

**UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE**  
**CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS E APLICADAS**  
**MESTRADO PROFISSIONAL EM ECONOMIA E MERCADOS**

**MATHEUS THEODORO DA FONSECA**

**OS IMPACTOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS ÍNDICES**  
**IBOVESPA, IFIX E IMA: UMA ANÁLISE ECONOMÉTRICA NO PERÍODO DE**  
**2011 A 2021**

São Paulo

2023

**UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE**

**MATHEUS THEODORO DA FONSECA**

**OS IMPACTOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS ÍNDICES  
IBOVESPA, IFIX E IMA: UMA ANÁLISE ECONOMETRICA NO PERÍODO DE  
2011 A 2021**

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito à obtenção de título de Mestre em Economia e Mercados.

Orientador: Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian

São Paulo

2023

Elaborado pelo Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica da Mackenzie  
com os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

F676i	<p>Fonseca, Matheus Theodoro Da.</p> <p>Os impactos de variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA: uma análise econométrica no período de 2011 a 2021 : [recurso eletrônico] / Matheus Theodoro da Fonseca. 870 KB ; il.</p> <p>Dissertação (Mestrado Profissional em Economia e Mercados) - Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2023. Orientador(a): Prof(a). Dr(a). Pedro Raffy Vartanian. Referências Bibliográficas: f. 69-78.</p> <p>1. Variáveis Macroeconômicas. 2. índices. 3. Renda Fixa. 4. Renda Variável. I. Vartanian, Pedro Raffy, <i>orientador(a)</i>. II. Título.</p>
-------	--------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------

Bibliotecário(a) Responsável: Jaqueline Bay Inácio Duarte - CRB 8/9509

MATHEUS THEODORO DA FONSECA

OS IMPACTOS DE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE OS ÍNDICES  
IBOVESPA, IFIX E IMA: UMA ANÁLISE ECONOMETRICA NO PERÍODO DE  
2011 A 2021

Dissertação apresentada ao Programa de Pós-  
Graduação em Economia e Mercados da  
Universidade Presbiteriana Mackenzie, como  
requisito parcial à obtenção de título de Mestre  
em Economia.

Aprovada em 2 de Agosto de 2023.

BANCA EXAMINADORA

*Pedro R. Vartanian*

---

Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian  
Universidade Presbiteriana Mackenzie

*Vladimir*

---

Prof. Dr. Vladimir Fernandes Maciel  
Universidade Presbiteriana Mackenzie

*Lauro*

---

Prof. Dr. Lauro Emilio Gonzalez Farias  
Fundação Getúlio Vargas (FGV-SP)

## **AGRADECIMENTOS**

Aos meus pais, pelo incondicional incentivo em todos os sonhos e desafios

## RESUMO

A presente pesquisa tem como objetivo investigar os impactos das variáveis macroeconômicas inflação, taxa de juros, PIB, taxa de câmbio e preço do petróleo sobre os índices de mercado Ibovespa, IFIX e IMA, durante o período delimitado de janeiro de 2011 a dezembro de 2021. Este intervalo temporal foi caracterizado por movimentos de recessão e de crescimento observados na conjuntura macroeconômica no Brasil, gerando efeitos significativos nas expectativas dos agentes econômicos e nos mercados de renda fixa e de renda variável e seus investidores. Assim, buscou-se examinar a partir da aplicação de um modelo VAR com vetor de correção de erros (modelo VEC) os reflexos causados pelas alterações no comportamento dessas variáveis sobre os índices de ações e de fundos de investimento imobiliário, representativos do mercado de renda variável e o índice atrelado à carteira de títulos públicos, como representação do mercado de renda fixa. Os resultados obtidos pela análise dos modelos, gerando funções de impulso-resposta para cada índice, permitiram identificar que a variável que mais afeta o desempenho dessas carteiras teóricas é a taxa de câmbio, de modo que os índices respondem negativamente ao aumento na taxa de câmbio, em linha com os resultados demonstrados em outras pesquisas sobre o tema. Adicionalmente, também foi observada uma relação oposta no impacto da taxa de juros entre os índices de renda fixa e de renda variável, corroborando com a hipótese estruturada nesta dissertação e em conformidade com outras pesquisas. Essa diferença mostrou-se como um dos fatores mais relevantes na tomada de decisão dos investidores, considerando o nível de exposição ao risco atrelado às variações na taxa de juros, permitindo a adoção de estratégias que busquem pulverizar a alocação de recursos em ativos que reagem positiva ou negativamente em relação à alta da taxa juros.

**Palavras-chave:** variáveis macroeconômicas; índices; renda fixa; renda variável.

## ABSTRACT

This research aims to investigate the impacts of the macroeconomic variables inflation, interest rate, GDP, exchange rate and oil price on the Ibovespa, IFIX and IMA market indexes, during the delimited period from January 2011 to December 2021. This time interval was characterized by movements of recession and growth observed in the macroeconomic scenario in Brazil, generating significant effects on the expectations of economic agents and on the fixed and variable income markets and their investors. Thus, an attempt was made to examine, based on the application of a VAR model with error correction vector (model VEC), the effects caused by changes in the behavior of these variables on stock and real estate investment funds indexes, representative of the variable income market and the index linked to the public securities portfolio, as a representation of the fixed income market. The results obtained by analyzing the models, generating impulse-response functions for each index identified that the variable that most affects the performance of these theoretical portfolios is the exchange rate, presenting that the indexes respond negatively to the increase in the exchange rate, aligned with the results shown in other studies about the subject. Additionally, an opposite relationship in the impact of the interest rate between the fixed income and variable income indexes was also observed, corroborating the hypothesis structured in this dissertation and in accordance with other researches. This difference proved to be one of the most relevant factors in investors' decision-making, considering the level of exposure to risk linked to changes in interest rates, allowing the adoption of strategies that seek to disperse the allocation of resources in assets that react positively or negatively in relation to the rise in interest rates.

**Keywords:** macroeconomic variables; indexes; fixed income; variable income.

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1	Fronteira eficiente de portfólios.....	17
Figura 2	Evolução mensal das variáveis (janeiro de 2011 a dezembro de 2021).....	46
Figura 3	Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo – Ibovespa.....	56
Figura 4	Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo – IFIX.....	58
Figura 5	Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo – IMA.....	59
Figura 6	Impulso-resposta do Ibovespa para as variáveis macroeconômicas.....	61
Figura 7	Impulso-resposta do IFIX para as variáveis macroeconômicas.....	63
Figura 8	Impulso-resposta do IMA para as variáveis macroeconômicas.....	64
Figura 9	IMA-Geral e família de subíndices.....	82
Figura 10	Matriz de correlação das variáveis.....	82
Figura 11	Modelo VEC com uma defasagem – Ibovespa.....	83
Figura 12	Modelo VEC com duas defasagens – Ibovespa.....	84
Figura 13	Modelo VEC com uma defasagem – IFIX.....	85
Figura 14	Modelo VEC com duas defasagens – IFIX.....	86
Figura 15	Modelo VEC com uma defasagem – IMA.....	87
Figura 16	Modelo VEC com duas defasagens – IMA.....	88

## LISTA DE QUADROS

Quadro 1	Estudos empíricos nacionais e internacionais sobre o tema.....	30
Quadro 2	Histórico de IPO e follow-on (janeiro de 2007 a dezembro de 2021).....	48



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatística descritiva dos índices e das variáveis macroeconômicas.....	45
Tabela 2	Hipóteses dos impactos de variáveis sobre os índices.....	45
Tabela 3	Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF).....	51
Tabela 4	Resultados do teste de cointegração de Johansen – Ibovespa.....	53
Tabela 5	Resultados do teste de cointegração de Johansen – IFIX.....	54
Tabela 6	Resultados do teste de cointegração de Johansen – IMA.....	54
Tabela 7	Seleção do número de defasagens – Ibovespa.....	55
Tabela 8	Teste de autocorrelação de Portmanteau – Ibovespa.....	56
Tabela 9	Seleção do número de defasagens – IFIX.....	57
Tabela 10	Teste de autocorrelação de Portmanteau – IFIX.....	58
Tabela 11	Seleção do número de defasagens – IMA.....	59
Tabela 12	Teste de autocorrelação de Portmanteau – IMA.....	60

## LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller</i>
ANBIMA	Associação Brasileira do Mercado de Capitais
ARIMA	<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>
B3	Brasil, Bolsa, Balcão
BCB	Banco Central do Brasil
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
CMN	Conselho Monetário Nacional
COPOM	Comitê de Política Monetária
CPI	<i>Consumer Price Index</i>
ER	<i>Exchange Rate</i>
GDP	<i>Growth Domestic Product Rate</i>
IBC-Br	Índice de Atividade Econômica
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
Ibovespa	Índice de Ações Brasileiro
IFIX	Índice de Fundos Imobiliários
IGP-M	Índice Geral de Preços – Mercado
IMA-Geral	Índice de Mercado ANBIMA
IN	Índice de Negociabilidade
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IR	<i>Interest Rate</i>
MQO	Mínimos quadrados ordinários
NTN-C	Nota do Tesouro Nacional Série C
PIB	Produto Interno Bruto
REIT	<i>Real Estate Investment Trust</i>
Selic	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
S&P 500	Índice <i>Standard &amp; Poor's</i> 500
STN	Secretaria do Tesouro Nacional
VAR	<i>Vector Autoregressive</i>
VEC	<i>Vector Error Correction</i>
VIX	<i>The Implied Volatility Index</i>

## SUMÁRIO

1. Introdução.....	12
2. Referencial teórico .....	15
2.1 A teoria do portfólio e a composição dos índices Ibovespa, IFIX e IMA .....	15
2.2 Variáveis macroeconômicas e seus impactos nos índices .....	23
2.3 Revisão de pesquisas empíricas.....	29
3. Metodologia .....	42
3.1 Dados .....	42
3.2 Modelo VAR .....	49
3.3 Teste de raiz unitária.....	50
3.4 Testes de cointegração de Johansen e de estabilidade do modelo VAR .....	52
4. Resultados e discussão .....	61
4.1 Funções de impulso-resposta.....	61
5. Considerações finais.....	67
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	69
APÊNDICE .....	79
I. Ibovespa e IFIX.....	79
II. IMA-Geral.....	81
III. Matriz de correlação .....	82
IV. Estimativas do modelo VEC .....	83

## 1. Introdução

A estrutura e o funcionamento do mercado de capitais nas economias pressupõem a existência de instrumentos financeiros destinados à transformação de poupança em investimentos de curto, médio e longo prazos, alocados nas modalidades de renda fixa e de renda variável. O desempenho dos ativos relacionados em cada uma dessas modalidades é representado pelo que consideramos como índices de mercado, estruturados como cestas compostas de um determinado número de ativos, tratados como referência para simbolizar o comportamento do mercado em dado período.

Os índices refletem movimentos de mercado para aquele determinado conjunto de ativos e tais movimentos são influenciados, entre outros fatores, pela composição da conjuntura macroeconômica e como os agentes tomadores de risco (*stakeholders*) reagem a ela. No Brasil, o mercado de renda variável representado pelas ações emitidas por companhias de capital aberto, além de outros produtos de investimento, recebe muita atenção pelos investidores classificados como investidores institucionais e investidores de varejo, considerando que este mercado tem se apresentado como uma oportunidade para diversificação de seus portfólios em ativos de maior risco.

Conforme avaliam Nunes, Costa Júnior e Meurer (2004), após a implementação do Plano Real, o mercado de capitais apresentou um forte desenvolvimento, observando-se que a capitalização através do mercado de ações demonstrou crescimento tanto em termos de volume de negócios como na eficiência da alocação de recursos. Pimenta Júnior e Higuchi (2008) ratificam esse entendimento, complementando com a importância da evolução de tecnologias relacionadas à comunicação para intensificar o acesso ao fluxo financeiro do mercado local também para o investimento estrangeiro.

Porém, considera-se que em cenários macroeconômicos com maior insegurança, o desempenho desses ativos apresenta maior oscilação em termos de preço por serem instrumentos financeiros de alto risco, afetando as expectativas de investidores locais e internacionais para alocarem seus recursos por prazos mais longos. Diante desse cenário, o movimento de investidores para aumentarem suas posições em ativos de renda fixa, com remuneração atrelada a indexadores como juros e inflação representa uma estratégia de proteção patrimonial para redução da exposição de seus portfólios a uma conjuntura mais desafiadora.

Após a crise financeira originada pelo *subprime* nos Estados Unidos, que afetou os mercados internacionais a partir de 2007 e, principalmente em 2008, os anos seguintes precisaram demonstrar um amadurecimento do sistema financeiro internacional sob vários aspectos, incluindo, mas não se limitando ao ambiente de negócios, às estruturas jurídicas e às relações entre os países. Nesse cenário, é importante ressaltar que a economia brasileira apresentava uma conjuntura macroeconômica favorável durante a crise e até meados de 2013, porém, em anos seguintes, este panorama viria a mudar.

Entre os anos de 2015 e 2016, o Brasil enfrentou um cenário de expressiva recessão econômica, captada entre diferentes setores da sociedade, incluindo o mercado de capitais nacional. Contudo, a partir de 2017 e até meados de 2021, a conjuntura econômica do país foi caracterizada pela redução na taxa básica de juros – representada pela Selic e de níveis controlados de inflação – medida pelo IPCA, próximos às metas estipuladas para este indicador, considerando que tais movimentos podem ser explicados por iniciativas atreladas à condução da política monetária no Brasil, além de outros fatores internos e externos.

Diante do cenário de juros mais baixos na economia e de níveis inflacionários relativamente controlados, notou-se que a exposição de investidores ao mercado de renda variável, representado por maior risco à perda, foi mais expressiva que nos últimos anos em face da recessão, ao passo que as aplicações em ativos de renda fixa com remuneração atrelada a juros e inflação foi preterida no mesmo cenário. Tais impactos podem ser verificados no desempenho histórico dos índices Ibovespa, IFIX e IMA, que oscilaram distintamente em reação à conjuntura macroeconômica nacional.

Portanto, a hipótese testada nesta dissertação pressupõe que o comportamento das variáveis macroeconômicas impacta de forma distinta os mercados de renda fixa, representado pelo índice IMA e de renda variável, relacionado aos índices Ibovespa e IFIX. Desta forma, o objetivo geral deste trabalho visa investigar os impactos de variáveis macroeconômicas, representadas por inflação (IPCA), juros (Selic), PIB, taxa de câmbio (R\$/US\$) e preço do petróleo sobre os índices do mercado de capitais brasileiro, no período de 2011 a 2021.

Para alcançar o objetivo desta pesquisa, após a presente introdução, o trabalho estará segmentado da seguinte forma: a segunda seção apresentará o referencial teórico, que permitirá a abordagem conceitual sobre a composição de carteiras de mercado,

representadas pelos índices, com base nos pressupostos da teoria do portfólio e nas implicações acerca da tomada de decisão dos investidores frente aos cenários de riscos de suas carteiras, seguindo com o levantamento bibliográfico para descrever as relações existentes entre variáveis macroeconômicas e índices de mercado, permitindo compreender como o mercado de capitais reage às alterações nas variáveis da conjuntura macroeconômica, com fundamentos apresentados na literatura nacional e internacional. Na sequência, a terceira seção apresentará os dados levantados para o trabalho e os procedimentos metodológicos adotados para analisar a evolução dos índices de mercado concomitantemente à conjuntura econômica no período, partindo da aplicação de um modelo VAR com vetor de correção de erros (VEC). A quarta seção apresentará os resultados obtidos pelos modelos econométricos e as discussões pertinentes, com a proposta de avaliar os efeitos de curto e de longo prazos nos índices frente aos choques nas variáveis macroeconômicas, a partir das funções de impulso-resposta geradas pelos modelos para que, na quinta e última seção, sejam tratadas as considerações finais.

## 2. Referencial teórico

O referencial teórico desta dissertação adota como base a bibliografia direcionada ao estudo das relações entre variáveis macroeconômicas e índices de mercado. Assim, em vista do objetivo geral da pesquisa, buscando investigar os impactos de tais variáveis sobre os índices representativos dos mercados de renda fixa e de renda variável no Brasil, o presente referencial teórico necessita estruturar-se em bases que fundamentem: a concepção de índices adotados como referenciais de mercado de capitais brasileiro (*benchmarks*), com base nas proposições que concebem a teoria do portfólio de Markowitz (1952) e, quais as relações dos índices com as variáveis macroeconômicas, observando trabalhos desenvolvidos por Nakamura (2000), Grôppo (2004, 2006), Pimenta Júnior e Higuchi, (2008), Chen (2009), Gartner, Machado L. e Machado M. (2018), Santos (2021) e outros.

Para estruturar este referencial teórico, o trabalho nesta seção divide-se em três principais linhas de argumentação, sendo a primeira com enfoque na abordagem sobre a teoria do portfólio e de trabalhos que a sucederam, com a proposta de apresentar os fundamentos para criação e adoção de carteiras de mercado, representada pelos referidos índices; a segunda com o objetivo de elucidar as relações existentes entre o comportamento do mercado representado pelos índices e o conjunto de variáveis macroeconômicas determinado nesta dissertação e; a terceira que propõe a revisão de pesquisas empíricas nacionais e internacionais sobre o tema deste estudo.

### 2.1 A teoria do portfólio e a composição dos índices Ibovespa, IFIX e IMA

A teoria do portfólio foi inicialmente apresentada por Markowitz (1952) e, entre seus postulados, considera-se que uma análise entre retorno médio e a variância de uma carteira de ativos é representada pelo risco ao qual este portfólio está exposto no mercado. Desta forma, pressupõe que os investidores alocados nos ativos integrantes deste portfólio atuam como agentes que buscam otimizar a relação entre a média e a variância, o que consiste em um ponto ótimo entre o grau de risco corrido frente ao retorno, ou ainda, auferir retorno maior do que o esperado considerando determinado nível de risco.

Entre os trabalhos que inspiraram a concepção desta teoria, pode-se destacar o de Williams (1938), argumentando que o valor de uma ação é representado pelo valor presente dos dividendos pagos por aquela ação. Entretanto, os dividendos na verdade

representam variáveis aleatórias que, portanto, não podem ser considerados como uma certeza sobre o seu valor. Assim, conforme aponta Varian (1993), concebeu-se a ideia de que o valor de uma ação deveria ser representado pelo valor presente esperado de sua distribuição de dividendos. Ainda sobre este aspecto, Markowitz (1991) destaca que o escopo da teoria do portfólio concentra-se nos agentes econômicos que agem diante de um cenário de incertezas.

A incerteza é um fator importante para análise do comportamento do investidor, de tal modo que se fosse conhecido o retorno de um ativo, este investidor iria aplicar seus recursos somente neste produto. Uma seleção de ativos na qual todos apresentam com a mesma certeza retornos iguais determinaria um comportamento de indiferença do investidor entre eles, ou entre qualquer combinação desses investimentos, o que determinaria que em nenhum cenário seria escolhido um portfólio diversificado como estratégia de pulverização do risco.

Conforme a análise de Varian (1993), a diversificação é a estratégia para que os investidores lidem com a incerteza quanto aos retornos esperados dos ativos, assim, tal incerteza é determinante para a tomada das decisões de investimento. Os investidores não levam em consideração somente o retorno dos portfólios, mas sua exposição ao risco, portanto, busca-se compor uma carteira que ofereça o máximo de retorno esperado diante do risco incorrido.

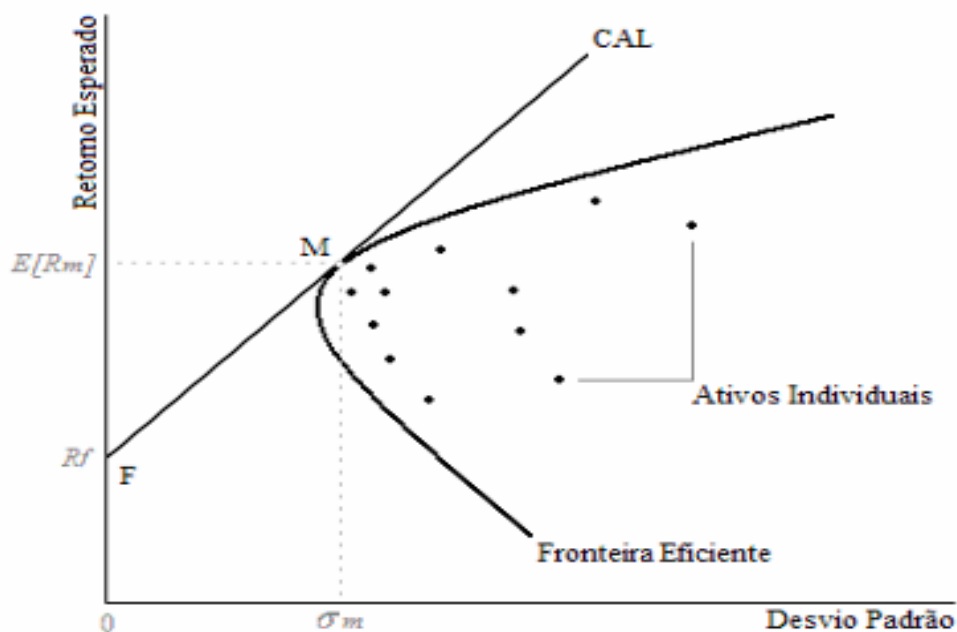
Luenberger (1998 *apud* GARTNER, MACHADO L. E MACHADO M., 2018) destaca que portfólios compostos por poucos ativos estariam sujeitos a grau elevado de risco, que pode ser representado por uma variância expressivamente maior. Desta forma, a variância dos retornos de um portfólio pode ser reduzida ao incluir ativos no portfólio, como uma estratégia de diversificação, ao passo que seriam selecionados ativos de diferentes níveis de risco.

Os estudos sobre a eficiência dos portfólios se intensificaram nos anos de 1950, e, em continuidade aos trabalhos apresentados por Markowitz (1952), que considerava como foco da pesquisa uma composição de ativos de maior risco, Tobin (1958, *apud* VARIAN, 1993) propôs a inclusão de ativos com menor risco na carteira. A partir disso, identificou que a representação dessa combinação entre risco e retorno de um portfólio eficiente resultava em uma linha reta, representada pela carteira CAL – *capital allocation line*, aponta Volpe (2010).



Conforme a Figura 1, a hipérbole retrata a combinação de retornos médios e desvio padrão dos retornos que podem ser obtidos a partir de um portfólio com ativos de maior risco.

**Figura 1** – Fronteira eficiente de portfólios



Fonte: Volpe (2010).

Os ativos livres de risco na Figura 1 apresentam desvio padrão igual a zero, que pode ser representado por um ponto no eixo vertical ( $0, R_f$ ). Ao traçar uma linha entre o ponto ( $0, R_f$ ) até o ponto ( $\sigma_m, E[R_m]$ ), obtém-se que toda carteira eficiente composta por ativos de risco e ativos livres de risco pode ser alcançada a partir da combinação de apenas duas carteiras — uma composta apenas pelos ativos livres de risco e a outra consistindo na carteira que rende a combinação risco-retorno ( $\sigma_m, E[R_m]$ ).

Como exemplo do caso acima, para que se obtenha retorno esperado e desvio padrão que esteja entre ( $0, R_f$ ) e ( $\sigma_m, E[R_m]$ ), aloca-se metade dos recursos no ativo livre de risco e a outra metade na carteira mais arriscada. Os pontos que estiverem à direita da carteira de risco podem ser alcançados, por exemplo, utilizando-se a estratégia de alavancagem: emprestar dinheiro à taxa  $R_0$  e reinvesti-lo na carteira de risco.

