [4.86204]	-0.003692 (0.00445) [-0.82963]	-0.044588 (0.07670) [-0.58130]
D(LIPCA(-1))	3.205278 (2.40000) [1.33553]	0.294609 (2.33099) [0.12639]	0.151772 (0.12369) [1.22702]	-1.316085 (2.13179) [-0.61736]

(Continuação)

Error Correction:	D(LIBOV)	D(LSELIC)	D(LIPCA)	D(LCAMBIO)
D(LIPCA(-2))	2.774171 (2.13434) [1.29978]	-2.391976 (2.07298) [-1.15389]	0.082871 (0.11000) [0.75337]	0.206464 (1.89582) [0.10890]
D(LIPCA(-3))	-0.903259 (1.87724) [-0.48116]	2.947732 (1.82326) [1.61674]	0.200713 (0.09675) [2.07457]	1.158938 (1.66745) [0.69504]
D(LCAMBIO(-1))	-0.363984 (0.12012) [-3.03012]	-0.130843 (0.11667) [-1.12150]	0.004340 (0.00619) [0.70099]	-0.162547 (0.10670) [-1.52343]
D(LCAMBIO(-2))	-0.004212 (0.13035) [-0.03231]	0.077769 (0.12661) [0.61426]	0.005980 (0.00672) [0.89013]	-0.028789 (0.11579) [-0.24864]
D(LCAMBIO(-3))	0.030193 (0.12528) [0.24100]	0.211679 (0.12168) [1.73963]	-0.002381 (0.00646) [-0.36873]	0.104580 (0.11128) [0.93978]
C	0.007248 (0.00553) [1.30978]	-0.002111 (0.00537) [-0.39281]	-7.92E-05 (0.00029) [-0.27765]	0.010608 (0.00492) [2.15833]
R-squared	0.284570	0.568487	0.334306	0.077210
Adj. R-squared	0.202986	0.519279	0.258394	-0.028020
Sum sq. resids	0.326782	0.308261	0.000868	0.257825
S.E. equation	0.053540	0.052000	0.002759	0.047557
F-statistic	3.488061	11.55282	4.403841	0.733724
Log likelihood	200.4874	204.2216	580.0625	215.6562
Akaike AIC	-2.913865	-2.972213	-8.844726	-3.150878
Schwarz SC	-2.601924	-2.660272	-8.532785	-2.838937
Mean dependent	0.003527	-0.002066	-3.10E-06	0.009891
S.D. dependent	0.059971	0.075000	0.003204	0.046904

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

APÊNDICE D – MODELO VEC ALTERNATIVO

Tabela 15 – Modelo de Correção de Erros para uma defasagem

Vector Error Correction Estimates

Date: 04/28/22 Time: 13:02

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12

Included observations: 130 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:	CointEq1			
LIBOV(-1)	1.000000			
LSELIC(-1)	0.246850 (0.12340) [2.00044]			
LIPCA(-1)	1.419714 (0.19515) [7.27466]			
LCAMBIO(-1)	-0.325995 (0.18118) [-1.79927]			
C	-11.96881			
Error Correction:	D(LIBOV)	D(LSELIC)	D(LIPCA)	D(LCAMBIO)
CointEq1	-0.019805 (0.01258) [-1.57402]	0.059090 (0.01467) [4.02891]	-0.003112 (0.00065) [-4.78103]	0.006027 (0.01074) [0.56098]
D(LIBOV(-1))	0.150402 (0.09194) [1.63580]	-0.165804 (0.10717) [-1.54707]	0.005170 (0.00476) [1.08703]	-0.136589 (0.07851) [-1.73983]
D(LSELIC(-1))	-0.020930 (0.07842) [-0.26690]	0.206193 (0.09141) [2.25577]	0.005283 (0.00406) [1.30248]	-0.047548 (0.06696) [-0.71012]
D(LIPCA(-1))	2.295409 (1.78213) [1.28802]	-0.895782 (2.07731) [-0.43122]	-0.033374 (0.09219) [-0.36202]	-1.367312 (1.52169) [-0.89855]
D(LCAMBIO(-1))	-0.388201 (0.11668) [-3.32714]	-0.139767 (0.13600) [-1.02767]	0.003091 (0.00604) [0.51220]	-0.125108 (0.09963) [-1.25577]
C	0.006649 (0.00498) [1.33475]	0.000889 (0.00581) [0.15310]	-3.44E-05 (0.00026) [-0.13365]	0.010783 (0.00425) [2.53529]
R-squared	0.179362	0.289591	0.230691	0.031532
Adj. R-squared	0.146272	0.260946	0.199671	-0.007520
Sum sq. resids	0.374876	0.509348	0.001003	0.273315
S.E. equation	0.054984	0.064091	0.002844	0.046948
F-statistic	5.420401	10.10949	7.436723	0.807442
Log likelihood	195.7031	175.7783	580.7283	216.2411
Akaike AIC	-2.918509	-2.611974	-8.841974	-3.234478
Schwarz SC	-2.786161	-2.479626	-8.709626	-3.102130
Mean dependent	0.003578	-0.001534	-5.34E-06	0.009321
S.D. dependent	0.059508	0.074552	0.003179	0.046773

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*

APÊNDICE E – TESTE DE CAUSALIDADE

Tabela 16 – Teste de Exogeneidade em Bloco de Granger

VEC Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

Date: 04/18/22 Time: 11:31

Sample: 2011M01 2021M12

Included observations: 128

Dependent variable: D(LIBOV)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LSELIC)	0.874605	3	0.8316
D(LIPCA)	4.489247	3	0.2133
D(LCAMBIO)	10.00340	3	0.0185
All	17.51104	9	0.0413

Dependent variable: D(LSELIC)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LIBOV)	16.28465	3	0.0010
D(LIPCA)	7.904721	3	0.0480
D(LCAMBIO)	4.725338	3	0.1930
All	24.49129	9	0.0036

Dependent variable: D(LIPCA)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LIBOV)	4.363145	3	0.2248
D(LSELIC)	11.45265	3	0.0095
D(LCAMBIO)	1.398784	3	0.7058
All	14.62750	9	0.1017

Dependent variable: D(LCAMBIO)

Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LIBOV)	7.247920	3	0.0644
D(LSELIC)	0.601442	3	0.8961
D(LIPCA)	1.763830	3	0.6228
All	9.047578	9	0.4329

Fonte: elaborada pelo autor (2022) a partir dos resultados obtidos no *software Eviews 12*