A partir da abordagem estabelecida pela teoria do portfólio, os estudos sobre o tema buscaram identificar uma carteira de mercado que pudesse ser representada considerando

o risco como principal fator para formação de preço dos ativos financeiros que a compõem. Conforme aponta Nakamura (2000), partindo da teoria fundamentada por Markowitz (1952), utiliza-se até os dias atuais o conceito de *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), desenvolvido nos anos de 1960 como um dos principais modelos empregados para estudar o comportamento de preços dos ativos de risco negociados no mercado.

A concepção do modelo CAPM foi estruturada por Sharpe (1964), assumindo uma variável definida como representação do retorno de mercado, e, portanto, torna-se possível compreender a relação de causalidade entre este retorno de mercado e variáveis macroeconômicas para investigar os movimentos de alta e de baixa nos índices, uma vez que as variáveis macroeconômicas podem ser utilizadas como medida do desempenho futuro de um ativo, na hipótese de possuírem uma relação direta com o movimento de elevação ou de queda (SILVA, 2012).

Considerando que os estudos sobre o funcionamento do mercado apontam que os portfólios são formados por uma seleção de ativos que estejam alinhados à expectativa de retorno para cada investidor, portanto, permitindo que sejam criadas diferentes carteiras com distintos níveis de risco a partir de cada ativo em sua composição, entender como funcionam as carteiras adotadas como referência para o mercado é um ponto fundamental para as pesquisas sobre o tema.

Na análise de Nakamura (2000), uma carteira de mercado pode ser compreendida como um portfólio formado por todos os ativos negociáveis na economia de um país. Esses ativos podem ser classificados como financeiros, aqueles que envolvem direitos primários referentes a fluxos de caixa futuros, ou como outros ativos representativos de riqueza do ponto de vista do investidor, sejam imóveis, obras de arte, raridades, entre outros. Em razão disto, dada a variedade de ativos que a compõem, torna-se muito difícil definir uma carteira de mercado, ainda que periodicamente.

Por outro lado, no mercado organizado, compreendido como mercado de bolsa e mercado de balcão, há maior facilidade para obter o valor e o preço dos ativos que são negociados, a exemplo do mercado de ações. Essa facilidade pode ser atribuída, entre outros fatores, a existência do serviço de *clearing*, que permite por meio de uma câmara de compensação viabilizar a relação entre compradores e vendedores de um mesmo ativo no mercado financeiro, registrando e processando as transações de compra e venda a determinado nível de preço.

A partir disso, para adotar uma carteira de mercado que possa ser utilizada como referência, utilizam-se *proxies* como representações aproximadas da fronteira eficiente de ativos de diferentes graus de risco, consolidados em um único portfólio que será seguido por todo o mercado. Portanto, para tal finalidade são criados os índices, compostos por ativos que atendem a determinados critérios estabelecidos para representar uma carteira teórica do mercado ao qual estão atrelados.

O Ibovespa é o principal indicador do mercado de ações brasileiro. Foi criado em 1968 para representar o desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade na bolsa de valores, atualmente conhecida como B3 – Brasil Bolsa Balcão. Conforme o Manual de definições e procedimentos dos índices da B3 (2021), este indicador é caracterizado como um índice de retorno total, que pode ser definido como um índice que busca refletir não somente as variações de preço dos ativos integrantes do próprio índice ao longo do tempo, mas também o impacto que eventos corporativos – tais como a distribuição de proventos pelas companhias emissoras desses ativos, teriam no retorno do índice.

Na carteira do Ibovespa, além de uma seleção de ativos que seguem alguns critérios, que serão explorados a seguir, são incorporados valores referentes a proventos pagos pelas empresas; juros sobre o capital próprio e dividendos, descontados no valor líquido do imposto; direitos de subscrição – empregando o cálculo do “preço com-direito” descontado do “preço ex-teórico”; valor de ativos recebidos que sejam diferentes em relação aos ativos inicialmente possuídos e; valor de quaisquer direitos de subscrição dos ativos diferentes em relação aos ativos originais.

Em vista destes componentes do índice indicados acima, faz-se necessário destacar a forma como o conceito de preço ex-teórico é empregado em sua metodologia. O valor total da carteira do índice é recalculado levando em consideração a distribuição de algum provento para determinado ativo integrante da carteira, de modo que o último dia de negociação daquele ativo antes da distribuição é conhecido como “com direito” e, após a distribuição, o provento em dinheiro – ou em quantidade de ativos no caso de um evento corporativo de grupamento ou desdobramento é distribuído de forma proporcional a todos os outros ativos integrantes da carteira.

As ações negociadas “com-direitos” são aquelas que mantêm, no preço, algum direito que ainda não foi exercido. Quando do exercício dos direitos contidos na ação, o

ativo torna-se “ex-direitos”. Em função dessa diferença, os ativos “com” e os ativos “ex” apresentam cotações distintas considerando o valor do direito incluído no preço “com”.

A composição do índice Ibovespa, definida na Metodologia do Índice Bovespa (2020) é dada por ações e *units* de ações das companhias listadas na B3, desde que atendam aos seguintes critérios: (i) estar entre os ativos elegíveis para o período de vigência das três carteiras anteriores, na ordem decrescente do Índice de Negociabilidade (IN), representando em conjunto 85% do somatório total desses indicadores; (ii) estar presente no pregão de 95% no período de vigência das três carteiras anteriores; (iii) ter participado em termos de volume financeiro maior ou igual a 0,1%, no mercado à vista para o período de vigência das três carteiras anteriores; e (iv) não ser classificado como *penny stock* – ações cuja cotação seja inferior a 1 real.

Os ativos integrantes da carteira teórica do Ibovespa são ponderados pelo valor de mercado registrado no *free float* – representação da totalidade de ativos em circulação, considerando a mesma espécie pertencente à carteira, limitando-se por meio de um critério baseado na liquidez dos ativos. A representatividade de um ativo no índice, inclusive nos casos das reavaliações periódicas, não poderá ultrapassar duas vezes a participação que o ativo teria, na hipótese que a carteira fosse ponderada pela representatividade dos índices de negociação individuais no somatório de todos os demais índices de negociabilidade dos ativos integrantes da carteira.

A carteira teórica do Ibovespa tem a vigência de quatro meses, considerando os períodos compreendidos entre janeiro e abril, maio a agosto e setembro a dezembro, entrando em vigor na primeira segunda-feira do mês inicial da vigência, ou no dia útil imediatamente posterior caso não haja negociação na B3. Com a passagem de cada quadrimestre, a carteira é ajustada utilizando-se a metodologia detalhada acima.

Outro índice muito observado pelos investidores e que será explorado nesta pesquisa é o IFIX, o Índice de Fundos de Investimento Imobiliário. Este índice começou a ser utilizado em 2011 com o objetivo de ser o indicador do desempenho médio das cotações de cotas emitidas pelos fundos de investimento imobiliário (FIIs) negociados na B3.

Assim como o Ibovespa e, conforme estabelecido na Metodologia do Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (2020), o IFIX também é um índice de retorno total, ou seja, considera a distribuição de proventos dos fundos de investimento

imobiliário no balanceamento de seu portfólio. No caso, considera-se para esses fundos eventuais grupamentos ou desdobramentos de cotas, direitos de preferência proporcionais na subscrição de novas cotas e os rendimentos – em sua maioria mensais, que são distribuídos aos cotistas.

Os critérios para inclusão seguem metodologia similar ao Ibovespa, considerando o índice de negociabilidade aplicado a cada uma das cotas integrantes da carteira do índice, além de também limitar a participação em 20% para cada fundo. Ademais, a periodicidade segue a mesma janela de divulgação das prévias e dos balanceamentos quadrimestrais.

Encerrando a conceituação teórica dos índices que serão estudados neste trabalho, apresenta-se o Índice de Mercado ANBIMA (IMA). A série histórica deste índice remete ao ano de 2001 e desde aquela época, o indicador possui como objetivo ser referência para os investimentos de renda fixa, permitindo que os investidores possam acompanhar simultaneamente o desempenho das aplicações e as opções de produtos que estão disponíveis no mercado.

De acordo com a Metodologia do Índice de Mercado ANBIMA (2021), o IMA pode ser definido como um agrupamento de vários indicadores que representam, em valor de mercado, a evolução de uma carteira de títulos públicos semelhante àquela que compõe a dívida pública interna nacional. Esta composição possui como fundamento permitir o grupamento de exatamente os mesmos títulos que integram a carteira da dívida pública, distribuídos na mesma proporção em que são alocados no respectivo portfólio.

Para que o índice possa suprir às necessidades dos investidores em relação às suas respectivas carteiras, a ANBIMA subdivide o IMA em outros três subíndices, considerando os indexadores dos títulos, sejam estes prefixados, indexados à inflação representada pelo IPCA e pós-fixados, atrelados à taxa Selic. Exceto pela carteira teórica de títulos pós-fixados, representada pelo IMA-S, as demais carteiras apresentam os cálculos dos subíndices tendo em vista os prazos de seus componentes. Vale destacar que dado o fato de que a Secretaria do Tesouro Nacional (STN) não mais emitir títulos indexados ao IGP-M – conhecidos como NTN-C e, que devido à baixa liquidez observada neste segmento, foi definida a construção de um índice agregado com a mesma formatação do IMA-Geral, porém, excluindo os títulos NTN-C. Assim, criou-se o índice

IMA-Geral ex-C. A atual configuração da família de índices IMA pode ser visualizada na Figura 9, no Apêndice deste trabalho.

Em relação às carteiras teóricas que compõem a família IMA, é importante destacar que sua composição é revista mensalmente, a partir das variações ocorridas no estoque de títulos e assim, mantendo a representatividade definida em sua metodologia. Para selecionar os títulos que irão compor as carteiras, considera-se as divisões por prazo de vencimento de cada título, variando de períodos iguais ou superiores a 1 ano e a 5 anos, como nos casos do IRF-M1+ e do IMA-B5+, por exemplo.

Outro ponto considerado para composição das carteiras teóricas é a apuração das quantidades de títulos disponíveis ao mercado três dias úteis antes da data de rebalanceamento das carteiras. Tal disponibilidade de títulos é alterada por meio de operações de compra ou venda realizadas pela STN, e, adicionalmente, os montantes dos vencimentos que sejam considerados elegíveis e que foram emitidos no âmbito do programa do Tesouro Direto também são incluídos nos cálculos das carteiras.

Sobre o cálculo empregado na metodologia da família IMA, utiliza-se o método do índice de Laspeyres. Conforme apontam Machado A. e Figueiredo (2008), o índice de Laspeyres apresenta uma média ponderada a partir de preços e de quantidades em um momento fixo no tempo, atuando como época-base do levantamento de dados. Assim, a ANBIMA pondera os preços dos títulos integrantes das carteiras pelas quantidades teóricas levantadas no período-base, de modo que variações na composição da carteira teórica não gerem impactos na rentabilidade do índice.

No cálculo de cada subíndice, a quantidade teórica de títulos é multiplicada pelos respectivos preços no período-base, obtendo-se o número de pontos no índice para cada título. O resultado gerado a partir da soma do número de pontos considerando todos os seus componentes corresponde ao valor do número-índice. Vale notar que cupons de juros e eventuais resgates ocorridos são contemplados no momento da apuração do valor do índice.

A descrição detalhada de como são calculados os índices Ibovespa, IFIX e IMA, bem como a demonstração de suas respectivas fórmulas estão destacada na seção Apêndice.

## 2.2 Variáveis macroeconômicas e seus impactos nos índices

A partir da abordagem vista na seção anterior, discorrendo sobre a teoria do portfólio de Markowitz (1952) e sua contribuição para o mercado de capitais e desenvolvimento de metodologias de índices, a presente seção busca expandir os tópicos abordados anteriormente, relacionando tais indicadores com as variáveis macroeconômicas.

Na análise de Nunes, Costa Júnior e Meurer (2004), o desenvolvimento do mercado de ações após a implementação do Plano Real, conforme visto anteriormente, permitiu que ao longo dos anos, este mercado se tornasse uma alternativa mais atrativa para empresas financiarem suas atividades e investidores encontrarem múltiplos interessantes para seu capital, incluindo a possibilidade de maior diversificação nos portfólios de investidores externos.

Neste aspecto, Carvalho (2000) reforça que a presença de capital estrangeiro a partir dos anos de 1990 foi um dos fatores fundamentais para que o mercado brasileiro vivenciasse essa fase de pujante crescimento. Grôppo (2004) complementa esta análise ao destacar que apesar do mercado de ações para vários países em desenvolvimento não apresentar um peso tão relevante, da mesma forma que é observado para países de economias com maior amadurecimento, a sua importância vem aumentando significativamente. O crescimento evidenciado no fluxo de investimento atesta que os mercados desses países estão se tornando mais atraentes e acessíveis para que os investidores estrangeiros busquem diversificar seus portfólios, portanto, como visto na seção anterior deste trabalho, maximizando os retornos esperados e minimizando os riscos incorridos por meio da pulverização de ativos com diferentes níveis de risco.

Entretanto, Nunes, Costa Júnior e Meurer (2004) ponderam que o cenário macroeconômico brasileiro envolto de inseguranças quanto às suas estruturas financeiras por vezes afeta a capitalização via mercado de ações, incorrendo em elevado grau de risco. Com isso, as ações acabaram ficando mais expostas a tais condições econômicas, sendo que estas podem ser tanto internas como externas. Como consequência, surgiram diferentes percepções em relação ao risco por parte dos investidores, o que acarretou uma exposição maior do real (R\$) a movimentos especulativos, além de exigir recorrentes intervenções do governo no mercado, colocando-o desta forma distante de sua principal

atribuição, voltada para fornecer condições viáveis para o processo de desenvolvimento econômico do país.

Considerando esta premissa de que o mercado acionário brasileiro reagiu às condições macroeconômicas, tanto pela perspectiva dos investidores quanto por aquela do governo enquanto agente responsável por políticas no setor, os estudos de Chen, Roll e Ross (1986) reforçam que as variáveis macroeconômicas de fato exercem um efeito sobre o mercado acionário, ao passo que afeta a capacidade das empresas emissoras dessas ações para geração de fluxo de caixa, a distribuição futura de dividendos e a taxa de desconto, atuando diretamente como um fator de risco no mercado de ações.

Assim, para validar a proposição de Chen, Roll e Ross (1986), Granger (1986) define uma relação de equilíbrio de longo prazo entre um conjunto de variáveis e os retornos esperados dos papéis. Para os autores, a aplicação de um modelo de cointegração, ou seja, integradas na mesma sequência e como uma combinação linear, este equilíbrio de longo prazo poderia apresentar vieses quanto aos resultados de causalidade obtidos pelos modelos econométricos. Considerando a importância desta discussão, a seção de metodologia deste trabalho irá retomá-la para fins de análise.

Para compreender a relação de causalidade entre as variáveis macroeconômicas com os índices de mercado, faz-se necessário conceituar cada uma das variáveis que serão abordadas nesta pesquisa, quais sejam a taxa de juros, a taxa de inflação, o PIB, a taxa de câmbio e a cotação internacional do petróleo, apresentando também o comportamento histórico registrado para o período analisado nesta dissertação.

O juro pode ser definido, conforme ponderam Samuelson e Nordhaus (1985) como o retorno pago para os recursos emprestados às empresas e pessoas, enquanto a taxa de juros representa o preço pago para contrair o empréstimo desse recurso por um determinado período. Na visão de Barbosa, Camêlo e João (2016), a taxa de juros natural representa em teoria o equilíbrio entre poupança e investimento no cenário de pleno emprego da economia, sendo representada em estatística como uma variável latente, ou seja, não observável.

Segundo Garcia e Didier (2003), quando uma economia passa pelo processo de uma abertura ao exterior, ela deixa de possuir um grau de liberdade para fixar sua taxa de juros. Esse fato ocorre em função da existência de fluxos de capitais. No caso de um regime de câmbio flutuante, por exemplo, uma taxa de juros muito baixa ocasionaria uma eventual



fuga de capitais, gerando uma contração monetária e, conseqüentemente, a elevação dos juros. Assim, existe uma série de possibilidades intermediárias envolvendo uma forma de controle sobre os fluxos de capitais. A partir da liberalização financeira ocorrida no início da década de 1990 no Brasil, observou-se a adoção de diversas formas de regimes cambiais e de controles sobre os fluxos de capitais.

Na análise de Grôppo (2006), o impacto da taxa de juros sob o mercado acionário é negativo, ao passo que uma redução na taxa de juros tende a gerar um movimento de investidores para aplicarem em ativos de maior risco, representados pelo mercado de renda variável, buscando auferir retornos maiores. O mesmo movimento também impulsiona um maior aporte em fundos de investimento imobiliário, na esfera de renda variável e que os investidores estariam dispostos a correr mais riscos visando um retorno esperado maior, em conjunto com uma agenda regular de rendimentos distribuídos por estes fundos.

Na contramão, a elevação da taxa de juros básica da economia tende a direcionar os investidores que aplicam no mercado de renda variável a substituírem tais aplicações por investimentos em renda fixa, buscando atrelar a rentabilidade de seus ativos à alta dos juros e assim, adotando uma estratégia preventiva a esses choques na taxa básica, ainda que ao custo de oportunidade de retornos maiores em investimentos mais arriscados.

Conforme apontam Carvalho e Sekunda (2020), o aumento da taxa de juros resulta na maior atratividade dos títulos de renda fixa para os investidores, ocasionando uma migração de fluxos de capital da renda variável para as aplicações no mercado de renda fixa, considerando a presença de menor grau de risco atribuído a essa modalidade de investimento. Assim, para que ocorra essa mudança dos fluxos, os investidores de renda variável realizam a venda de suas ações, gerando maior oferta e resultando na diminuição dos preços dos ativos.

A taxa básica de juros na economia brasileira é mensurada pelo Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia) e, conforme aponta Santos (2021) é utilizada também quando se faz necessário estipular o valor do capital em operações realizadas no mercado aberto de títulos públicos. Tais operações possuem como característica que a taxa média de um dia útil seja apurada pelo instrumento conhecido como TMS (Taxa Média Selic).

Para Feitosa (2002), a inflação pode ser definida como a contínua alta no nível de preços de bens e serviços de um país, afetando o poder aquisitivo da moeda. A inflação

pode originar-se dos custos, qual seja o processo inflacionário a partir do repasse do aumento do custo de produção unitário para o preço final; ou da demanda, que parte da indisponibilidade de bens ou serviços para atender à alta da demanda.

Conforme analisa Mankiw (1992), a taxa de inflação representa a variação percentual do nível de preços, sendo o Banco Central (BCB) responsável pelo controle da oferta de moeda, e, conseqüentemente, pela taxa de inflação. À medida em que o Banco Central mantém a oferta de moeda estável, o nível de preços permanece estável, enquanto se o BCB aumentar a oferta de moeda rapidamente, o nível de preços aumentará acompanhando este movimento. Assim, desde 1999, o Comitê de Política Monetária (COPOM) é responsável pelo cumprimento das metas de inflação na economia brasileira, que são definidas pelo Conselho Monetário Nacional (CMN).

Segundo Blanchard (2004), quando o endividamento público é elevado, o impacto no mecanismo de metas de inflação pode não funcionar de forma apropriada, ou mesmo sequer funcionar. Ao passo que as taxas de juros mais elevadas aumentam o endividamento, aumenta-se o risco de calote, da depreciação cambial, ao invés de apreciação e a inflação. Nesse sentido, Leichsenring (2004) aponta que como resposta à uma elevação da inflação, o BCB eleva a taxa de juros, e por conseqüência aumenta a dívida pública, o risco de calote e causa a depreciação cambial. Quanto mais o BCB adota essa política, maior a probabilidade de déficit na dívida pública e mais a moeda desvaloriza, refletindo em inflação.

Na abordagem de Merikas (2002 *apud* NUNES, COSTA JÚNIOR E MEURER, 2004), o autor observa que uma forte atividade econômica produz como efeito a inflação, induzindo os agentes responsáveis pela implementação de políticas a adotar medidas macroeconômicas contracíclicas. Neste aspecto, aponta que a reação negativa dos preços das ações frente ao aumento da atividade econômica e de seu desenvolvimento pode ser justificada caso os efeitos esperados para uma política contracionista sejam superiores ao ganho esperado oriundo do aumento dessa atividade. Esse movimento ocorre devido ao fato de que o incremento observado na produção para o período vigente já havia sido previsto e, portanto, foi incorporado aos preços dos ativos nos períodos passados, de modo que o impacto refletido nos preços atuais resulta da reação à política contracionista adotada pelos agentes em resposta à elevação da taxa de inflação.

Pimenta Júnior (2004) destaca que o aumento da inflação afeta a atividade econômica e o Ibovespa e, conforme evidenciado por Santos (2021), há uma relação negativa entre a taxa medida pelo IPCA (Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo) e o Ibovespa, uma vez que se identificou por meio do teste de Granger um resultado de causalidade significativo sob o retorno registrado para o Ibovespa.

Observando a economia internacional, os países possuem suas próprias moedas, atribuindo nomenclaturas e registrando cotações variadas, de modo que se torna necessário haver um ponto de encontro para compradores e vendedores dessas moedas. Tal ponto de encontro, conforme indica Maia (2003), define-se como o mercado cambial e, na visão de Ratti (2000), a taxa de câmbio apresenta-se como o instrumento que possibilita a relação direta entre os preços domésticos de mercadorias e de seus fatores produtivos com os preços correspondentes no mercado internacional.

Sobre as variações do Ibovespa, Pimenta Júnior e Higuchi (2008) mostraram que a taxa de câmbio PTAX – publicada pelo BCB e adotada pelo mercado como referência para a paridade entre o real e o dólar é a variável que melhor explica a relação existente com o índice no curto prazo. No longo prazo, entretanto, além de outras variáveis, Vartanian (2012) constatou que não há evidências de relação entre taxa de câmbio e o Ibovespa, observando-se um regime de câmbio flutuante.

O mercado de investimentos imobiliários pode ser destacado, entre outras modalidades de investimento, pelos REITs (*Real Estate Investment Trusts*), desenvolvidos nos Estados Unidos e representando um importante segmento da economia local, considerando que as empresas adquirem imóveis que, por sua vez são geradores de renda para distribuição aos investidores alocados nessa modalidade, conforme aponta Santos (2021). A estabilidade econômica presenciada no país, atrelada à baixa inflação e à atratividade para captação de recursos externos, considerando os cenários de instabilidade encontrados em outros países foram fatores primordiais para a constituição e amadurecimento do mercado de REITs.

O trabalho conduzido por Mueller e Pauley (1995) analisou a sensibilidade de REITs às variações das taxas de juros no período de 1972 a 1993, realizando uma divisão dos períodos considerando momento de elevação e de queda. Os autores concluíram que os REITs apresentam baixa correlação às variações das taxas de juros, considerando ambas as divisões por cenários ao período estudado. Neste sentido, He, Webb e Meyer

(2003) para entender eventuais contradições desse resultado, ampliaram a análise utilizando diferentes *proxies* para a taxa de juros, contemplando títulos de renda fixa privada, títulos do tesouro nacional americano, prêmio de risco de crédito e estrutura a termo de juros. Como resultado, concluíram que somente alterações nas taxas de títulos privados foram estatisticamente significantes para explicar o desempenho desses ativos entre 1972 e 1998.

No Brasil, há poucos trabalhos que abordem as relações de variáveis macroeconômicas com o IFIX e demais fundos imobiliários, valendo menção às pesquisas de Frade (2015); Maia e Souza (2015); Marchiori, Amorim e Weise (2015); e Santos (2021). O estudo de Frade (2015) apontou para uma relação negativa existente entre o IFIX e a Selic, porém, observando somente períodos de altas e baixas dos juros, não foram encontradas relações significativas. Maia e Sousa (2015) indicaram que as variáveis definidas como taxa de juros e o Índice Geral do Mercado Imobiliário (IGMI-C) demonstraram alto poder explanatório sobre as variações no IFIX, entretanto, essa influência não foi observada para uma relação significativa entre o IFIX e o Ibovespa. A análise de Marchiori, Amorim e Weise (2015) não encontrou resultados estatisticamente significativos de uma relação entre Ibovespa e IFIX, o que implica em um portfólio para reduzir a exposição ao risco, por meio da diversificação ao combinar fundos de investimento imobiliário e ações atrelados ao Ibovespa. Em sua pesquisa, Santos (2021) concluiu por meio de um modelo VEC – vetor com correção de erros que o IFIX, diferentemente do Ibovespa, apresenta maior variação à estímulos na atividade industrial da economia, ao passo que a taxa de câmbio afeta com maior intensidade o índice de ações do que o índice de fundos de investimento imobiliário.

Em relação às influências de variáveis macroeconômicas no mercado de renda fixa, seja para ativos pré-fixados ou pós-fixados, percebe-se que há poucos trabalhos sobre o tema produzidos no Brasil. Conforme a avaliação de Motta (2020), essas pesquisas possuem como escopo a análise sobre relação existente entre prazo e perfil da dívida pública, utilizando como base teórica pesquisas que abordem a política monetária brasileira para fundamentar os argumentos acerca de juros, inflação e câmbio.

Motta (2020) aponta que grande parte dos trabalhos acadêmicos estão direcionados ao tema observando a relação entre títulos públicos federais e variáveis macroeconômicas no mercado americano, como as pesquisas conduzidas por Fleming e Remolona (1997), Li (2002), Baker e Stein (2004), e Baker e Wurgler (2006), e em algumas economias de

países emergentes que possuem alguma semelhança com o Brasil, dos quais podem ser destacados Naik e Padhi (2012), Zouhaier e Kefi (2012), Spyrou (2013), Spyrou e Makrichoriti (2016), e Blommentein, Eijffinger e Qian (2016).

Os países emergentes ou aqueles que estejam em estágio de desenvolvimento econômico estão constantemente alternando entre ciclos de política fiscal e monetária, envolvendo processos do pró-cíclico para anticíclico em sua política fiscal, ou mesmo que estejam atuando de forma semelhante em relação à sua política monetária. Pode-se considerar que na maioria desses casos, os países elevam as taxas de juros como estratégia para proteção da moeda nacional em períodos mais desafiadores, evitando, portanto, que ocorra a saída de recursos internacionais e uma consequente depreciação da própria moeda, ou mesmo para proteger as empresas locais que contraem dívidas em dólares para realizar suas atividades.

Uma análise sobre as principais tendências existentes da correlação entre o estoque de títulos públicos e o mercado de ações aponta que são determinadas principalmente pela incerteza do mercado quanto aos cenários de inflação, com a taxa de juros real tendo menor significância. Dessa forma, a utilização de fatores macroeconômicos atuaria para balizar com maior precisão as decisões para alocação dos ativos dos investidores, resultando em uma combinação de portfólios entre títulos públicos, que tendem a apresentar menor grau de risco e ações com tendência ao maior risco.

Neste aspecto, vale notar que na análise de Li (2002), o autor demonstrou que a previsão sobre correlações do estoque de títulos públicos baseada em fatores macroeconômicos auxilia na adoção de melhores decisões para a composição de portfólios. Este estudo permitiu expandir o escopo acerca da literatura para todos os mercados do G7, reforçando as conclusões que apontam para, em primeiro lugar, a incerteza quanto à inflação esperada no longo prazo, que desempenha um papel relevante para determinar as principais tendências dessas correlações e, em segundo lugar, que a incerteza em relação aos fatores macroeconômicos, como a taxa de juros real e a inflação também impactam o retorno de títulos e ações.

### **2.3 Revisão de pesquisas empíricas**

Nesta seção, algumas das pesquisas que abordam as relações existentes entre variáveis macroeconômicas e índices de mercado são elencadas como parte da revisão

teórica das principais contribuições ao tema, apresentando de forma consolidada o atual estado da arte em pesquisas acadêmicas produzidas nacional e internacionalmente.

Alguns dos trabalhos já citados nesta pesquisa serão referenciados com uma análise sobre seus objetivos de estudo e resultados obtidos e, outras pesquisas serão relacionadas com base nos levantamentos bibliográficos realizados. Para tanto, foi estruturada no Quadro 1 uma relação de estudos sobre o tema selecionados para esta dissertação.

**Quadro 1** – Estudos empíricos nacionais e internacionais sobre o tema

Autor(es) e ano de publicação	País(es) e período analisados	Variáveis utilizadas	Resultados obtidos
Li (2002)	G7 – EUA, Reino Unido, França, Alemanha, Japão, Canadá e Itália (1958-2001)	Inflação, produção industrial, títulos do tesouro dos EUA ( <i>T-bill</i> ) de curto e longo prazos e PIB	A incerteza em relação a inflação esperada no longo prazo apresentou-se como o fator macroeconômico mais relevante entre os demais. Observou que os efeitos da inflação não esperada e da taxa de juros real também apresentaram resultados estatisticamente significantes, porém em nível menor.
Merikas (2002)	Alemanha (1960-2000)	Inflação, índice de ações DAX, emprego, produção industrial, formação de capital fixo e vendas do varejo	Identificou uma relação negativa entre o aumento do nível de emprego e o retorno das ações, argumentando que o aumento do emprego representa uma elevação esperada na inflação, resultando em um impacto negativo sobre os resultados das empresas e, assim, diminuindo o retorno das ações.
He, Webb e Meyer (2003)	EUA (1972-1998)	Taxas de juros representadas por títulos públicos dos EUA, títulos privados, <i>spread</i> entre títulos	Somente alterações nas taxas de títulos privados foram estatisticamente significantes para explicar o desempenho dos ativos de REITs.

		privados e públicos de longo prazo, <i>T-bill</i> e ativos de REITs de <i>equity</i> e hipotecas.	
Nunes, Costa Júnior e Meurer (2004)	Brasil (1995-2004)	Ibovespa, inflação, taxa de juros, PIB e câmbio.	Identificaram uma relação negativa entre a taxa de inflação e os retornos observados no Ibovespa, além de uma relação positiva entre atividade econômica e retornos médios do índice. Adicionalmente, obtiveram uma relação negativa entre a taxa de juros e os retornos de mercado, porém, os resultados não demonstraram significância estatística.
Grôppo (2006)	Brasil (1995-2005)	Inflação, Ibovespa, taxa de juros real, taxa de câmbio, salário nominal e renda nacional.	As taxas de juros de curto e de longo prazos impactam contemporaneamente o Ibovespa. A maior sensibilidade identificada para o índice se deu pela taxa de câmbio, confirmando que na função de impulso-resposta o câmbio é a variável com maior poder explanatório.
Gan <i>et al.</i> (2006)	Nova Zelândia (1990-2003)	Índice de ações local (NZSE40), taxa de inflação, da taxa de câmbio, PIB (GPD), oferta de moeda (M1), taxas de juros de longo prazo e de curto prazo e o preço doméstico do petróleo em dólares neozelandeses	Os efeitos sobre o índice de ações NZSE40 podem ser explicados pelas variáveis LR, SR, M1 e GDP. Choques ocasionados por inovações nas variáveis EX, CPI, LR e GDP em relação ao índice apresentaram impactos consistentes, conforme constatado em outras pesquisas empíricas sobre o tema.
Pimenta Junior e Higuchi (2008)	Brasil (1994-2005)	Inflação, Ibovespa, taxa de câmbio e taxa de juros	Os resultados apontaram que a taxa de câmbio (PTAX) é a variável que apresentou nível de causalidade mais

			elevado em relação ao Ibovespa. Porém, nenhuma das variáveis selecionadas apresentaram uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa.
Gay Jr. (2008)	BRIC – Brasil, Rússia, Índia e China (1999-2006)	Índices de ações locais, taxa de câmbio e preço do petróleo	Não foi identificada uma relação estatisticamente significativa entre essas variáveis e os índices dos mercados de ações dos países. Outras variáveis como PIB, inflação, distribuição de dividendos ( <i>dividend yield</i> ), taxas de juros e balança comercial podem apresentar algum poder explanatório sobre os preços esperados das ações.
Chang (2009)	EUA (1965-2007)	S&P500, <i>dividend yield</i> e taxa de juros	Aplicou modelos de GJR-GARCH para analisar o efeito de variáveis macroeconômicas sobre o retorno de ações no mercado EUA. O resultado obtido indicou que as variáveis apresentam influência significativa sobre o retorno das ações e em sua volatilidade, ao passo que também há um fator de influência em relação ao preço desses ativos que é atribuído ao valor descontado de fluxo de caixa futuro das empresas.
Silva (2012)	Brasil (1995-2010)	Ibovespa, taxa de câmbio, taxa de juros, inflação e índice de produção industrial como <i>proxy</i> do PIB.	Analisou a relação de causalidade adotando testes de cointegração de Johansen e de Granger. Os resultados indicaram que ocorreu uma sinalização positiva do PIB e outra negativa da inflação e da taxa de câmbio sobre o Ibovespa. A taxa de juros não apresentou significância estatística e a variância do Ibovespa



			foi explicada em mais de 90% por ela mesma.
Engle, Ghysels e Sohn (2013)	EUA (1890-2010)	Índice de preços do produtor (PPI - <i>Producer price index</i> ), inflação e produção industrial (IP - <i>Industrial production</i> )	Utilização de modelos GARCH-MIDAS para identificar que a volatilidade de longas séries temporais sofrem efeitos de longo prazo pela produção industrial e pela taxa de inflação.
Anand, Paul e Ramachandran (2014)	Índia (2000-2012)	Produção de petróleo bruto, S&P CNX NIFTY	Os resultados obtidos a partir da utilização de um modelo GARCH bivariado indicaram que as flutuações na produção e petróleo bruto afetam significativamente a volatilidade dos retornos do mercado de ações, sendo os efeitos ainda mais fortes em período após crise financeira na economia global.
Ahmadi, Manera e Sadeghzadeh (2015)	EUA (1973-2013)	Agregado dos retornos do mercado de ações e da indústria nos EUA, produção de petróleo bruto, estoque de petróleo bruto e preço do petróleo.	Os resultados encontrados pelos autores apontam que os retornos do mercado de ações nos EUA respondem de formas diferentes aos choques nas variáveis de petróleo, dependendo das causas dos choques. As funções de impulso-resposta apontaram que choques de demanda são aqueles com maior significância de impacto sobre os retornos do mercado acionário.
Bastianin, Conti, Manera (2015)	G7 – EUA, Reino Unido, França, Alemanha, Japão, Canadá e Itália (1973-2015)	Produção e preço mundial de petróleo bruto, agregado de atividade econômica e índices de ações	Os autores utilizaram um modelo VAR e analisaram, a partir dos resultados de funções de impulso-resposta que choques de demanda na produção de petróleo bruto afetam significativamente a volatilidade dos mercados de ações dos países do G7.

Jamaludin, Ismail e Manaf (2017)	ASEAN - Singapura, Malásia e Indonésia (2005-2015)	Índices de ações locais, inflação, oferta de moeda e taxa de câmbio	O resultado a partir das regressões demonstrou que os mercados de ações são afetados pelas variáveis de inflação e taxa de juros, ao passo que a variável de oferta de moeda se mostrou estatisticamente insignificante. Além disso, constatou-se que a inflação apresentou um impacto maior e inverso em relação ao mercado acionário.
Gartner, Machado L. e Machado M. (2018)	Brasil (1999-2017)	Ibovespa, inflação, taxa de juros, PIB, oferta de moeda, nível de importações, nível de exportações e taxa de câmbio	Aplicação do modelo Markov-switching dinâmico com mudança na variância para verificar relações de longo prazo existentes entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. Os autores concluíram que taxa de juros, PIB, oferta de moeda, níveis de importações e exportações e taxa de câmbio possuem relação de longo prazo com os retornos do índice, enquanto a inflação não apresentou tal relação.
Kobunda e Nogueira Jr. (2019)	Brasil (2001-2016)	Ibovespa, retornos diários do Ibovespa	Aplicação de modelos GARCH, EGARCH e TARCH para analisar a volatilidade do Ibovespa sobre os retornos do próprio índice. Os autores identificaram a presença dos efeitos persistência e de alavancagem, a medida em que a volatilidade se apresentou maior em períodos de choques negativos.
Carvalho e Sekunda (2020)	Brasil (1997-2018)	Ibovespa, IBRX-100, PIB e taxas de juros (Selic e DI)	Não foram identificadas relações de causalidade que fossem estatisticamente significativas tanto para PIB quanto para a Selic frente aos índices, contrariando as

			expectativas dos pesquisadores em relação a essas variáveis.
Bernadelli e Castro (2020)	Brasil (2003-2019)	Ibovespa, PIB, taxa de câmbio, taxa de juros, Dow Jones, receita do governo e necessidade de financiamento do governo	Identificou que a variável PIB está positivamente relacionada com o Ibovespa, justificando como uma fonte de recursos para investimentos privados. A taxa de câmbio e a taxa de juros apresentaram relação negativa, em linha com outras pesquisas. A variável de receita governo apresentou relevância estatística, resultando em impacto positivo frente ao Ibovespa como uma <i>proxy</i> para ferir nível de atividade econômica.
Motta (2020)	Brasil (2004-2016)	IMA (IRF-M, IMA-B5 e IMA-B5+), PIB, Selic, dívida líquida, taxa de câmbio, <i>proxies</i> de risco do Ibovespa, <i>spread</i> bancário e índice de volatilidade do mercado americano (VIX)	O autor verificou que não há significância estatística para os choques do PIB sob os índices, enquanto a desvalorização cambial apresentou impacto negativo em relação aos indicadores. Para todas as variáveis macroeconômicas, o IMA-B5 mostrou-se como o índice com maior relação entre os choques, portanto, representando o indicador com maior prazo médio e <i>duration</i> .
Santos (2021)	Brasil (2015-2019)	Ibovespa, IFIX, taxa de juros, inflação, produção industrial, taxa de câmbio, S&P 500 e preço do petróleo	Análise dos impactos sobre os índices Ibovespa e IFIX, aplicando um modelo econométrico de vetor com correção de erros (VEC). O autor constatou por meio da função de impulso-resposta que ambos os índices reagem diferentemente quanto aos choques macroeconômicos. Além disso, entre as variáveis, a taxa de câmbio apresentou-se como a variável com

maior poder explanatório sobre o Ibovespa.

Andrade, Muntaser e Prado (2022)	Brasil (2011-2020)	PIB, taxa de juros, taxa de câmbio, inflação e desemprego	Os autores identificaram uma relação negativa entre a taxa de juros e o comportamento dos preços de ações de empresas do setor financeiro. A variável PIB apresentou reação positiva sobre os preços do mesmo conjunto de ações.
Nunes, Santos e Ferrarini (2023)	Brasil (2000-2018)	Ibovespa, taxa de juros, taxa de câmbio, Risco Brasil (EMBI+) e inflação	Aplicação de um modelo VEC para avaliar os efeitos de curto e longo prazos sobre o Ibovespa. Foi constatado que a taxa de câmbio apresentou impacto positivo no longo prazo, ao passo que a inflação registrou efeito negativo. Adicionalmente, foi sugerido que as variações no Ibovespa sofrem forte influência do próprio índice.

---

Fonte: Elaboração própria.

Para analisar o retorno de ações e títulos nos países integrantes do G7, Li (2002) adotou para a pesquisa, a partir das bases de dados IFS-IMF, as variáveis macroeconômicas (i) inflação mensal, obtida pelo do índice de preços do consumidor (*Consumer Price Index – CPI*), (ii) os dados mensais do índice da produção industrial (*Industrial Production Index- IP*), (iii) os títulos do tesouro dos Estados Unidos (*T-bill*) como taxa de juros de curto prazo, e (iv) os dados trimestrais do PIB (*Gross Domestic Product – GDP*). A partir dessas variáveis, o autor partiu para estimação de alguns parâmetros para análise dos retornos.

Li (2002) mensura a inflação esperada de curto prazo e de longo prazo considerando o modelo geral da curva de Phillips, atribuindo que a inflação esperada de curto prazo pode ser obtida a partir de um modelo BVAR – vetorial autorregressivo bayesiano com as variáveis inflação mensal, índice IP e a taxa do *T-bill*, considerando uma série de dados de 1958 a 2001 para os países do G7. A inflação esperada de longo prazo foi adotada

levando em consideração que as ações e os títulos são ativos considerados de longo prazo, ao passo que a *duration* – medida de risco de um ativo em relação ao seu prazo de vencimento, supera o horizonte de curto prazo de inflação esperada. Para esta variável o autor adotou dados do PIB real como *proxy* do efeito de longo prazo, descontando da taxa média do PIB dos últimos 5 anos de títulos de longo prazo.

Na sequência, foram estimadas as variáveis de taxa de juros real (*Real Interest Rate* – *RINT*) a partir da diferença entre as taxas de *T-bill* e a inflação esperada de curto prazo, de inflação não-esperada partindo do de um modelo BVAR da inflação esperada de curto prazo e, por último, de um componente exclusivo de ações (*Stock Unique Component* – *STQ*) como um fator obtido pela regressão do retorno diário de ações frente ao retorno diário dos títulos, considerando o desvio padrão dos resíduos da regressão como *proxy* do *STQ*.

Como resultado das regressões para verificar os efeitos na correlação entre os retornos de ações e títulos, Li (2002) verificou que a incerteza em relação a inflação esperada apresentou-se como o mais relevante entre outros fatores macroeconômicos, principalmente quanto aos efeitos de longo prazo. Não obstante, foi observado que os efeitos da inflação não esperada e da taxa de juros real também apresentaram resultados significantes, porém em nível menor comparado ao primeiro resultado.

Considerando o período abordado na análise, verificou-se que a crise do petróleo ocorrida nos anos de 1970 e a subsequente estagflação nas economias de muitos países industrializados resultaram em uma elevada e persistente expectativa quanto à inflação por cerca de uma década. Dessa forma, a preocupação de investidores acerca do aumento inflacionário impactou de forma significativa na precificação dos ativos, implicando nos movimentos correlacionados entre os retornos de ações e títulos.

Este resultado também pode ser observado na pesquisa de Merikas (2002), considerando que se verificou o efeito da inflação esperada sobre o retorno dos ativos. Em sua pesquisa, analisou a partir do modelo VAR – vetorial autorregressivo a relação negativa entre o aumento do nível de emprego e o retorno das ações na Alemanha no período de 1960 a 2000, explicando que o aumento para o emprego indica um aumento esperado na inflação, o qual resulta em um impacto negativo sobre os resultados das empresas e, portanto, diminuindo o retorno das ações.

Como alternativas para diversificação de investimento, Li (2002) conclui pontuando que o fato da correlação positiva entre os retornos desses papéis com o risco inflacionário apresenta uma mensagem preocupante aos investidores, dado que durante os períodos quando este risco esteve elevado, os retornos de ambos os ativos apresentaram maior volatilidade, portanto, estimulando que os investidores adotassem maior diversificação de suas aplicações para pulverizar o risco de suas carteiras.

Nunes, Costa e Meurer (2004) analisaram primeiramente a relação existente entre a taxa de inflação e os retornos do Ibovespa. Como resultado da pesquisa, objetivaram a rejeição da denominada “hipótese fisheriana modificada”, indicando que os retornos no mercado acionário brasileiro não podem ser adotados como estratégia perfeita para proteção (*hedge*) contra a taxa de inflação esperada. Os autores também rejeitaram a hipótese atribuída como “*proxy effect*”, elaborada por Fama (1981), considerando que durante os testes realizados na pesquisa, não foi constatada uma relação negativa entre as taxas de inflação e o nível de atividade econômica, como proposto por essa hipótese.

Os testes para ambas as hipóteses foram realizados a partir de um modelo ARIMA – autorregressivo integrado de média móvel, regredindo os níveis de inflação contra a taxa de crescimento da atividade real da economia. Por outro lado, os resultados obtidos tenderam a confirmar a proposta da curva de Phillips, que demonstra uma relação positiva existente entre inflação e atividade econômica, considerando termos reais. Porém, a relação negativa entre a taxa de inflação e os retornos observados no mercado acionário brasileiro foi verificada, da mesma forma em que pode ser constatada a relação positiva entre atividade econômica e retornos médios do Ibovespa.

Além destes testes iniciais, Nunes Costa e Meurer (2004) avaliaram a relação dinâmica das variáveis macroeconômicas PIB, taxa de juros, câmbio e inflação com o mercado de ações brasileiro, empregando um modelo VAR. Os resultados mostraram que há uma influência significativa dos retornos de mercado para previsão das taxas futuras de inflação. Não obstante, constatou-se a relação negativa entre a taxa de juros e os retornos de mercado, porém, os resultados não demonstraram significância estatística. A partir dessas informações, evidenciou-se que o BCB reage às oscilações das variações no mercado alterando as taxas de juros, porém de maneira indireta, com o objetivo de conter possíveis pressões inflacionárias.

Quanto ao PIB, as variações encontradas pelos autores frente às oscilações do mercado não demonstraram relações estatisticamente significativas, portanto, contrariaram as suposições acerca de que o mercado acionário antecipa variações nos fluxos de caixa futuros esperados, o que também foi refutado sob a ótica do nível de atividade econômica futura. Por outro lado, a pesquisa de Bernadelli e Castro (2020) indicou uma relação positiva entre o PIB e o Ibovespa, justificando que tal relação resulta da maior disponibilidade de recursos para investimentos privados, ao passo que com o incremento da atividade econômica, as empresas tendem a auferir maiores lucros e distribuir maiores dividendos e, portanto, eleva-se a demanda no mercado acionário. O mesmo resultado foi observado por Andrade, Muntaser e Prado (2022), ao apontarem uma relação positiva entre a atividade econômica representada pelo PIB com os preços das ações de empresas do setor financeiro.

Sobre a análise de Nunes *et al.* quanto ao câmbio, apurou-se que as variações originadas do Ibovespa podem ser explicadas a partir das variações observadas na taxa de câmbio real. Essa constatação de também foi verificada na aplicação do VAR por Pimenta Júnior e Higuchi (2008), que destacaram a taxa de câmbio PTAX como aquela que melhor explica movimentos no Ibovespa. Por outro lado, os últimos autores destacaram que grande parte dos desvios decorrentes da variância do Ibovespa é explicada por inovações presentes no próprio índice. Este movimento de inovação é conhecido como *Innovation Accounting* – função de resposta ao impulso e decomposição da variância, determinado por Sims (1980) para análise da correlação entre inovações nas variáveis selecionadas.

Gan *et al.* (2006) adotaram para seu estudo sobre a Nova Zelândia as variáveis macroeconômicas do índice de ações local (NZSE40), da taxa de inflação (*Consumer Price Index – CPI*), da taxa de câmbio (*Exchange rate – EX*), do PIB (*GPD*), da oferta de moeda (*M1*), das taxas de juros de longo prazo (*Long term interest rate – LR*) e de curto prazo (*Short term interest rate – SR*), e o preço doméstico do petróleo em dólares neozelandeses (*Domestic retail oil price – ROIL*), para o período de 1990 a 2003.

Os autores empregaram testes de cointegração, especificamente, de Johansen e de causalidade de Granger para determinar a relação entre o NZSE40 e as demais variáveis, observando efeitos de curto e de longo prazos, adotando a análise de impulso-resposta para inovações ocorridas nas variáveis. Como resultado, identificaram que o índice de ações é consistentemente explicado pelas variáveis LR, SR, M1 e GDP, além de constatarem que o impacto de choques ocasionados por inovações nas variáveis EX, CPI,

LR e GDP em relação ao NZSE40 foi consistente e em linha com outras pesquisas empíricas sobre os resultados dos mercados de ações.

Pimenta Júnior e Higuchi (2008) realizaram o teste de causalidade de Granger para validar que a PTAX apresentou maior nível de influência em comparação às outras variáveis, contudo, a hipótese nula de não causalidade foi rejeitada apenas ao nível de 25%, concluindo que, na verdade, nenhuma variável demonstrou relação estatisticamente significativa sobre o índice Ibovespa.

Gay Jr. (2008), analisou as relações existentes entre o mercado acionário e as variáveis de taxa de câmbio e preço do petróleo para os países do BRIC – Brasil, Rússia, Índia e China para o período de 1999 a 2006, com dados obtidos da base da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico) utilizando um modelo ARIMA de Box-Jenkins para averiguar os impactos sobre os respectivos índices de ações. Como resultado, o autor não identificou uma relação estatisticamente significativa entre essas variáveis e os índices dos mercados de ações dos países, considerando que este ponto não é inesperado dado que outras variáveis como PIB, inflação, distribuição de dividendos (*dividend yield*), taxas de juros e balança comercial podem apresentar algum poder explanatório sobre os preços esperados das ações.

Jamaludin, Ismail e Manaf (2017) avaliaram os efeitos das variáveis inflação, oferta de moeda (*Money supply – MS*), e taxa de câmbio (*Exchange rate – ER*) para três países da ASEAN (*Association of Southeast Asian Nations*), sendo estes Singapura, Malásia e Indonésia) para o período de 2005 a 2015. O resultado obtido a partir das regressões indicou que os mercados de ações são afetados pelas variáveis de inflação e ER, ao passo que a variável MS se mostrou estatisticamente insignificante. Não obstante, observou-se que a inflação apresentou um impacto maior e inverso sobre o mercado acionário, o que sustenta o argumento para implementação de políticas monetárias contractionistas para impulsionar o mercado de capitais desses países da ASEAN.

Carvalho e Sekunda (2020) investigaram a existência de uma relação de longo prazo entre as séries de retornos do mercado acionário brasileiro frente a duas variáveis macroeconômicas, representadas pelo PIB e pela taxa de juros, no entanto, com maior enfoque sobre a última variável. Os autores realizaram testes de cointegração e de causalidade de Granger entre séries temporais do Ibovespa e do IBRX-100 (Índice Brasil 100) com a taxa DI (Depósitos Interfinanceiros), Selic e PIB para o período de 1997 a



2018. Nos resultados, não foram identificadas relações de causalidade que fossem significativas tanto para PIB quanto para a Selic frente aos índices, contrariando as expectativas dos pesquisadores para estas variáveis.

A análise de Grôppo (2006) contemplou o período de 1995 a 2005 para compreender a relação dinâmica entre variáveis de política monetária e o Ibovespa. Para realização do estudo, o autor adotou uma série de modelos e testes, empregando o VAR, os testes de raiz unitária para séries estacionárias, o VEC e a cointegração. Como resultado, constatou-se que no curto prazo, há impactos das taxas de juros e especialmente do câmbio sob o índice Ibovespa. Nesse sentido, Vartanian (2012) apurou evidências para a presença do efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços de *commodities* e da taxa de câmbio para o Ibovespa no período entre 1999-2010, a partir da utilização de um modelo VAR e de testes de cointegração. Nos resultados, assim como Grôppo (2006), identificou que a taxa de câmbio exerceu maior impacto sobre o Ibovespa no curto prazo, porém, no longo prazo, não foram encontradas evidências estatisticamente significativas para essas relações. A constatação de um maior impacto da variável cambial sobre o Ibovespa também foi apresentada nos estudos de Santos (2021), após a realização de testes de raiz unitária e implementação do VEC na análise.

O estudo de Motta (2020) para o mercado de renda fixa contemplou os subíndices do IMA definidos por IRF-M, IMA-B5 e IMA-B5+ frente as variáveis de PIB, Selic, dívida líquida e câmbio, além de *proxies* de risco atribuídas ao Ibovespa, *spread* bancário e índice de volatilidade do mercado americano (VIX), para o período de 2004 a 2016, empregando o VAR complementado com o teste de Granger para determinar a causalidade. Como conclusão, o autor apurou que não foi verificada significância para os choques do PIB sob os índices, ao passo que a desvalorização cambial apresentou impacto negativo quanto aos indicadores adotados na pesquisa. Para todas as variáveis macroeconômicas, o IMA-B5 é o índice com maior relação entre os choques, considerando ser o indicador com maior prazo médio e *duration*, mostrando-se como um ponto importante para discorrer sobre diferenças entre os mercados de renda fixa e renda variável para curto e longo prazos.

### 3. Metodologia

Para avaliar os impactos das variáveis macroeconômicas sobre os índices Ibovespa, IFIX e IMA, no período entre 2011 e 2021, esta pesquisa adotou além da abordagem teórica em seu referencial, métodos quantitativos que permitam analisar o comportamento dos dados selecionados para estudo. Nesta seção, as informações sobre os fechamentos mensais dos índices, bem como o registro de dados históricos das variáveis macroeconômicas serão apresentados para encontrar possíveis relações que se justifiquem – ou não, com base na bibliografia proposta.

O período escolhido para a dissertação mostrou-se relevante para compreender quais as consequências observadas nos índices de mercado após os movimentos capturados ao final da primeira década dos anos 2000, considerando que a economia brasileira havia passado por um crescimento consistente atrelado a fatores internos e externos. Além disso, os anos seguintes foram marcados por contrastes e instabilidade no cenário local, à luz do movimento de recessão entre os anos de 2014 e 2016, da retomada econômica e diminuição da pressão inflacionária e da taxa de juros entre 2017 e 2019, e os cenários afetados pela pandemia entre 2020 e 2021, embora valha ressaltar que nesses últimos dois anos mencionados, as análises sobre o tema ainda são impactadas pela incerteza global que persiste atualmente.

#### 3.1 Dados

Para tratar sobre as variáveis adotadas nesta pesquisa, as séries de dados foram obtidas conforme descrição a seguir:

- I. Taxa de Inflação (INF): O indicador utilizado nesta estimativa de inflação é o IPCA, representando o índice oficial do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) pelo modelo de metas de inflação. Os dados mensais foram obtidos da própria base do IBGE.
- II. Taxa de Juros (IR): A Selic representa a taxa básica de juros adotada na economia brasileira. A série mensal da taxa Selic “over” foi obtida na base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA), disponível no Ipeadata. Os dados mensais adotados para esta variável foram transformados e interpretados em termos anuais, em vista de uma melhor estimativa para o modelo econométrico.

- III. Taxa de câmbio (ER): Refere-se à taxa PTAX expressa na relação R\$/US\$. Os dados mensais para a série foram consultados nas bases do BCB e do Ipeadata.
- IV. PIB (GDP): As séries temporais do PIB são divulgadas mensalmente pelo Banco Central, por meio do Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br). Adotou-se este índice como *proxy* do PIB, pois os dados divulgados pelo IBGE apresentam informações trimestrais, diferentemente das demais séries de dados utilizados nesta pesquisa e que, portanto, necessitam contemplar o mesmo intervalo temporal.
- V. Preço do petróleo (OIL): Os dados mensais para a cotação internacional do petróleo, expressa em US\$ foram obtidos a partir da base disponibilizada no Ipeadata.
- VI. Ibovespa (IBOV): O índice de ações da B3 é representado pela carteira teórica de ativos composta por critérios de negociabilidade. A série histórica mensal foi obtida do *market data* da B3.
- VII. IFIX: O índice de fundos de investimento imobiliário da B3 representa a carteira teórica de ativos que seguem determinado critério de negociabilidade. A série histórica também foi obtida do *market data* da B3.
- VIII. IMA-Geral (IMA): Este índice representa o grupamento de outros indicadores da ANBIMA que medem, em valor de mercado, a evolução da carteira de títulos públicos que se assemelha à carteira da dívida pública interna do Brasil. Os dados foram consultados na ANBIMA.

A escolha dessas variáveis fundamenta-se na literatura apresentada nas seções anteriores e no entendimento dos indicadores de mercado adotados como referência. Conforme visto na primeira seção, os índices Ibovespa e IFIX representam os principais indicadores dos mercados acionário e de fundos de investimento imobiliário no Brasil, considerando sua metodologia de cálculo para seleção de ativos elegíveis e relevância para a tomada de decisão dos investidores ao buscarem estratégias que visam superar as carteiras de mercado. Este mesmo tópico foi avaliado para o IMA, considerando sua representatividade para o mercado de renda fixa, tendo em vista que a composição do índice por títulos públicos, tradicionalmente precificados pelo mercado como ativos que apresentam alta liquidez e baixo risco de crédito, configura um importante fator para comparação entre os retornos de ativos classificados nesta modalidade, que integram

portfólios com abordagem mais conservadora frente a cenários de risco e permitindo realizar análises comparativas com os indicadores do mercado de renda variável.

Sobre as variáveis macroeconômicas, as pesquisas apontaram uma relevância para a taxa de juros, considerado como um dos fatores mais significativos para a decisão de empresas e investidores para exposição a conjunturas mais arriscadas e com custo de capital mais elevado. A variável também se mostrou relevante para buscar possíveis explicações para diferenças entre o comportamento dos índices de renda fixa e renda variável. Diante da literatura sobre o tema, a expectativa para análise dos impactos da taxa de juros é uma relação negativa para os índices Ibovespa e IFIX, ao passo que o resultado previsto para o IMA seja de uma relação positiva.

A taxa de câmbio, conforme apontando em alguns dos trabalhos, foi a variável com maior poder explanatório sobre os impactos nos índices, estimulando este estudo para compreender tal relação. Em linha com estes trabalhos, espera-se que a taxa de câmbio apresente efeitos negativos sobre o comportamento dos índices de renda variável, à medida que a desvalorização cambial indicou um efeito adverso no mercado acionário estudado por outros autores. Em contrapartida, o mercado de renda fixa pode encontrar um fator de influência positiva, ao passo que investidores busquem maior proteção em ativos de menor volatilidade frente ao câmbio desfavorável.

Considerando o histórico inflacionário brasileiro, faz-se necessário avaliar se a volatilidade registrada ao longo dos períodos para esta variável, além dos efeitos produzidos para a economia no geral, também gera impactos nos resultados registrados no mercado de capitais. Nesse sentido, os efeitos gerados para o Ibovespa e o IFIX tendem a ser negativos ao revisitar o referencial teórico, enquanto uma carteira teórica composta por títulos indexados à inflação sinaliza para uma possível relação positiva. Diferentemente do registro de inflação, o PIB pode apresentar uma relação positiva para todos os índices, na expectativa de que a atividade econômica aquecida proporcione um retorno esperado sobre os índices de forma positiva.

Adicionalmente, o petróleo é uma *commodity* utilizada como insumo-base de vários materiais produzidos na indústria e a principal fonte de combustível para a maioria dos meios de transporte aéreos e terrestres, sendo cotado a preços internacionais e com demanda em larga escala no Brasil e no mundo, de modo que a variação de seu preço afeta as economias globalmente, podendo produzir efeitos sobre o mercado de capitais.

O aumento no preço do petróleo pode indicar impactos sobre a elevação inflacionária e, conseqüentemente, da taxa de juros, conforme sugere a literatura. Portanto, o resultado esperado no mercado de renda variável a partir da elevação do preço do petróleo condiz com um efeito negativo sobre os índices, enquanto para o mercado de renda fixa a expectativa volta-se para um impacto positivo, à medida que ativos de menor exposição ao risco possam se beneficiar do cenário adverso.

Consolidando os dados levantados para esta pesquisa, a seguir, a Tabela 1 apresenta a estatística descritiva das variáveis selecionadas, enquanto a Tabela 2 indica os resultados esperados para os índices a partir de choques nas variáveis macroeconômicas.

**Tabela 1** – Estatística descritiva dos índices e das variáveis macroeconômicas

	<i>IBOV</i>	<i>IFIX</i>	<i>IMA</i>	<i>INF</i>	<i>IR</i>	<i>ER</i>	<i>GDP</i>	<i>OIL</i>
Média	72.247,30	1.906,74	4.163,27	0,49	8,73	3,29	139,50	72,34
Mediana	63.791,64	1.687,07	3.987,81	0,45	8,86	3,21	139,30	63,99
Mínimo	40.405,99	1.000,48	2.168,55	-0,38	1,57	1,56	118,32	21,04
Máximo	126.801,66	3.197,58	6.314,90	1,35	15,66	5,65	152,13	117,79
Desvio padrão	23.026,58	613,83	1.363,559	0,35	3,70	1,20	6,08	25,50

Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos a partir das bases de ANBIMA, B3, BCB, IBGE e IPEA.

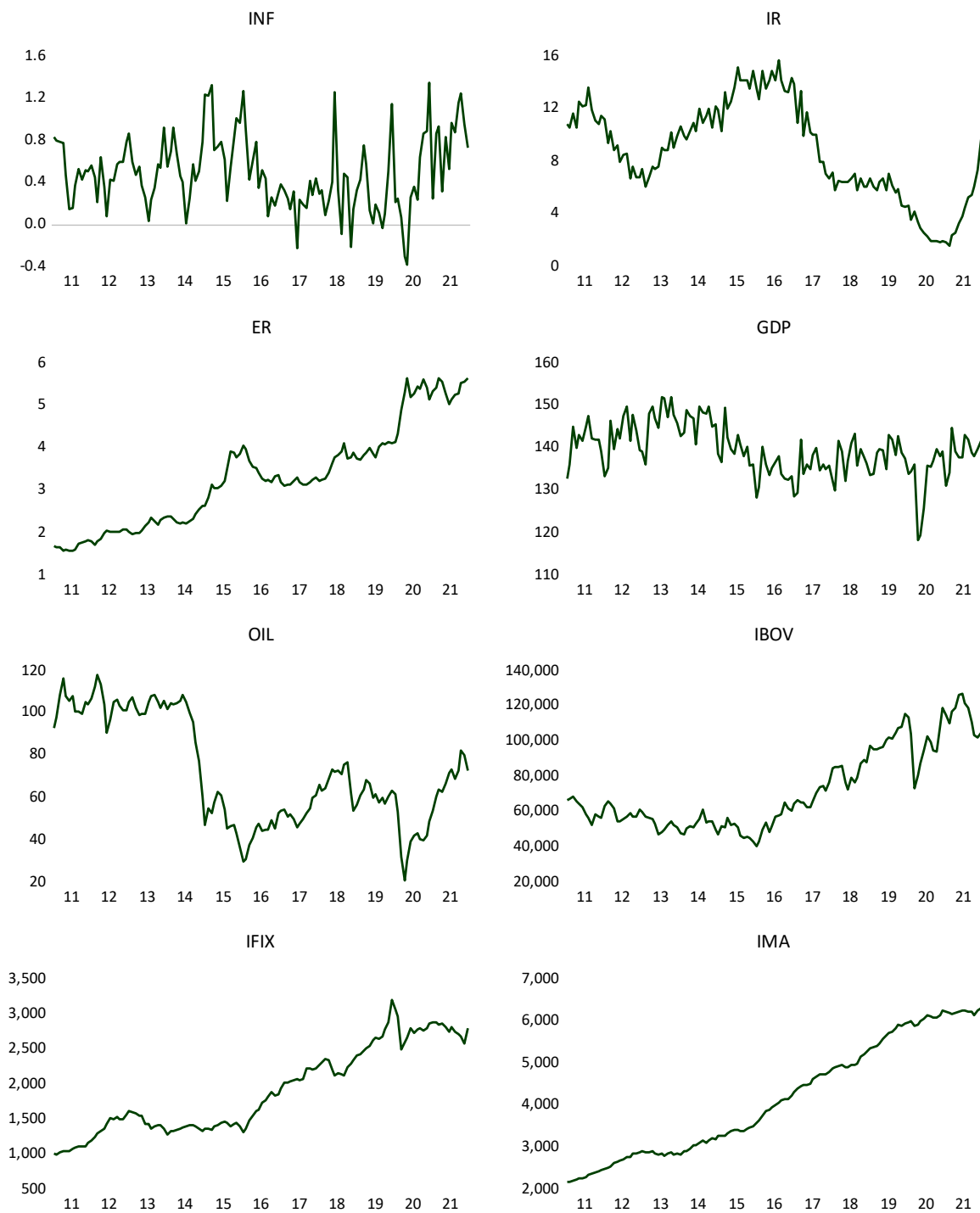
**Tabela 2** – Hipóteses dos impactos de variáveis sobre os índices

	<i>IBOV</i>	<i>IFIX</i>	<i>IMA</i>
<i>INF</i>	negativo	negativo	positivo
<i>IR</i>	negativo	negativo	positivo
<i>ER</i>	negativo	negativo	positivo
<i>GDP</i>	positivo	positivo	positivo
<i>OIL</i>	negativo	negativo	positivo

Fonte: Elaboração própria.

Os gráficos da Figura 2 apresentam o desempenho das variáveis macroeconômicas e dos índices ao longo dos anos de 2011 a 2021.

**Figura 2** – Evolução mensal das variáveis (janeiro de 2011 a dezembro de 2021)



Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos a partir das bases de ANBIMA, B3, BCB, IBGE e IPEA. Acesso em 08 abr. 2023.

Pela análise a partir da Figura 2, percebe-se que entre janeiro de 2011 e o primeiro semestre de 2019, o Ibovespa ainda não havia atingido a marca recorde de 100.000 pontos, valor que só foi alcançado no mês de junho daquele ano. Este número é compreendido pelas análises como uma expressão de amadurecimento do mercado de renda variável, entretanto, vale notar que embora a marca tenha sido superada e apresentado tendência de manutenção acima deste patamar, também registrou fortes oscilações nos anos seguintes, incluindo uma expressiva queda no primeiro semestre de 2020, em função da pandemia do coronavírus.

A máxima histórica do Ibovespa para o período analisado foi atingida em julho de 2021, registrando a pontuação de 126.801,66. Entretanto, os meses seguintes até o final daquele ano registraram consecutivas baixas e encerrando com 104.822,44 em dezembro. O ano de 2021 foi marcado como o segundo maior em número de IPO (*Initial Public Offering*) – comparado ao ano recorde de 2007, e como o maior em volume financeiro da história da bolsa de valores, porém, esse movimento capturou somente o primeiro semestre daquele ano, registrando pouquíssimas aberturas de capital no segundo semestre. Conforme visto na Figura 2, tal semestre registrou forte elevação das taxas Selic e de câmbio, que conforme visto na literatura, possuem poder explanatório acerca dos impactos negativos no índice, e, conseqüentemente, gerando maior incerteza no cenário macroeconômico para que empresas arrisquem a abertura de capital.

Entre 2011 e 2021, a B3 registrou importantes alterações em relação ao número de ofertas públicas listadas para negociação, nas classificações de ofertas iniciais, representadas pelo IPO e de ofertas subsequentes, denominadas de *follow-on*. Para ambas as classificações, as empresas realizam emissão de ações, seja no momento de abertura de capital ou após a listagem com o objetivo de captar recursos junto ao mercado de capitais, representando uma das alternativas disponíveis para as quais as empresas podem recorrer para financiamento de sua atividade. O Quadro 2 apresenta o histórico de IPO e *follow-on* para o período.

**Quadro 2** – Histórico de IPO e *follow-on* (janeiro de 2007 a dezembro de 2021)

Ano	IPO		<i>Follow-on</i>	
	Volume (R\$)	Quantidade	Volume (R\$)	Quantidade
2007	55.648.186.085	64	14.464.732.433	12
2008	7.494.941.362	4	26.760.549.835	8
2009	23.831.458.391	6	22.151.816.327	18
2010	11.193.373.738	11	138.047.959.152	11
2011	7.175.095.457	11	10.814.789.923	11
2012	3.932.950.736	3	9.307.533.492	9
2013	17.293.349.990	10	6.066.116.253	7
2014	417.980.763	1	13.959.899.999	1
2015	602.800.014	1	17.461.217.465	4
2016	674.197.600	1	9.966.649.298	9
2017	20.760.529.289	10	21.020.386.288	16
2018	6.823.344.095	3	4.429.700.000	2
2019	9.836.302.565	5	79.762.980.683	37
2020	43.925.413.832	28	73.962.720.930	25
2021	65.668.660.563	46	64.844.099.967	26

Fonte: Elaboração própria. Dados obtidos a partir da base de ofertas públicas da B3.

Durante a maior parte do período observado, o número de ofertas públicas manteve-se baixo para ambas as classificações, com destaque negativo para os anos de 2014 a 2018, quando a economia apresentou forte elevação da taxa de juros, que atua como um fator que encarece o custo de capital nos mais variados segmentos, proporcionando um cenário de exposição a risco mais elevado no mercado de renda variável para empresas e investidores.



O gráfico que indica a trajetória do IFIX ao longo do período apresenta comportamento similar à curva observada para o Ibovespa. A partir de 2018, ambos os índices registraram expressivo crescimento, consolidado nos valores mais altos em 2019, considerando as melhores expectativas do mercado em relação à condução da agenda econômica e às propostas de reformas estruturais que estavam em trâmite no Congresso, ou sendo prospectadas pelo governo naquele ano. Da mesma forma que o índice de ações, o indicador de fundos de investimento imobiliário também registrou forte queda no primeiro trimestre de 2020 como consequência da pandemia, o que demonstra em primeira análise um movimento dos investidores em renda variável para diminuir sua exposição aos ativos de maior risco em um cenário de grande incerteza.

A resposta do gráfico do IMA trouxe a princípio uma constatação curiosa, considerando que embora os dados indiquem uma tendência de alta para o período completo, em linhas gerais, não houve nenhum movimento expressivo de queda e, principalmente, de alta dos títulos integrantes da carteira do índice nos mesmos cenários mais desafiadores observados para o mercado de renda variável. Apesar dos altos valores observados para inflação e juros nos recortes de 2014-2016 e 2020-2021, que estariam diretamente relacionados à remuneração dos títulos que compõem a carteira do índice, e que, portanto, poderiam ser um atrativo aos investidores para proteção contra esses efeitos, não se verificou um aumento significativo da carteira do índice. Vale notar que o período de março de 2020 também registrou queda, assim como para os índices de renda variável, porém em uma proporção muito menor, o que reforça o conceito de que os títulos de renda fixa são menos impactados por choques mais fortes no cenário macroeconômico.

### **3.2 Modelo VAR**

Os impactos das variáveis macroeconômicas adotadas nesta pesquisa sobre o Ibovespa, IFIX e o IMA serão avaliados a partir de um modelo econométrico de vetores autorregressivos, o VAR, desenvolvido por Sims (1980). Como objetivo para escolha deste modelo, definiu-se compreender as influências exercidas entre as variáveis, buscando apontar possíveis relações existentes entre elas, com base na literatura.

A utilização do modelo VAR, conforme aponta Sims (1986) possibilita que seja realizada uma análise das variáveis selecionadas de forma simultânea. O modelo VAR, diferentemente do ARIMA – que está baseado na análise de série temporal univariada,

permite que duas ou mais séries temporais possam ser comparadas simultaneamente, adotando o valor defasado da variável dependente como autorregressivo e os vetores em função da existência de mais de uma série temporal no modelo.

Nesta metodologia, a adoção do VAR permite uma análise a partir da denominada função impulso-resposta, ou seja, avaliar o comportamento do conjunto das demais variáveis a partir de choques ocorridos em uma das variáveis, movimento que se determina como um dos vetores autorregressivos do modelo. Dessa forma, será possível verificar a resposta dos índices Ibovespa, IFIX e IMA aos choques provocados por mudanças nas variáveis macroeconômicas no instante  $t$ , replicando o impulso para os demais períodos  $t+1$ ,  $t+2$ ,  $t+3$  e assim sucessivamente.

Empregando uma análise pelas funções de impulso-resposta, considerando que o comportamento de uma variável pode ser explicado pelo passado da própria variável e das demais variáveis selecionadas, pretende-se atingir o objetivo geral desta dissertação ao avaliar simultaneamente e, de forma individual e coletiva, os choques ocorridos nas variáveis e o reflexo no comportamento dos índices de mercado ao longo do tempo.

A fórmula do VAR pode ser expressa como:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + B x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde:

$y_t$  = vetor de variável endógena

$x_t$  = vetor de variável exógena

$A_1 + \dots + A_N$  e  $B$  = matrizes dos coeficientes a serem estimados

$\varepsilon_t$  = vetor de inovações autocorrelacionado

### 3.3 Teste de raiz unitária

Para as variáveis que serão utilizadas nesta estimativa, o teste de raiz unitária de Dickey Fuller Aumentado (ADF) será realizado, seguindo a proposta de Dickey e Fuller

(1979). Não obstante, será necessário determinar um número de defasagens que seja adequado para o modelo, seguindo o critério de Schwarz (1978), com o objetivo de remover qualquer correlação serial existente entre os resíduos da estimativa.

Em modelos que utilizam séries temporais para suas variáveis, a análise de estacionariedade das séries faz-se necessária para verificar se as propriedades estatísticas desses dados não mudam ao longo do tempo, portanto, considerando que a média e a variância permanecem constantes para o período. Caso seja verificada a existência de séries não estacionárias, ou seja, com presença de raiz unitária, deve-se adotar como metodologia a utilização do logaritmo natural da série e, assim, realizar novo teste de estacionariedade.

**Tabela 3** – Teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF)

Variável	Defasagens	Constante	Tendência	Estatística de teste	P-Valor
INF	8	Não	Não	-0,35	0,55
IR	12	Sim	Sim	-2,23	0,46
ER	6	Sim	Sim	-2,74	0,21
GDP	12	Sim	Sim	-2,05	0,57
OIL	2	Sim	Sim	-1,63	0,78
IBOV	2	Sim	Sim	-2,72	0,22
IFIX	3	Sim	Sim	-1,70	0,74
IMA	6	Sim	Sim	-1,98	0,60

Fonte: Elaboração própria.

O modelo VAR determina que as séries temporais sejam estacionárias, permitindo que a estimativa seja realizada a partir de mínimos quadrados ordinários (MQO). A partir dos resultados indicados na Tabela 3, exceto pela variável inflação, não foi possível rejeitar a hipótese nula da presença raiz unitária para as demais variáveis em nível. Assim,

a não estacionariedade das séries, bem como sua cointegração requerem a utilização de um modelo VEC, conforme destacado na seção seguinte.

### 3.4 Testes de cointegração de Johansen e de estabilidade do modelo VAR

Conforme apontado por Granger e Newbold (1974), em séries macroeconômicas não estacionárias é importante verificar o problema de regressão espúria. Diante desse cenário, faz-se necessário realizar ajustes no modelo VAR adotado aplicando um termo de correção de erros, com o objetivo de ajustar o comportamento das variáveis no curto prazo conforme o comportamento de longo prazo. O teste de cointegração de Johansen permite identificar os vetores de cointegração e, assim, estimar um modelo VEC em substituição ao VAR.

Na situação em que seja identificada a presença de cointegração na estimativa, há a possibilidade para que seja aplicada uma análise de raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, para fins de teste da estabilidade do modelo VAR. Para tanto, em cada sistema multivariado com raízes expressas por  $k \times p$ , onde  $k$  representa o número de variáveis endógenas, ao passo em que  $p$  é a última defasagem utilizada no modelo. Assim, o modelo VAR apresentará estabilidade se as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo convergirem ao círculo unitário.

Uma vez identificada a não estacionariedade das séries, o modelo VEC será determinado a partir de um sistema hipotético de duas variáveis e uma equação de cointegração, de acordo com a fórmula algébrica a seguir:

$$y_{2,t} = B y_{1,t} \quad (2)$$

Assim, o modelo VEC resulta em duas equações:

$$\Delta y_{1,t} = a_1 (y_{2,t-1} - B y_{1,t-1}) + e_{1,t} \quad (3)$$

$$\Delta y_{2,t} = a_2 (y_{2,t-1} - B y_{1,t-1}) + e_{2,t} \quad (4)$$

As equações (3) e (4) apresentam um termo de correção de erro equivalente a zero no equilíbrio de longo prazo, porém, no curto prazo, as variáveis  $y_1$  e  $y_2$  podem ser adotadas para o equilíbrio de longo prazo conforme a velocidade de ajuste das variáveis endógenas expressas pelos coeficientes  $a_1$  e  $a_2$ .

Conforme demonstrado a seguir, a presença de séries não estacionárias, apresentando cointegração, torna necessária a utilização do modelo VEC para melhores estimativas. Desta forma, o teste de cointegração de Johansen (1988) deve ser aplicado, seguido pelos critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) para seleção do número de defasagens mais adequado para o modelo, tendo em vista que quanto maior o número de defasagens, maior será o número de parâmetros a serem estimados, reduzindo, assim, o número de graus de liberdade.

**Tabela 4** – Resultados do teste de cointegração de Johansen – Ibovespa

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,311614	122,4908	95,75	48,16925	40,07
Até 1*	0,237374	74,32150	69,82	34,95746	33,87
Até 2	0,140173	39,36404	47,85	19,48206	27,58
Até 3	0,106048	19,88198	29,79	14,46128	21,13

Fonte: Elaboração própria.

Nota. \* Indica a rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

O resultado do teste de cointegração apresentado na Tabela 4 sobre o modelo para o Ibovespa indica a existência de duas equações de cointegração, considerando que a estatística do traço sinalizou a rejeição da hipótese nula de ausência de cointegração a um nível de significância de 5%. Assim, o teste de Johansen demonstra que o modelo VEC, por utilizar um termo de correção de erros é o modelo mais adequado para as estimativas, tendo em vista a presença de séries não estacionárias.

**Tabela 5** – Resultados do teste de cointegração de Johansen – IFIX

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,305525	125,9938	95,75	47,03327	40,07
Até 1*	0,268094	78,96053	69,82	40,26140	33,87
Até 2	0,140544	38,69913	47,85	19,53781	27,58
Até 3	0,097289	19,16132	29,79	13,20356	21,13

Fonte: Elaboração própria.

Como notado no teste de cointegração anterior, sobre o modelo do Ibovespa, o resultado apresentado para o IFIX na Tabela 5 também apontou para a existência de duas equações de cointegração, a partir da observação da estatística do traço. O modelo VEC será adotado como estimativa, em vista dos vetores de cointegração obtidos na análise.

**Tabela 6** – Resultados do teste de cointegração de Johansen – IMA

Número de equações de cointegração hipotéticas	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico 5%	Estatística de autovalor máximo	Valor crítico 5%
Nenhuma*	0,297837	123,5982	95,75	45,61306	40,07
Até 1*	0,233186	77,98514	69,82	34,25088	33,87
Até 2	0,116556	43,73427	47,85	15,98664	27,58
Até 3	0,103242	27,74763	29,79	14,05698	21,13

Fonte: Elaboração própria.

O resultado obtido para o IMA na Tabela 6, ao observar os apontamentos na estatística do traço, evidencia a existência de duas equações de cointegração. Como nas demais estimativas para os modelos dos índices de renda variável, o VEC será utilizado por considerar os termos de correção de erros para séries não estacionárias, em detrimento ao modelo VAR.

**Tabela 7** – Seleção do número de defasagens - Ibovespa

Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-10,36179*	-8,905966*
2	2	-10,34970	-8,088451

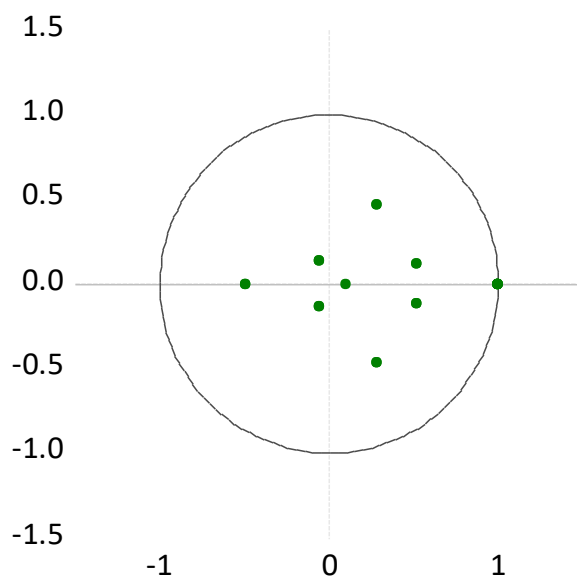
Fonte: Elaboração própria.

Nota. \* Indica o número de defasagens que apresentam os menores valores para cada critério.

A Tabela 7 apresentou os resultados a partir de estimativas de dois modelos VEC adotando uma e duas defasagens, respectivamente, com o objetivo de identificar o modelo que, em conformidade com os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) apresentem um número adequado de defasagens. Neste caso, o modelo utilizando uma defasagem apresentou os menores valores, de acordo com os respectivos critérios e, desta forma, definido como o modelo VEC apropriado para análises econométricas.

**Figura 3** – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - Ibovespa

## Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: Elaboração própria.

A estabilidade do modelo VEC pode ser verificada pela análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, que convergem ao centro do círculo unitário, conforme apresentado na Figura 3.

**Tabela 8** – Teste de autocorrelação de Portmanteau – Ibovespa

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	10,27673	NA*	10,35640	NA*	NA*
2	37,59065	0,9896	38,09710	0,9878	60
3	75,24790	0,9421	76,64389	0,9271	96
4	135,2883	0,4045	138,5903	0,3300	132
5	190,9996	0,1079	196,5300	0,0653	168

Fonte: Elaboração própria.

Nota. \* O teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem do VAR.



Conforme indicado na Tabela 8, foi realizado o teste de autocorrelação de Portmanteau, cuja hipótese nula é mais bem especificada, em detrimento à hipótese alternativa, com o objetivo de verificar a compatibilidade do modelo para o Ibovespa frente aos dados selecionados, assim, sem a presença de autocorrelação dos resíduos.

**Tabela 9** – Seleção do número de defasagens - IFIX

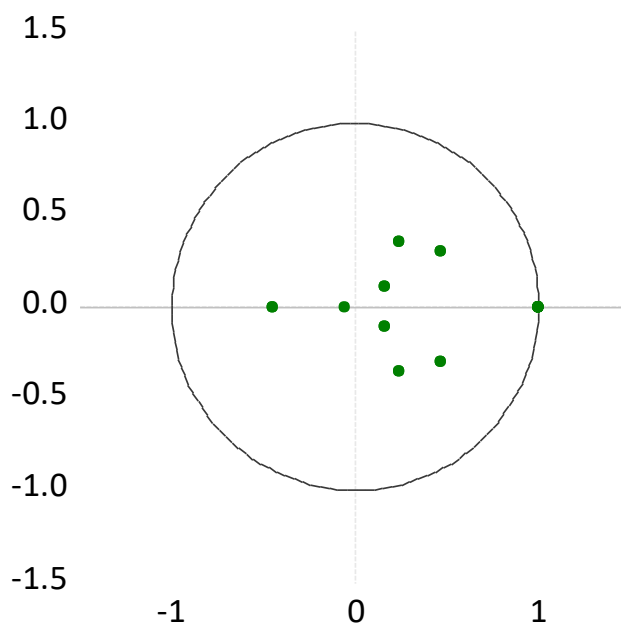
Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-11,40494	-9,949113*
2	2	-11,43161*	-9,170363

Fonte: Elaboração própria.

No caso da Tabela 9, os resultados apresentados são ambíguos, de modo que os valores indicados para ambos os modelos não são os menores seguindo os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978) para o mesmo número de defasagens. Em situações como esta, deverá utilizado o critério da parcimônia, ou seja, com menor número de defasagens e, portanto, optando pelo VEC para o IFIX com apenas uma defasagem.

**Figura 4** – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - IFIX

## Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: Elaboração própria.

Conforme apresentado na Figura 4, o modelo VEC para o IFIX também se apresentou estável, considerando que as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo convergem ao centro do círculo unitário.

**Tabela 10** – Teste de autocorrelação de Portmanteau – IFIX

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	7,341532	NA*	7,398444	NA*	NA*
2	30,85554	0,9994	31,27986	0,9992	60
3	78,59759	0,9018	80,14967	0,8780	96
4	136,1574	0,3843	139,5368	0,3099	132
5	187,7434	0,1415	193,1862	0,0890	168

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 10 permitiu confirmar a compatibilidade do modelo VEC para o IFIX, sem presença de autocorrelação residual. Adicionalmente, cabe ressaltar que o teste é válido somente para defasagens maiores que a ordem de defasagem do VAR.

**Tabela 11** – Seleção do número de defasagens - IMA

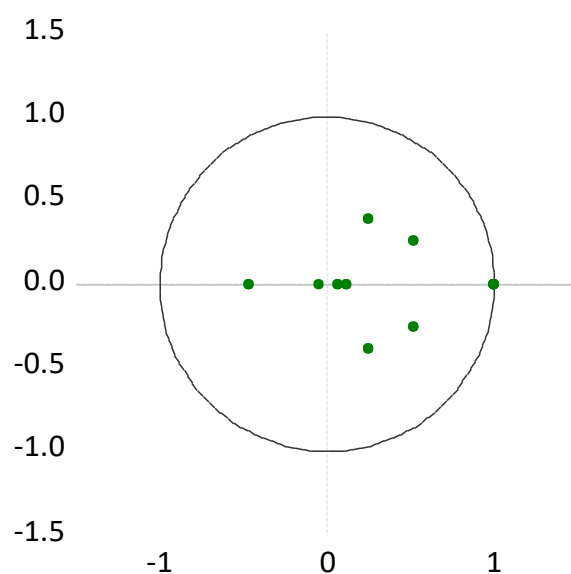
Defasagens	Equações de cointegração	Critério de Akaike	Critério de Schwarz
1	2	-13,57616	-12,12034*
2	2	-13,62585*	-11,36460

Fonte: Elaboração própria.

Como demonstrado na análise dos modelos VEC para o IFIX, a Tabela 11 também apresentou valores que não são os menores, seguindo os referidos critérios, para o mesmo número de defasagens. Portanto, de acordo com o critério da parcimônia, também será adotado para o IMA o modelo VEC com somente uma defasagem.

**Figura 5** – Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo - IMA

Inverse Roots of AR Characteristic Polynomial



Fonte: Elaboração própria.

A Figura 5 indica que o modelo VEC para o IMA, da mesma forma que os modelos empregados para os outros índices, também demonstrou estabilidade, em vista do comportamento das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo.

**Tabela 12** – Teste de autocorrelação de Portmanteau – IMA

Defasagens	Q-Estat	Prob.	Ajust. Q-Estat	Prob.	Graus de liberdade
1	7,361652	NA*	7,418719	NA*	NA*
2	41,35324	0,9683	41,94142	0,9631	60
3	86,34536	0,7495	87,99635	0,7075	96
4	148,7662	0,1511	152,3988	0,1081	132
5	193,9661	0,0830	199,4067	0,0492	168

Fonte: Elaboração própria.

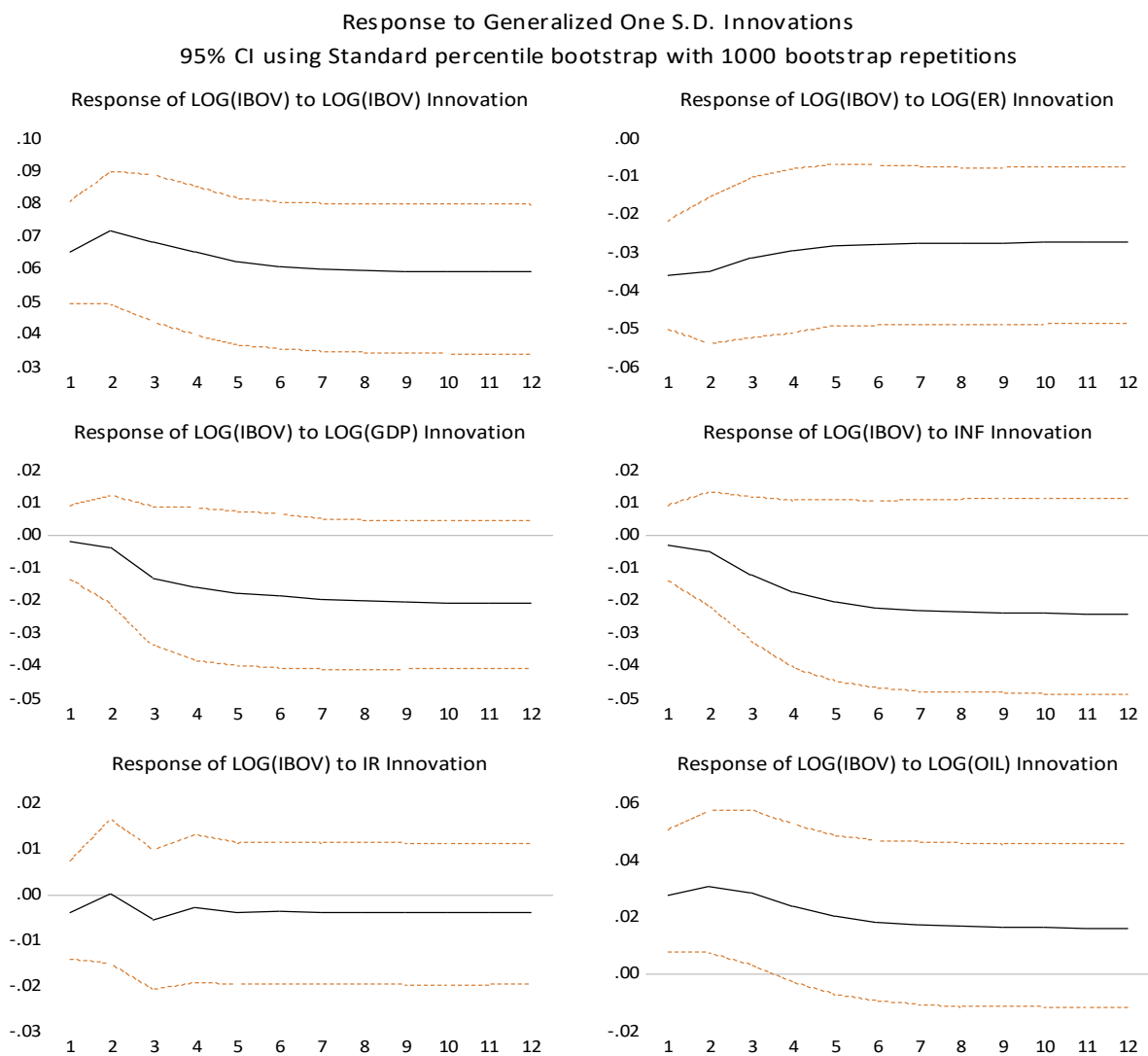
Por fim, a Tabela 12 confirmou a compatibilidade do modelo para o IMA, notando-se que não há presença de autocorrelação dos resíduos, considerando a respectiva validade do teste em relação às defasagens.

## 4. Resultados e discussão

### 4.1 Funções de impulso-resposta

Conforme destacado ao longo da pesquisa, os resultados obtidos a partir das funções de impulso-resposta para os índices permitem analisar, de forma comparativa, os impactos ocorridos por mudanças em uma variável no comportamento de outra variável, ao longo do tempo. A partir das estimativas do VEC, foram geradas as funções de impulso-resposta generalizadas, de modo que o ordenamento das variáveis não possa distorcer a projeção dos efeitos capturados, eliminando assim, vieses de interpretação dos resultados obtidos.

**Figura 6** – Impulso-resposta do Ibovespa para as variáveis macroeconômicas

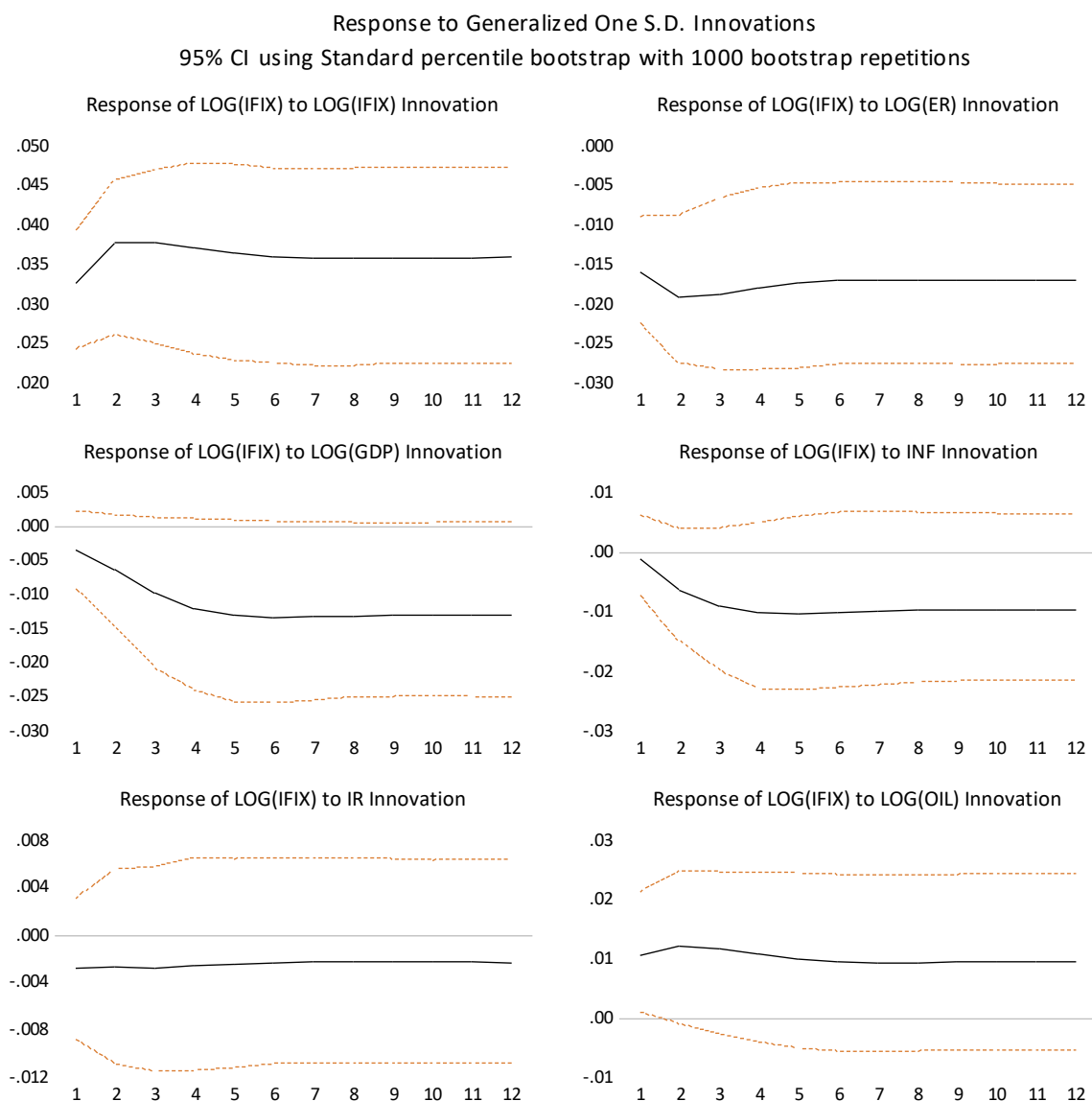


Fonte: Elaboração própria.

A Figura 6 demonstra que a resposta do Ibovespa ao câmbio foi mais sensível se comparada com as outras variáveis, registrando forte intensidade negativa ao longo do período, mantendo poucos movimentos de oscilação no intervalo observado de doze meses. Estes resultados corroboram com as constatações das pesquisas de Grôppo (2006) e Santos (2021), ao indicarem a partir de um modelo VEC que o Ibovespa é afetado negativamente pela taxa de câmbio de forma mais expressiva quando comparado aos impactos das demais variáveis. A análise de Pimenta Júnior e Higuchi (2008) reforça esta interpretação, ao passo em que destacaram a taxa de câmbio como a variável com melhor poder explanatório em relação aos movimentos capturados pelo Ibovespa.

O comportamento das variáveis de atividade econômica e da taxa de inflação também apresentaram impactos negativos, ainda que em menor intensidade comparado às demais variáveis. O primeiro resultado sobre a atividade econômica apresentou um resultado distinto à expectativa, de modo que maiores indicadores para a atividade econômica pudessem impactar positivamente na variação do índice, como analisado por Silva (2012) e abordado por Bernadelli e Castro (2020) e Andrade, Muntaser e Prado (2022). Por outro lado, seguindo a análise de Merikas (2002), há uma relação negativa entre o aumento da atividade econômica sobre o retorno das ações, em vista de que essa elevação representa um aumento sobre a inflação esperada, resultando desta forma em um impacto negativo sobre os resultados das empresas e, conseqüentemente, diminuindo o retorno das ações. Gartner, Machado L. e Machado M. (2018) também registraram o efeito negativo da variável em relação ao Ibovespa.

A resposta do índice aos impulsos na taxa de juros apresentou um maior impacto no curto prazo, próximo a uma elevação até o segundo mês. Este comportamento estaria atrelado ao incremento da taxa de juros que, a curto prazo, indica para o mercado um cenário com maior exposição a risco e, conseqüentemente, afetando a volatilidade do preço das ações. Os resultados convergem com a pesquisa de Grôppo (2006), em vista de que a resposta do índice de ações frente à taxa de juros é negativa, na medida em que uma eventual redução na taxa de juros tende a impulsionar a estratégia de investidores para aplicações em ativos de maior risco, com a finalidade de auferirem retornos mais expressivos.

**Figura 7** – Impulso-resposta do IFIX para as variáveis macroeconômicas

Fonte: Elaboração própria.

Os resultados apresentados nos gráficos da Figura 7 demonstram que assim como ocorrido para o Ibovespa, a taxa de câmbio representa a variável com maior relação impulso-resposta ao IFIX, mantendo um impacto negativo durante todo o período. Este comportamento indica que uma maior disparidade frente ao dólar resulta em um desestímulo ao investimento no mercado de fundos de investimento imobiliário. Na análise de Santos (2021), esse efeito está atrelado ao fato de que muitos equipamentos utilizados para construção civil são importados e, portanto, a paridade desfavorável

desestimula a atividade e, conseqüentemente, afeta os fundos de investimento com maior exposição de ativos imobiliários em suas carteiras.

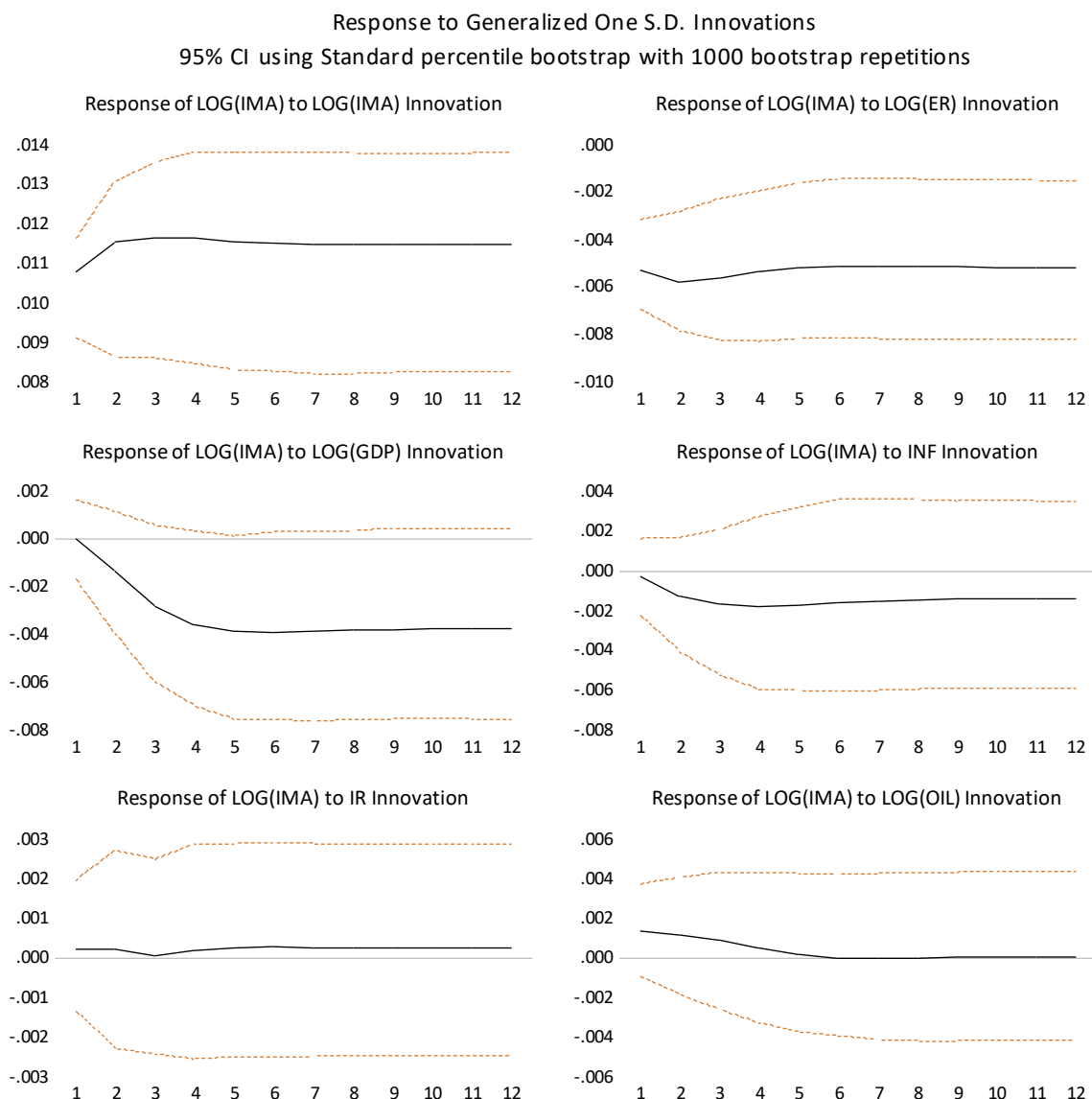
A análise para em relação à taxa de juros aponta para uma relação negativa na resposta do índice. Este aspecto foi abordado na literatura, conforme apontamento de Frade (2015), ao verificar a reação negativa do IFIX frente à taxa Selic a partir de um modelo VAR. No curto prazo, a variação positiva na curva de juros gera o efeito negativo sobre o índice em vista da maior exposição dos ativos ao nível de risco no mercado de renda variável, seguido por uma tendência com menor oscilação para o restante do período. Esta constatação também foi observada no trabalho de Maia e Sousa (2015), apontando que a taxa de juros apresentou alto poder explanatório em relação às variações no IFIX.

Conforme aponta Santos (2021), os índices Ibovespa e IFIX sofrem alterações diferentes ao longo do tempo, porém, essa diferença está mais alinhada à intensidade em que cada variável impacta os índices. Naturalmente, os preços das ações são mais sensíveis ao risco tendo em vista que a composição de seu índice considera papéis unitários com maior exposição individual. Embora ambos os índices sejam calculados de forma similar, conforme discorrido ao longo do trabalho e detalhado na seção Apêndice, os fundos de investimento imobiliário são compostos por carteiras que, dependendo do tipo de fundo imobiliário e da estratégia de investimento definida pelo gestor, podem apresentar maior pulverização e, assim, reduzir o nível de exposição de seu portfólio a cenários de maior risco.

Os gráficos apresentados na Figura 8 reportam os resultados da função de impulso-resposta do IMA às variáveis macroeconômicas, sendo possível perceber que a taxa de câmbio também foi a variável com maior impacto sobre o índice, apresentando uma relação negativa de resposta aos impulsos pela maior disparidade cambial. Este fato aponta para uma questão que afeta tanto o mercado de renda fixa como o mercado de renda variável, ao passo que a percepção dos investidores sobre essa variável produz efeitos negativos de forma mais expressiva do que as demais variáveis selecionadas para análise.



**Figura 8** – Impulso-resposta do IMA para as variáveis macroeconômicas



Fonte: Elaboração própria.

O destaque deve levar em consideração que exceto pela taxa de juros e pelo preço do petróleo, as demais variáveis apresentaram impactos negativos em proporção menor quando comparadas aos resultados obtidos pelos índices de renda variável, em linha com a interpretação de que o mercado de renda fixa está menos exposto a cenários de maior incerteza macroeconômica. O comportamento da taxa de juros indica uma relação positiva, em detrimento ao observado para os índices de renda variável, considerando que este movimento está em conformidade com os estudos de Motta (2020) e Li (2002). No

cenário em que a taxa de juros se eleva, a tendência para que os investidores busquem aplicações mais seguras em detrimento às incertezas no mercado de renda variável direciona as aplicações para o mercado de renda fixa, com o objetivo de aumentar a rentabilidade dos investimentos atrelados à alta dos juros. Este movimento caracteriza uma estratégia mais conservadora frente aos choques observados na Selic, apresentando resultados opostos àqueles observados para o Ibovespa e o IFIX e que, portanto, evidenciam que as diferenças indicadas pelas funções de impulso-resposta para os índices de renda fixa e de renda variável corroboram com a hipótese apresentada nesta dissertação.

Neste aspecto, vale ressaltar a abordagem de Carvalho e Sekunda (2020) ao ressaltarem que a elevação da taxa básica de juros implica em maior atratividade para papéis de renda fixa, considerando a exposição de menor grau de risco para essa modalidade de investimento. Adicionalmente, retomam o destaque de Varian (1993) para a diversificação do portfólio entre diferentes modalidades de ativo como estratégia para reduzir a exposição ao risco.

## 5. Considerações finais

A presente dissertação buscou investigar os impactos de variáveis macroeconômicas, definidas por inflação, taxa de juros, PIB, taxa de câmbio e preço do petróleo sobre os índices de mercado Ibovespa, IFIX e IMA, de modo comparativo no período entre janeiro de 2011 a dezembro de 2021. Para atingir o objetivo geral do trabalho, consultou-se a bibliografia aplicada ao estudo das relações existentes entre variáveis macroeconômicas e os índices de mercado, além de proporcionar a análise dos possíveis impactos pela ótica da diversificação de risco entre os portfólios de investidores, à medida em que buscam maior proteção frente cenários mais desafiadores, proporcionando retornos compatíveis com suas estratégias.

Sobre os procedimentos metodológicos, o trabalho consolidou-se pela consulta às bases de dados dos índices e das demais variáveis, permitindo realizar um exame dessas relações, à luz da teoria econômica, a partir da aplicação de um modelo VEC, considerando a presença de séries não estacionárias e os demais testes de estabilidade para estimativa do modelo. A utilização desta metodologia foi determinante para avaliar se os reflexos impulsionados por choques no comportamento das variáveis macroeconômicas, ao longo do tempo, proporcionariam diferentes reações sobre os índices de ações e de fundos de investimento imobiliário, no escopo do mercado de renda variável e o índice representativo da carteira de títulos públicos, atrelado ao mercado de renda fixa.

Assim, os resultados obtidos pela aplicação do modelo econométrico e das funções de impulso-resposta, geradas para cada índice, mostraram que a variável com maior efeito sobre as variações dos índices é a taxa de câmbio, que indicou uma resposta negativa dos índices ao aumento da taxa de câmbio, conforme outros autores obtiveram como resultado de seus trabalhos, sendo o Ibovespa aquele com maior sensibilidade aos choques na variável câmbio. A literatura indica que a taxa de câmbio possui maior poder explanatório sobre esse índice, de modo que a análise da função de impulso-resposta ratificou os resultados levantados ao longo desta pesquisa. Não obstante, também foi constatada uma diferença inversa relacionada aos impactos da taxa de juros para os índices de renda fixa e de renda variável, resultado este que está alinhado com a hipótese apresentada na pesquisa e em outros trabalhos acadêmicos. A reação oposta encontrada para taxa de juros mostrou-se como um fator importante para a tomada de decisão dos investidores e suas estratégias, tendo como pressuposto que maior nível de exposição ao risco, vinculado às

variações na taxa de juros estimulam a pulverização de investimentos em ativos que reagem de forma positiva ou negativa frente à alta dos juros. Este movimento está em linha com a teoria econômica e reforça o fator de risco dos ativos como um dos determinantes das estratégias dos investidores.

A expectativa, a partir deste trabalho é estimular que mais estudos sobre o tema sejam desenvolvidos, principalmente com maior atenção aos fundos de investimento imobiliário e ao mercado de renda fixa, considerando que ainda há uma quantidade pequena de estudos nacionais e internacionais específicos sobre estes temas. Por fim, seria interessante para futuras pesquisas incluir outras variáveis macroeconômicas na análise, como outras commodities, inflação esperada e índices de ações internacionais, com o objetivo de compreender quais seriam os impactos de indicadores de expectativas futuras como *proxies* e variáveis globais sobre o mercado de capitais nacional, buscando outros elementos que possam compreender tais relações com ainda mais assertividade e em consonância com rigor metodológico aplicável.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AHMADI, Maryam; MANERA, Matteo; SADEGHZADEH, Mehdi. **Global Oil Market and the U.S. Stock Returns**. 2015. Nota di Lavoro. Fondazione Eni Enrico Mattei.

ANAND, B.; PAUL, Sunil; RAMACHANDRAN M. **Volatility Spillover between Oil and Stock Market Returns**. 2014. Indian Economic Review, v. 49, n. 1, p. 37-56.

ANBIMA – Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais.

ANBIMA. Índice de Mercado ANBIMA. Disponível em: <[https://www.anbima.com.br/pt\\_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm](https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm)>. Acesso em 08 abr. 2023.

ANBIMA. Metodologia do Índice de Mercado ANBIMA (IMA), 2021.

ANDRADE, Vinícius Nave; MUNTASER, João Gonçalves Silva; PRADO, Thiago Alberto dos Reis. **Influência de variáveis macroeconômicas no preço das ações do setor financeiro da B3**. 2022. Revista de Economia Mackenzie, v. 19, n. 1, p. 170-190.

AKAIKE, Hirotugu. **A new look at the statistical model identification**. IEEE Transactions on Automatic Control, v. 19, n. 6, p. 716–723, 1974.

ARAÚJO, Eurilton; BASTOS, Felipe Augusto da Silva. **Relações entre Retornos Acionários, Juros, Atividade Econômica e Inflação: Evidências Para a América Latina**. BBR - Brazilian Business Review. 2008, v. 5, n. 1, p. 51–72.

ASPREM, Mads. **Stock Prices, Asset Portfolios and Macroeconomic Variables in Ten European Countries**. Journal of Banking & Finance, 1989.

B3 – Brasil, Bolsa, Balcão.

B3. Índice Ibovespa. Market Data. Disponível em: <[https://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm](https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-ibovespa-ibovespa-estatisticas-historicas.htm)>. Acesso em 08 abr. 2023.

B3. Índice IFIX. Market Data. Disponível em: <[https://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/indice-fundos-de-investimentos-imobiliarios-ifix-estatisticas-historicas.htm](https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-de-segmentos-e-setoriais/indice-fundos-de-investimentos-imobiliarios-ifix-estatisticas-historicas.htm)>. Acesso em 08 abr. 2023.

B3. Manual de definições e procedimentos dos índices da B3, 2021.

B3. Metodologia do Índice Bovespa (IBOVESPA), 2020.

B3. Metodologia do Índice de Fundos de Investimentos Imobiliários (IFIX), 2020.

B3. Ofertas Públicas. Disponível em: <[https://www.b3.com.br/pt\\_br/produtos-e-servicos/solucoes-para-emissores/ofertas-publicas/estatisticas/](https://www.b3.com.br/pt_br/produtos-e-servicos/solucoes-para-emissores/ofertas-publicas/estatisticas/)>. Acesso em 06 ago. 2023.

BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA FILHO, Luiz Chrysostomo de. **Mercado de Capitais e Crescimento Econômico: Lições internacionais, Desafios brasileiros**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2007.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Índice de Atividade Econômica do Banco Central - IBC-Br. Disponível em: <<https://dadosabertos.bcb.gov.br/dataset/24363-indice-de-atividade-economica-do-banco-central---ibc-br>>. Acesso em 08 abr. 2023.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Relatório FOCUS. Disponível em: <<https://www.bcb.gov.br/controleinflacao/focustop5ranking>>. Acesso em 25 set. 2022.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. Séries Temporais (SGS). Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTeLaLocalizarSeries>>. Acesso em 08 abr. 2023.

BASTIANIN, Andrea; CONTI, Francesca; MANERA, Matteo. **The Impacts of Oil Price Shocks on Stock Market Volatility: Evidence from the G7 Countries**. 2015. Nota di Lavoro. Fondazione Eni Enrico Mattei.

BARBOSA, Fernando de Holanda; CAMÊLO, Felipe Diogo; JOÃO, Igor Custodio. **A taxa de juros natural e a regra de Taylor no Brasil: 2003-2015**. 2016. Revista Brasileira de Economia, v. 70, n. 4, p. 399-417.

BERNADELLI, Luan Vinicius; CASTRO, Gustavo Henrique leite de. **Mercado acionário e variáveis macroeconômicas: evidências para o Brasil**. 2020. Revista Catarinense de Ciência Contábil, v. 19, p. 1-15.

BLANCHARD, Olivier J. **Fiscal Dominance and Inflation Targeting: Lessons from Brazil**. National Bureau of Economic Research, Working Paper n. 10389. Cambridge, 2004.

BREDIN, Don; HYDE, Stuart. **Regime Changes in the Relationship between stock Returns and the Macroeconomy**. Disponível em: <[https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=686878](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=686878)>. Acesso em 20 out 2022.

CARVALHO, Antonio Gledson de. **Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil: a experiência dos anos 90**. Economia Aplicada: Brazilian Journal of Applied Economics. v. 4. n. 3, 2000 p. 597 – 632.

CARVALHO, Patrícia Lacerda de; SEKUNDA, André. **Influência de variáveis macroeconômicas sobre desempenho do mercado de capitais brasileiro**. USP International Conference in Accounting, 2020.

CHANG, Kuang-Liang. **Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model**. Economic Modelling, 2009.

CHEN, Nai-Fu; ROLL, Richard; ROSS, Stephen A. **Economic forces and the stock market**. *Journal of Business*, v. 59, n. 3, 1986. p. 383 – 403

CHEN, Shiu- Sheng. **Predicting the Bear Stock Market: Macroeconomic variables as leading indicators**. *Journal of Banking and Finance*, ,33(2): 211–223. 2009.

CIFTER, Atilla; OZUN, Alper. **Estimating the Effects of Interest Rates on Share Prices Using Multi-Scale Causality Test in Emerging Markets: Evidence from Turkey**. MPRA Munich Personal RePEc Archive, no. 2485, 2007.

COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. **História do Mercado de Capitais**. Portal do Investidor. Disponível em: <[http://www.portaldoinvestidor.gov.br/menu/Menu\\_Academico/O\\_Mercado\\_de\\_valores\\_mobiliarios\\_brasileiro/Historia\\_Mercado-Capitais.html](http://www.portaldoinvestidor.gov.br/menu/Menu_Academico/O_Mercado_de_valores_mobiliarios_brasileiro/Historia_Mercado-Capitais.html)>. Acesso em: 25 set. 2022.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A. **Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. 1976. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431.

ENGLE, Robert F.; GHYSELS, Eric; SOHN, Bumjean. **Stock market volatility and macroeconomic fundamentals**. 2013. *The Review of Economics and Statistics*, v. 95, n. 3, p. 776-797.

FAMA, Eugene Francis. **Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work**. *The Journal of Finance*, v. 25, n. 2. 1970.

FAMA, Eugene Francis. **Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money**. 1981. *The American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545-565.

FEITOSA, Agricioneide. **Uma análise dos efeitos inflacionários sobre demonstrações contábeis de empresas brasileiras traduzidas para apresentação no exterior**. 2002. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo.



FRADE, Rafael Berger. **Avaliação da sensibilidade dos fundos de investimento imobiliários à variações nas taxas de juros através da análise de componentes principais.** 2015. Dissertação de Mestrado. Fundação Getúlio Vargas.

GAN, Christopher; LEE, Minsoo; YONG, Hua Hwa Au; ZHANG, Jun. **Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence.** Investment Management and Financial Innovations, v. 3, n. 4, p. 89- 101. 2006.

GARCIA, Márcio Gomes Pinto; DIDIER, Tatiana. **Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil.** 2003. Pesquisa e planejamento econômico, v. 33, n. 2, p. 253-297.

GARTNER, Ivan Ricardo; MACHADO, Lúcio de Souza; MACHADO, Michele Rílany Rodrigues. **Relação entre Ibovespa e Variáveis Macroeconômicas: Evidências a Partir de um Modelo Markov-Switching.** Revista Brasileira de Finanças, v. 15, n. 3, p. 435-468. 2018.

GAY JR., Robert D. **Effect of macroeconomic variables on stock market returns for four emerging economies: Brazil, Russia, India, and China.** International Business & Economics Research Journal, v. 7, n. 3 p. 1-8. 2008.

GJERDE, Ø.; SAETTEM, F. **Causal Relations among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy.** Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 1999.

GRANGER, Clive William John. **Developments in the study of cointegrated economic variables.** Oxford Bulletin of Economics and Statistics, v. 48, n. 3, 1986.

GRANGER, Clive William John; NEWBOLD. **Spurious Regressions in Econometrics.** Essays in Econometrics.1974. Journal of Econometrics.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Casualidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa.** 2004. Dissertação de Mestrado. Universidade de São Paulo.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. **Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária**. Revista de Administração de Empresas, v. 46, p. 72-85. 2006.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria: princípios, teoria e aplicações práticas**. São Paulo: Saraiva, 2019.

GULTEKIN, N. B. **Stock Market Returns and Inflation: Evidence from Other Countries**. The Journal of Finance, 1983.

HE, Ling T.; WEBB, James R.; MYER, F. C. Neil. **Interest Rate Sensitivities of REIT Returns**. 2003. International Real Estate Review, v. 6, n. 1, p. 1-21.

IBGE. IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo. Disponível em: <<https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=notas-tecnicas>>. Acesso em 08 abr. 2023.

IPEADATA. Taxa de câmbio comercial para compra: real (R\$) / dólar americano (US\$). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ExibeSerie.aspx?serid=38590&module=M>>. Acesso em 08 abr. 2023.

JAMALUDIN, Nurasyikin; ISMAIL, Shahnaz; MANAF, Syamimi Ab. **Macroeconomic Variables and Stock Market Returns: Panel Analysis from Selected ASEAN Countries**. International Journal of Economics and Financial Issues, v. 7, n. 1, p. 37-45. 2017.

JOHANSEN, Søren. **Statistical analysis of cointegration vectors**. Journal of Economic Dynamics and Control, v. 12, n. 2-3, p. 231-254, 1988.

KOBUNDA, Christian Ndege; NOGUEIRA JÚNIOR, Enilson Carlos. **Análise da volatilidade do Ibovespa entre 2001 e 2016: uma estimação por meio de modelos ARCH**. 2019. Revista de Economia, v. 40, n. 72, p. 176-192.

LACERDA, Antônio Corrêa de et al. **Economia Brasileira**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2013.

LAMEIRA, Valdir de Jesus. **Mercado de capitais**. Rio de Janeiro: Forense Universitária, 2003.

LEE, Bong-Soo. **Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation**. *The Journal of Finance*, 1992.

LEICHSENDRING, Daniel R. **Endogeneidade e mecanismos de transmissão entre a taxa de juros doméstica e o risco soberano: uma revisita aos determinantes do risco-Brasil**. 2004.

LI, Lingfeng. **Macroeconomic factors and the correlation of stock and bond returns**. Yale University – Department of Economics. Yale International Center for Finance 2002.

LUENBERGER, David Gilbert. **Investment Science**. Oxford Univ. Press, New York. 1998.

MACHADO, André Grossi; FIGUEIREDO, Reginaldo Santana. **Pesquisa em índice de preços: antecedentes históricos e principais abordagens**. Universidade Federal de Goiás, 2008.

MAIA, Jayme de Mariz. **Economia Internacional e Comércio Exterior**. 8. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MAIA, Paulo Magno Silva; SOUZA, Rafael Moraes. **Análise do mercado de fundos de investimento imobiliário negociados na bolsa**. *Revista de Contabilidade do Mestrado em Ciências Contábeis da UERJ*, v. 20, n. 2, p. 18-36.

MANKIWI, Nicholas Gregory. **Macroeconomics**. Worth Publishers, Inc., 1992.

MARCHIORI, Nicolle Chidiac; AMORIN, Anderson Luís Walker; WEISE, Andreas Dittmar. **Um estudo sobre a relação de risco entre os fundos de investimento imobiliário e o mercado em geral**. Latin American Real Estate Society (LARES), 2015.

MARKOWITZ, Harry Max. **Foundations of Portfolio Theory**. The Journal of Finance, v. 46, n. 2. 1991.

MARKOWITZ, Harry Max. **Portfolio Selection**. The Journal of Finance, 1952.

MERIKAS, Andreas G. **Stock prices response to real economic variables: the case of Germany**. 2002. SSRN: Working paper series.

MOTTA, Renato Couto da. **Análise entre índices de Renda Fixa pré-fixada, com variáveis macroeconômicas e proxies de risco para o Brasil**. 2020. Brazilian Journals of Business, v. 2, n. 3, p. 3250-3271.

MUELLER, Glenn R.; PAULEY, Keith R. **The effect of interest-rate movements on Real Estate Investment Trusts**. 1995. The Journal of Real Estate Research, p. 319-325.

NAKAMURA, Wilson Toshiro. **Estudo empírico sobre a eficiência da carteira teórica do índice Bovespa**. Revista de Administração Mackenzie, vol. 1 núm. 1, p. 68-81. 2000. Universidade Presbiteriana Mackenzie.

NOVAES, Ana. Mercado de capitais: lições da experiência internacional. In: BACHA, Edmar Lisboa; OLIVEIRA FILHO, Luiz Chrysostomo de. **Mercado de Capitais e Crescimento Econômico: lições internacionais, desafios brasileiros**. Rio de Janeiro: Contra Capa, 2007. p. 33 – 34.

NUNES, Hulisson Fernando Sanches; SANTOS, Helis Cristina Zanuto Andrade; FERRARINI, Angel dos Santos Fachinelli. **Variáveis macroeconômicas: influências de curto e longo prazo sobre o Ibovespa**. 2023. Geosul, v. 38, n. 87, p. 292-316.

NUNES, Maurício S.; COSTA JÚNIOR, Newton C. A. da; MEURER, Roberto. **A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil.** 2004.

PIMENTA JÚNIOR, Tabajara; HIGUCHI, Rene Hironobu. **Variáveis Macroeconômicas e o Ibovespa: Um estudo da relação de causalidade.** READ – Revista Eletrônica de Administração, Porto Alegre, v. 14, n. 2, 2008.

RATTI, Bruno. **Comércio Internacional e Câmbio.** 10. ed. São Paulo: Aduaneiras, 2000.

SAMUELSON, Paul Anthony; NORDHAUS William Dawbney. **Economics.** 1985.

SANTOS, Henrique Farias dos. **Influência das variáveis macroeconômicas e financeiras sobre os mercados acionário e imobiliário brasileiros: uma análise comparativa no período de 2015 a 2019.** 2021. Adelpha Repositório Digital. Dissertação de Mestrado. Universidade Presbiteriana Mackenzie.

SCHWARZ, Gideon. **Estimating the dimension of a model.** The Annals of Statistics, v. 6, n. 2, p. 461-464, 1978.

SHARPE, William Forsyth. **Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk.** Journal of Finance, 1964.

SILVA, Fabiano Mello. **Análise de causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa.** 2012. Dissertação de Mestrado. Universidade Federal de Santa Maria.

SIMS, Christopher A. **Macroeconomics and Reality.** The Econometric Society, 1980.

SIMS, Christopher A. **Are forecasting models usabel for policy analysis?** Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, 1986.

TOBIN, James. **Liquidity preference as behavior towards risk**. Review of Economic Studies, 1958.

VARTANIAN, Pedro Raffy. **Choques monetários e cambiais sob regimes de câmbio flutuante nos países membros do Mercosul**. 2008. Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o IBOVESPA: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, p. 608-627, 2012.

VARIAN, Hal Ronald. **A Portfolio of Nobel Laureates: Markowitz, Miller and Sharpe**. Journal of Economic Perspectives, v. 7, n. 1, p. 159–169, 1993.

VIDOR, George. **A História da CVM pelo olhar de seus ex-presidentes**. Rio de Janeiro: ANBIMA e BM&FBOVESPA, 2016.

VOLPE, Brunno Muhringer. **Qual índice utilizar? Um teste das aproximações da Carteira de Mercado Brasileira**. 2010. Dissertação de Mestrado. Fundação Getúlio Vargas.

WALID, Chakili; CHAKER, Aloui; MASOOD, OMAR; FRY, John. **Stock market volatility and exchange rates in emerging countries: A Markov state switching approach**. Emerging Markets Review, 2011.

WILLIAMS, John Burr. **The Theory of Investment Value**. Cambridge: Harvard University Press, 1938.

## APÊNDICE

### I. Ibovespa e IFIX

O valor total das carteiras do Ibovespa e do IFIX, após distribuição dos proventos é recalculado utilizando o preço ex-teórico do ativo que os recebeu, aplicando-se um redutor de forma que o valor dos índices se mantenha constantes. A fórmula a seguir detalha o funcionamento deste racional:

$$P_{ex} = \frac{P_c + (S \times Z) - D - J - Rend - V_{et}}{1 + B + S} \quad (5)$$

Onde:

$P_{ex}$  = preço ex-teórico

$P_c$  = último preço com-direito ao provento

$S$  = percentual de subscrição, representado por número-índice

$Z$  = valor de emissão da ação subscrita, representado em moeda corrente

$D$  = valor recebido a título de dividendo, representado em moeda corrente

$J$  = juros sobre capital próprio, em moeda corrente, líquidos de imposto

$Rend$  = rendimentos em moeda corrente e líquidos de imposto

$V_{et}$  = valor econômico teórico resultante do recebimento de provento em outro tipo ou ativo

$B$  = percentual de bonificação ou desdobramento, em número-índice.

Sobre o índice de negociabilidade, vale destacar que para seu cálculo não são considerados os negócios diretos e, adicionalmente, os valores correspondentes a cada ativo são apurados diariamente, somados e divididos pela quantidade total de pregões realizados no período analisado. Abaixo, pode-se verificar a fórmula adotada para este índice:

$$IN = \frac{\sum_{i=1}^P \sqrt[3]{\frac{N_a}{N} \times \left(\frac{V_a}{V}\right)^2}}{P} \quad (6)$$

Em que:

$IN$  = índice de negociabilidade

$N_a$  = número de negócios com o ativo no mercado à vista

$N$  = número total de negócios no mercado à vista da B3

$V_a$  = volume financeiro gerado pelos negócios com o ativo no mercado

$V$  = volume financeiro total do mercado à vista da B3

$P$  = número total de pregões no período

Sobre os índices da B3 de forma geral, vale destacar que o cálculo ao longo do período regular de negociação é realizado no intervalo de trinta segundos, a partir dos preços registrados nos últimos negócios efetuados no mercado à vista com os ativos integrantes das carteiras dos índices. Assim, obtém-se a seguinte expressão:

$$\acute{I}ndice_{(t)} = \frac{\text{Valortotaldacarteira}}{\text{Redutor}} = \frac{\sum_{i=1}^n P_{i_t} \times Q_{i_t}}{\alpha} \quad (7)$$

Onde:

$\acute{I}ndice_{(t)}$  = valor do índice no instante  $t$ .

$n$  = número total de ativos integrantes da carteira teórica do índice

$P_{i_t}$  = último preço do ativo  $i$  no instante  $t$

$Q_{i_t}$  = quantidade do ativo  $i$  na carteira teórica no instante  $t$ .

$\alpha$  = redutor utilizado para adequação do valor total da carteira ao valor de divulgação do índice



## II. IMA-Geral

A fórmula aplicada para o cálculo do IMA é definida como:

$$I_t = \sum_{j=1}^k Q_v^j \times (P_t^j + C_t^j) \quad (8)$$

Em que:

$I_t$  = o número-índice na data  $t$

$k$  = o número de componentes do índice

$Q_v^j$  = a quantidade teórica vigente do título  $j$  na carteira

$P_t^j$  = o preço ex-cupom do título  $j$  na data  $t$ .

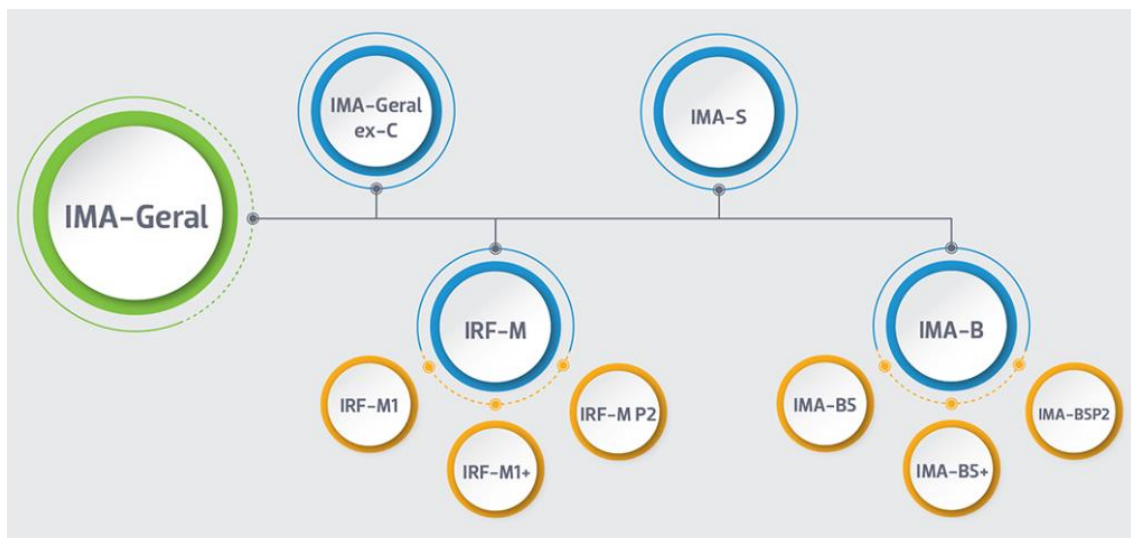
$C_t^j$  = o valor do cupom pago pelo título  $j$  na data  $t$

Durante o rabalanceamento do índice, a quantidade de títulos elegíveis no mercado ( $Q_m^j$ ) é utilizada para apuração de um índice auxiliar, obtendo-se:

$$I_t^a = \sum_{j=1}^k Q_m^j \times P_t^j \quad (9)$$

Como resultado, as novas quantidades teóricas vigentes de cada título elegível são ajustadas ( $Q_{nv}^j$ )<sup>3</sup> e substituem-se os valores apurados no índice ( $I$ ), portanto:

$$Q_{nv}^j = Q_m^j \times \left(\frac{I_t}{I_t^a}\right) \quad (10)$$

**Figura 9** – IMA-Geral e família de subíndices

Fonte: ANBIMA. Disponível em: <[https://www.anbima.com.br/pt\\_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm](https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/precos-e-indices/indices/ima.htm)>. Acesso em 10 nov. 2022.

### III. Matriz de correlação

**Figura 10** – Matriz de correlação das variáveis

	INF	IR	ER	GDP	OIL	IBOV	IFIX	IMA
INF	1.000000	0.074803	0.073201	0.133204	0.058708	-0.027363	-0.123064	-0.085664
IR	0.074803	1.000000	-0.566529	0.180512	0.085503	-0.790080	-0.764731	-0.680491
ER	0.073201	-0.566529	1.000000	-0.472209	-0.717385	0.741206	0.860205	0.926378
GDP	0.133204	0.180512	-0.472209	1.000000	0.641421	-0.286301	-0.409374	-0.460530
OIL	0.058708	0.085503	-0.717385	0.641421	1.000000	-0.289858	-0.544576	-0.645382
IBOV	-0.027363	-0.790080	0.741206	-0.286301	-0.289858	1.000000	0.904507	0.871231
IFIX	-0.123064	-0.764731	0.860205	-0.409374	-0.544576	0.904507	1.000000	0.977125
IMA	-0.085664	-0.680491	0.926378	-0.460530	-0.645382	0.871231	0.977125	1.000000

Fonte: Elaboração própria.

#### IV. Estimativas do modelo VEC

**Figura 11 – Modelo VEC com uma defasagem - Ibovespa**

Vector Error Correction Estimates  
Date: 05/20/23 Time: 17:33  
Sample (adjusted): 2011M03 2021M12  
Included observations: 130 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LOG(IBOV(-1))	1.000000	0.000000
LOG(ER(-1))	0.000000	1.000000
LOG(GDP(-1))	6.971345 (2.91632) [ 2.39046]	-14.08371 (5.64908) [-2.49310]
INF(-1)	1.262651 (0.24803) [ 5.09068]	2.850574 (0.48045) [ 5.93309]
IR(-1)	0.039956 (0.02041) [ 1.95742]	0.033854 (0.03954) [ 0.85619]
LOG(OIL(-1))	-0.068767 (0.30666) [-0.22424]	2.457322 (0.59402) [ 4.13677]
C	-46.23534	56.36929

Error Correction:	D(LOG(IBOV))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.041854 (0.01834) [-2.28163]	0.016365 (0.00962) [ 1.70033]	-0.041885 (0.00716) [-5.84963]	0.062192 (0.07803) [ 0.79704]	0.283595 (0.25337) [ 1.11931]	-0.030866 (0.02584) [-1.19429]
CointEq2	0.009001 (0.00909) [ 0.99023]	-0.006364 (0.00477) [-1.33434]	0.022415 (0.00355) [ 6.31743]	-0.156945 (0.03867) [-4.05902]	0.218703 (0.12555) [ 1.74196]	0.003888 (0.01281) [ 0.30362]
D(LOG(IBOV(-1)))	0.192071 (0.11362) [ 1.69045]	-0.157229 (0.05961) [-2.63747]	0.025498 (0.04435) [ 0.57491]	-0.578275 (0.48331) [-1.19648]	-1.424598 (1.56935) [-0.90776]	0.657645 (0.16008) [ 4.10821]
D(LOG(ER(-1)))	0.203809 (0.19070) [ 1.06876]	0.046209 (0.10005) [ 0.46185]	-0.056785 (0.07444) [-0.76287]	0.301594 (0.81117) [ 0.37180]	-0.057029 (2.63391) [-0.02165]	0.570610 (0.26867) [ 2.12383]
D(LOG(GDP(-1)))	0.172832 (0.22610) [ 0.76439]	0.070969 (0.11863) [ 0.59824]	0.234469 (0.08826) [ 2.65667]	-2.481936 (0.96178) [-2.58057]	0.931881 (3.12295) [ 0.29840]	-0.570795 (0.31856) [-1.79182]
D(INF(-1))	0.026199 (0.02026) [ 1.29297]	-0.004007 (0.01063) [-0.37690]	-0.006314 (0.00791) [-0.79827]	-0.101444 (0.08619) [-1.17696]	-0.336398 (0.27987) [-1.20198]	0.024712 (0.02855) [ 0.86562]
D(IR(-1))	0.010113 (0.00725) [ 1.39460]	-0.006513 (0.00380) [-1.71183]	-0.014032 (0.00283) [-4.95736]	-0.019853 (0.03085) [-0.64358]	-0.551687 (0.10016) [-5.50795]	0.014691 (0.01022) [ 1.43795]
D(LOG(OIL(-1)))	-0.007123 (0.06965) [-0.10227]	-0.062696 (0.03654) [-1.71569]	0.032845 (0.02719) [ 1.20815]	0.915466 (0.29627) [ 3.09001]	0.775715 (0.96200) [ 0.80636]	0.277989 (0.09813) [ 2.83293]
C	0.001060 (0.00607) [ 0.17458]	0.009206 (0.00319) [ 2.88847]	0.000312 (0.00237) [ 0.13157]	0.000169 (0.02584) [ 0.00653]	-0.015930 (0.08390) [-0.18986]	-0.008773 (0.00856) [-1.02510]

R-squared	0.079800	0.202316	0.520482	0.287577	0.323683	0.275196
Adj. R-squared	0.018960	0.149577	0.488779	0.240474	0.278968	0.227275
Sum sq. resids	0.519163	0.142913	0.079101	9.393774	99.04232	1.030529
S.E. equation	0.065503	0.034367	0.025568	0.278630	0.904727	0.092286
F-statistic	1.311643	3.836153	16.41711	6.105354	7.238785	5.742699
Log likelihood	174.5377	258.3863	296.8344	-13.67533	-166.7828	129.9731
Akaike AIC	-2.546734	-3.836713	-4.428221	0.348851	2.704351	-1.861124
Schwarz SC	-2.348212	-3.638191	-4.229699	0.547373	2.902873	-1.662602
Mean dependent	0.003399	0.009389	0.000301	-0.000538	-0.007057	-0.002273
S.D. dependent	0.066133	0.037267	0.035760	0.319710	1.065468	0.104984

Determinant resid covariance (dof adj.)	7.10E-13
Determinant resid covariance	4.61E-13
Log likelihood	739.5164
Akaike information criterion	-10.36179
Schwarz criterion	-8.905966
Number of coefficients	66

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 12 – Modelo VEC com duas defasagens - Ibovespa**

Vector Error Correction Estimates  
Date: 05/20/23 Time: 16:32  
Sample (adjusted): 2011M04 2021M12  
Included observations: 129 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2
LOG(IBOV(-1))	1.000000	0.000000
LOG(ER(-1))	0.000000	1.000000
LOG(GDP(-1))	-22.82398 (9.91327) [-2.30237]	1.652826 (2.16365) [ 0.76391]
INF(-1)	4.859176 (0.78942) [ 6.15541]	0.891854 (0.17230) [ 5.17628]
IR(-1)	0.043837 (0.05709) [ 0.76784]	0.031078 (0.01246) [ 2.49409]
LOG(OIL(-1))	2.857064 (0.97136) [ 2.94130]	0.892584 (0.21201) [ 4.21015]
C	86.78235	-13.75429

Error Correction:	D(LOG(IBOV))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.006997 (0.00703) [-0.99554]	-0.000538 (0.00382) [-0.14100]	0.004367 (0.00275) [ 1.58545]	-0.106729 (0.02999) [-3.55878]	-0.081589 (0.09059) [-0.90060]	0.018886 (0.00967) [ 1.95258]
CointEq2	-0.011241 (0.02813) [-0.39956]	0.001090 (0.01528) [ 0.07131]	-0.010400 (0.01103) [-0.94327]	0.125200 (0.04642) [ 1.04297]	1.670389 (0.50539) [ 4.60644]	-0.105879 (0.36262) [-2.73482]
D(LOG(IBOV(-1)))	0.075640 (0.11844) [ 0.63863]	-0.135447 (0.06434) [-2.10532]	-0.009260 (0.04642) [-0.19950]	-0.457634 (0.50539) [-0.90551]	-1.610835 (1.52667) [-1.05513]	0.560391 (0.16299) [ 3.43809]
D(LOG(IBOV(-2)))	-0.205081 (0.12356) [-1.65977]	-0.023036 (0.06712) [-0.34323]	-0.105694 (0.04842) [-2.18270]	0.183229 (0.52723) [ 0.34753]	-1.919352 (1.59266) [-1.20513]	-0.055237 (0.17004) [-0.32485]
D(LOG(ER(-1)))	-0.022801 (0.21233) [-0.10739]	0.084638 (0.11533) [ 0.73385]	-0.105796 (0.08321) [-1.27142]	0.219468 (0.90599) [ 0.24224]	-2.977561 (2.73683) [-1.08796]	0.517775 (0.29220) [ 1.77201]
D(LOG(ER(-2)))	0.123011 (0.19769) [ 0.62223]	-0.144582 (0.10739) [-1.34639]	0.013804 (0.07748) [ 0.17817]	-0.180942 (0.84356) [-0.21450]	-1.128184 (2.54823) [-0.44273]	-0.092412 (0.27206) [-0.33967]
D(LOG(GDP(-1)))	0.018621 (0.24505) [ 0.07599]	0.137788 (0.13311) [ 1.03516]	0.003267 (0.09604) [ 0.03401]	-2.035284 (1.04562) [-1.94648]	-2.314030 (3.15861) [-0.73261]	-0.201798 (0.33723) [-0.59840]
D(LOG(GDP(-2)))	-0.332897 (0.22315) [-1.49180]	0.020644 (0.12121) [ 0.17031]	-0.377776 (0.08745) [-4.31975]	-0.185888 (0.95218) [-0.19522]	-0.143348 (2.87636) [-0.04984]	0.377281 (0.30709) [ 1.22855]
D(INF(-1))	0.031257 (0.02321) [ 1.34676]	0.002970 (0.01261) [ 0.23555]	-0.018264 (0.00910) [-2.00797]	-0.086490 (0.09903) [-0.87334]	-0.835755 (0.29916) [-2.79367]	0.028351 (0.03194) [ 0.88764]
D(INF(-2))	0.032845 (0.02073) [ 1.58444]	0.004941 (0.01126) [ 0.43878]	-0.010791 (0.00812) [-1.32824]	-0.077943 (0.08845) [-0.88118]	-0.821880 (0.26720) [-3.07593]	-0.001275 (0.02853) [-0.04468]
D(IR(-1))	0.003360 (0.00823) [ 0.40841]	-0.003977 (0.00447) [-0.88982]	-0.018956 (0.00322) [-5.87880]	-0.014579 (0.03511) [-0.41526]	-0.754194 (0.10605) [-7.11147]	0.027318 (0.01132) [ 2.41264]
D(IR(-2))	0.002494 (0.00871) [ 0.28651]	0.001400 (0.00473) [ 0.29595]	0.001401 (0.00341) [ 0.41071]	0.035594 (0.03715) [ 0.95814]	-0.302880 (0.11222) [-2.69900]	0.014060 (0.01198) [ 1.17350]
D(LOG(OIL(-1)))	0.085764 (0.07446) [ 1.15187]	-0.071087 (0.04044) [-1.75764]	0.080249 (0.02918) [ 2.75013]	0.839069 (0.31771) [ 2.64100]	1.150944 (0.95973) [ 1.19923]	0.370102 (0.10247) [ 3.61195]
D(LOG(OIL(-2)))	-0.004782 (0.07391) [-0.06471]	-0.009475 (0.04015) [-0.23600]	0.043076 (0.02897) [ 1.48715]	-0.201081 (0.31537) [-0.63760]	-0.764247 (0.95267) [-0.80222]	-0.207459 (0.10171) [-2.03967]
C	0.003081 (0.00643) [ 0.47892]	0.010346 (0.00349) [ 2.96019]	0.000985 (0.00252) [ 0.39050]	0.002910 (0.02745) [ 0.10599]	0.009726 (0.08293) [ 0.11728]	-0.007189 (0.00885) [-0.81186]
R-squared	0.140897	0.201084	0.538049	0.330954	0.445980	0.349412
Adj. R-squared	0.035393	0.102971	0.481318	0.248791	0.377942	0.269515
Sum sq. resids	0.484515	0.142959	0.074416	8.821753	80.50048	0.917604
S.E. equation	0.065193	0.035412	0.025549	0.278179	0.840324	0.089717
F-statistic	1.335470	2.049520	9.484228	4.027992	6.554907	4.373286
Log likelihood	177.1519	255.8800	297.9915	-10.01590	-152.6281	135.9611
Akaike AIC	-2.513983	-3.734573	-4.387465	0.387843	2.598886	-1.875367
Schwarz SC	-2.181447	-3.402037	-4.054929	0.720380	2.931422	-1.542830
Mean dependent	0.003288	0.009504	-0.000180	-0.000465	-0.015307	-0.003097
S.D. dependent	0.066378	0.037390	0.035476	0.320955	1.065446	0.104971
Determinant resid covariance (dof adj.)		5.57E-13				
Determinant resid covariance		2.65E-13				
Log likelihood		769.5555				
Akaike information criterion		-10.34970				
Schwarz criterion		-8.088451				
Number of coefficients		102				

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 13** – Modelo VEC com uma defasagem - IFIX

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/20/23 Time: 17:44

Sample (adjusted): 2011M03 2021M12

Included observations: 130 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LOG(IFIX(-1))	1.000000	0.000000				
LOG(ER(-1))	0.000000	1.000000				
LOG(GDP(-1))	107.1922 (14.3982) [ 7.44483]	129.6733 (17.7122) [ 7.32112]				
INF(-1)	-3.450172 (1.24891) [-2.76256]	-4.927218 (1.53636) [-3.20707]				
IR(-1)	-0.085305 (0.10424) [-0.81835]	-0.124837 (0.12823) [-0.97352]				
LOG(OIL(-1))	-7.848815 (1.49103) [-5.26402]	-9.286611 (1.83422) [-5.06298]				
C	-501.2621	-598.7602				
Error Correction:	D(LOG(IFIX))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.039240 (0.01915) [-2.04939]	0.042290 (0.02038) [ 2.07487]	-0.035873 (0.01529) [-2.34558]	-0.779479 (0.15556) [-5.01077]	0.418613 (0.55755) [ 0.75080]	-0.050298 (0.05617) [-0.89551]
CointEq2	0.031094 (0.01558) [ 1.99628]	-0.033964 (0.01658) [-2.04846]	0.025470 (0.01244) [ 2.04719]	0.660641 (0.12655) [ 5.22054]	-0.353710 (0.45356) [-0.77985]	0.040677 (0.04569) [ 0.89027]
D(LOG(IFIX(-1)))	0.162160 (0.10809) [ 1.50023]	-0.104281 (0.11506) [-0.90633]	-0.025169 (0.08634) [-0.29152]	-0.006187 (0.87816) [-0.00705]	-5.789492 (3.14746) [-1.83942]	0.918771 (0.31707) [ 2.89772]
D(LOG(ER(-1)))	-0.051153 (0.09556) [-0.53531]	0.154312 (0.10172) [ 1.51703]	-0.075293 (0.07633) [-0.98646]	0.052748 (0.77635) [ 0.06794]	-1.397089 (2.78256) [-0.50209]	0.398290 (0.28031) [ 1.42090]
D(LOG(GDP(-1)))	0.049000 (0.11124) [ 0.44051]	0.101943 (0.11841) [ 0.86095]	0.197677 (0.08885) [ 2.22486]	-1.943985 (0.90372) [-2.15109]	-0.356035 (3.23907) [-0.10992]	-0.602372 (0.32630) [-1.84609]
D(INF(-1))	-0.000212 (0.01068) [-0.01987]	-0.010453 (0.01136) [-0.91979]	0.000580 (0.00853) [ 0.06806]	-0.002146 (0.08673) [-0.02474]	0.031485 (0.31087) [ 0.10128]	0.012189 (0.03132) [ 0.38921]
D(IR(-1))	0.002138 (0.00351) [ 0.60863]	-0.005520 (0.00374) [-1.47643]	-0.014257 (0.00281) [-5.08168]	-0.027846 (0.02854) [-0.97579]	-0.471280 (0.10228) [-4.60780]	0.009991 (0.01030) [ 0.96968]
D(LOG(OIL(-1)))	-0.011596 (0.03296) [-0.35184]	-0.087385 (0.03508) [-2.49073]	0.044138 (0.02633) [ 1.67659]	0.603289 (0.26777) [ 2.25299]	1.402096 (0.95974) [ 1.46092]	0.334460 (0.09668) [ 3.45940]
C	0.007252 (0.00320) [ 2.26571]	0.008441 (0.00341) [ 2.47732]	0.000764 (0.00256) [ 0.29874]	-0.000263 (0.02600) [-0.01012]	0.036762 (0.09321) [ 0.39442]	-0.011721 (0.00939) [-1.24839]
R-squared	0.078230	0.178858	0.497855	0.350067	0.248255	0.214251
Adj. R-squared	0.017287	0.124568	0.464655	0.307096	0.198553	0.162300
Sum sq. resids	0.129834	0.147116	0.082834	8.569803	110.0884	1.117180
S.E. equation	0.032757	0.034869	0.026164	0.266129	0.953845	0.096088
F-statistic	1.283653	3.294474	14.99577	8.146614	4.994849	4.124144
Log likelihood	264.6250	256.5024	293.8373	-7.708178	-173.6557	124.7252
Akaike AIC	-3.932693	-3.807729	-4.382112	0.257049	2.810087	-1.780388
Schwarz SC	-3.734171	-3.609207	-4.183591	0.455571	3.008609	-1.581866
Mean dependent	0.007930	0.009389	0.000301	-0.000538	-0.007057	-0.002273
S.D. dependent	0.033044	0.037267	0.035760	0.319710	1.065468	0.104984
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.50E-13					
Determinant resid covariance	1.63E-13					
Log likelihood	807.3210					
Akaike information criterion	-11.40494					
Schwarz criterion	-9.949113					
Number of coefficients	66					

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 14 – Modelo VEC com duas defasagens - IFIX**

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/20/23 Time: 17:47

Sample (adjusted): 2011M04 2021M12

Included observations: 129 after adjustments

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

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LOG(IFIX(-1))	1.000000	0.000000				
LOG(ER(-1))	0.000000	1.000000				
LOG(GDP(-1))	2.030696 (2.91237) [ 0.697271]	3.348221 (2.28226) [ 1.467061]				
INF(-1)	1.517543 (0.23826) [ 6.369161]	0.912635 (0.18671) [ 4.887881]				
IR(-1)	0.042159 (0.01800) [ 2.341511]	0.030564 (0.01411) [ 2.166231]				
LOG(OIL(-1))	0.517016 (0.28050) [ 1.843171]	0.751127 (0.21982) [ 3.417081]				
C	-20.81635	-21.53570				
Error Correction:	D(LOG(IFIX))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.028753 (0.02289) [ -1.255991]	0.035202 (0.02445) [ 1.439541]	0.001258 (0.01807) [ 0.069661]	-0.863962 (0.18554) [ -4.656431]	-0.903704 (0.56320) [ -1.604591]	0.074485 (0.06329) [ 1.176881]
CointEq2	0.019646 (0.02745) [ 0.715731]	-0.038524 (0.02932) [ -1.313901]	-0.000557 (0.02166) [ -0.025731]	0.802890 (0.22247) [ 3.609021]	2.302772 (0.67529) [ 3.410071]	-0.133055 (0.07589) [ -1.753351]
D(LOG(IFIX(-1)))	0.151336 (0.11605) [ 1.304041]	-0.117747 (0.12396) [ -0.949851]	0.000597 (0.08114) [ 0.006521]	-0.055459 (0.94057) [ -0.058961]	-2.916296 (2.85505) [ -1.021451]	0.719294 (0.32084) [ 2.241891]
D(LOG(IFIX(-2)))	0.087797 (0.11700) [ 0.750421]	0.046258 (0.12497) [ 0.370141]	-0.134921 (0.09233) [ -1.461351]	1.192185 (0.94824) [ 1.257261]	-5.661829 (2.87832) [ -1.967061]	-0.448025 (0.32346) [ -1.385121]
D(LOG(ER(-1)))	-0.077169 (0.10282) [ -0.750511]	0.196824 (0.10983) [ 1.792031]	-0.092266 (0.08114) [ -1.137121]	0.195227 (0.83336) [ 0.234271]	-2.921829 (2.52960) [ -1.155051]	0.315701 (0.28427) [ 1.110571]
D(LOG(ER(-2)))	0.073575 (0.10053) [ 0.731841]	-0.111348 (0.10739) [ -1.036881]	0.032096 (0.07933) [ 0.404571]	-0.571701 (0.81481) [ -0.701641]	-2.976957 (2.47329) [ -1.203641]	-0.041439 (0.27794) [ -0.149091]
D(LOG(GDP(-1)))	-0.016699 (0.11675) [ -0.143041]	0.163759 (0.12470) [ 1.313171]	-0.050184 (0.09213) [ -0.544731]	-1.395502 (0.94620) [ -1.474851]	-3.230255 (2.87212) [ -1.124691]	-0.257260 (0.32276) [ -0.797061]
D(LOG(GDP(-2)))	0.000870 (0.10788) [ 0.008071]	0.013480 (0.11523) [ 0.116991]	-0.438749 (0.08513) [ -5.153951]	0.487339 (0.87432) [ 0.557391]	-0.977148 (2.65395) [ -0.368191]	0.353394 (0.29824) [ 1.184921]
D(INF(-1))	0.008542 (0.01290) [ 0.662301]	-0.005231 (0.01378) [ -0.379721]	-0.012684 (0.01018) [ -1.246271]	0.035437 (0.10453) [ 0.339021]	-0.621926 (0.31729) [ -1.960131]	0.020698 (0.03566) [ 0.580501]
D(INF(-2))	0.020454 (0.01102) [ 1.856521]	-0.003273 (0.01177) [ -0.278141]	-0.005490 (0.00869) [ -0.631471]	-0.020441 (0.08930) [ -0.228911]	-0.699507 (2.27105) [ -2.580741]	0.010250 (0.03046) [ 0.336501]
D(IR(-1))	0.001914 (0.00416) [ 0.460141]	-0.002014 (0.00444) [ -0.453331]	-0.019667 (0.00328) [ -5.992161]	-0.012339 (0.03371) [ -0.366041]	-0.774550 (0.10232) [ -7.569831]	0.023365 (0.01156) [ 2.031991]
D(IR(-2))	0.000803 (0.00446) [ 0.179851]	0.003037 (0.00477) [ 0.637131]	0.002072 (0.00352) [ 0.588431]	0.014180 (0.03617) [ 0.392081]	-0.331417 (0.10978) [ -3.018911]	0.015397 (0.01234) [ 1.248031]
D(LOG(OIL(-1)))	0.003032 (0.03490) [ 0.086871]	-0.095539 (0.03728) [ -2.562581]	0.074403 (0.02754) [ 2.701381]	0.482734 (0.28288) [ 1.706501]	1.080470 (0.85866) [ 1.258311]	0.475151 (0.09649) [ 4.924141]
D(LOG(OIL(-2)))	-0.017303 (0.03694) [ -0.468461]	-0.003523 (0.03945) [ -0.089291]	0.044604 (0.02915) [ 1.530321]	-0.327725 (0.29935) [ -1.094771]	-0.522344 (0.90867) [ -0.574841]	-0.217909 (0.10211) [ -2.133981]
C	0.006033 (0.00359) [ 1.679811]	0.009101 (0.00384) [ 2.372401]	0.001322 (0.00283) [ 0.466311]	-0.004799 (0.02911) [ -0.164881]	0.077316 (0.08835) [ 0.875091]	-0.005952 (0.00993) [ -0.599451]
R-squared	0.095884	0.190179	0.509048	0.367299	0.470986	0.311751
Adj. R-squared	-0.015148	0.090727	0.448755	0.289598	0.406020	0.227229
Sum sq. resids	0.127003	0.144910	0.079087	8.342531	76.86696	0.970722
S.E. equation	0.033378	0.035653	0.026339	0.270518	0.821140	0.092277
F-statistic	0.863570	1.912276	8.442985	4.727126	7.249673	3.688406
Log likelihood	263.5134	255.0055	294.0643	-6.413320	-149.6491	132.3315
Akaike AIC	-3.852922	-3.721016	-4.326578	0.331989	2.552699	-1.819093
Schwarz SC	-3.520385	-3.388480	-3.994042	0.664526	2.885235	-1.486556
Mean dependent	0.007779	0.009504	-0.000180	-0.000465	-0.015307	-0.003097
S.D. dependent	0.033128	0.037390	0.035476	0.320955	1.065446	0.104971
Determinant resid covariance (dof adj.)		1.89E-13				
Determinant resid covariance		8.99E-14				
Log likelihood		839.3389				
Akaike information criterion		-11.43161				
Schwarz criterion		-9.170363				
Number of coefficients		102				

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 15 – Modelo VEC com uma defasagem - IMA**

Vector Error Correction Estimates  
 Date: 05/20/23 Time: 18:28  
 Sample (adjusted): 2011M03 2021M12  
 Included observations: 130 after adjustments  
 Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LOG(IMA(-1))	1	0				
LOG(ER(-1))	0	1				
LOG(GDP(-1))	168.972888... 23.0619202... [ 7.32692]	198.9792150709446 27.56482688113482 [ 7.21859]				
INF(-1)	-6.3562552... 1.97751590... [-3.21426]	-8.285568809048034 2.363631607300881 [-3.50544]				
IR(-1)	-0.2446181... 0.17251904... [-1.41792]	-0.2946107944372735 0.2062038820879844 [-1.42874]				
LOG(OIL(-1))	-12.596915... 2.38488744... [-5.28197]	-14.81596824410501 2.850543607544852 [-5.19759]				
C	-784.26509...	-914.5379998448098				
Error Correction:	D(LOG(IMA))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.0099117... 0.00571689... [-1.73377]	0.03213277... 0.01855401... [ 1.73185]	-0.0285538... 0.01381776... [-2.06646]	-0.6875335... 0.14047201... [-4.89445]	1.07329857... 0.48979410... [ 2.19133]	-0.0589345... 0.05236402... [-1.12548]
CointEq2	0.00797826... 0.00479077... [ 1.66534]	-0.0266995... 0.01554833... [-1.71720]	0.02155123... 0.01157933... [ 1.86118]	0.59393923... 0.11771602... [ 5.04553]	-0.9125465... 0.41044912... [-2.22329]	0.04964507... 0.04388122... [ 1.13135]
D(LOG(IMA(-1)))	0.07398753... 0.10138118... [ 0.72980]	-0.2909320... 0.32902961... [-0.88421]	-0.4707781... 0.24503882... [-1.92124]	-3.4719157... 2.49107500... [-1.39374]	-21.161331... 8.68581445... [-2.43631]	0.75504545... 0.92860282... [ 0.81310]
D(LOG(ER(-1)))	-0.0101613... 0.03176071... [-0.31993]	0.14123346... 0.10307845... [ 1.37016]	-0.1229181... 0.07676580... [-1.60121]	-0.3130074... 0.78040439... [-0.40108]	-1.7313794... 2.72109341... [-0.63628]	0.14333551... 0.29091284... [ 0.49271]
D(LOG(GDP(-1)))	0.02228138... 0.03683903... [ 0.60483]	0.11903678... 0.11955999... [ 0.99562]	0.20840030... 0.08904013... [ 2.34052]	-1.9530382... 0.90518571... [-2.15761]	0.27647435... 3.15617762... [ 0.08760]	-0.6465775... 0.33742782... [-1.91620]
D(INF(-1))	-0.0001583... 0.00349473... [-0.04530]	-0.0085682... 0.01134206... [-0.75544]	-0.0021089... 0.00844679... [-0.24967]	-0.0117964... 0.08587046... [-0.13737]	-0.2089202... 0.29941085... [-0.69777]	0.01715416... 0.03201009... [ 0.53590]
D(IR(-1))	0.00070155... 0.00115549... [ 0.60714]	-0.0053656... 0.00375011... [-1.43079]	-0.0147313... 0.00279283... [-5.27469]	-0.0218822... 0.02839203... [-0.77072]	-0.4953342... 0.09899660... [-5.00355]	0.00742686... 0.01058375... [ 0.70172]
D(LOG(OIL(-1)))	-0.0069885... 0.01065326... [-0.65600]	-0.0990496... 0.03457486... [-2.86479]	0.04156976... 0.02574899... [ 1.61442]	0.62258268... 0.26176540... [ 2.37840]	0.88162443... 0.91271669... [ 0.96593]	0.40171813... 0.09757879... [ 4.11686]
C	0.00763979... 0.00137286... [ 5.56485]	0.01016120... 0.00445559... [ 2.28055]	0.00484288... 0.00331822... [ 1.45948]	0.03157805... 0.03373320... [ 0.93611]	0.16922298... 0.11762004... [ 1.43873]	-0.0088515... 0.01257479... [-0.70391]
R-squared	0.06542551...	0.17200280...	0.50124020...	0.35512933...	0.29408674...	0.16896037...
Adj. R-squared	0.00363546...	0.11725918...	0.46826434...	0.31249325...	0.24741479...	0.11401561...
Sum sq. resids	0.01408366...	0.14834432...	0.08227554...	8.50304684...	103.376555...	1.18157410...
S.E. equation	0.01078860...	0.03501408...	0.02607610...	0.26509076...	0.92431147...	0.09881839...
F-statistic	1.05883582...	3.14197003...	15.2002188...	8.32931539...	6.30114543...	3.07509494...
Log likelihood	409.005805...	255.961976...	294.277016...	-7.1998658...	-169.56685...	121.082640...
Akaike AIC	-6.1539354...	-3.7994150...	-4.3888771...	0.24922870...	2.74718235...	-1.7243483...
Schwarz SC	-5.9554138...	-3.6008934...	-4.1903555...	0.44775032...	2.94570397...	-1.5258266...
Mean dependent	0.00814725...	0.00938935...	0.00030076...	-0.0005384...	-0.0070573...	-0.0022727...
S.D. dependent	0.01080826...	0.03726715...	0.03575977...	0.31970992...	1.06546823...	0.10498439...
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.851499045416405e-14					
Determinant resid covariance	1.854066634981348e-14					
Log likelihood	948.4505872246892					
Akaike information criterion	-13.57616288037983					
Schwarz criterion	-12.12033769784084					
Number of coefficients	66					

Fonte: Elaboração própria.

**Figura 16 – Modelo VEC com duas defasagens - IMA**

Vector Error Correction Estimates  
Date: 05/20/23 Time: 18:31  
Sample (adjusted): 2011M04 2021M12  
Included observations: 129 after adjustments  
Standard errors in ( ) & t-statistics in [ ]

Cointegrating Eq:	CointEq1	CointEq2				
LOG(IMA(-1))	1	0				
LOG(ER(-1))	0	1				
LOG(GDP(-1))	-1.0091500... 3.37426212... [-0.299071]	1.286419297059629 2.222388767469473 [ 0.57885]				
INF(-1)	1.72415968... 0.27271043... [ 6.32231]	0.9245573546861088 0.1796151544276413 [ 5.14744]				
IR(-1)	0.05272435... 0.02218404... [ 2.37668]	0.04344098739175168 0.01461106540729933 [ 2.97316]				
LOG(OIL(-1))	0.90745140... 0.32426402... [ 2.79850]	0.8881618488194911 0.2135698698475165 [ 4.15865]				
C	-8.4202547...	-12.0500274633335				
Error Correction:	D(LOG(IMA))	D(LOG(ER))	D(LOG(GDP))	D(INF)	D(IR)	D(LOG(OIL))
CointEq1	-0.0004765... 0.00708343... [-0.067221]	0.02441805... 0.02309755... [ 1.057171]	0.01486372... 0.01673975... [ 0.887931]	-0.7787753... 0.17237160... [-4.51800]	-0.6687842... 0.52438057... [-1.27538]	0.10538523... 0.06031128... [-1.74735]
CointEq2	0.00099442... 0.01005606... [ 0.09889]	-0.0332978... 0.03279066... [-1.01547]	-0.0173614... 0.02376476... [-0.73055]	0.83542866... 0.24470904... [ 3.41397]	2.25463460... 0.74444204... [ 3.02862]	-0.2005381... 0.08562151... [-2.34215]
D(LOG(IMA(-1)))	0.08844899... 0.10637020... [ 0.83152]	-0.3306594... 0.34685034... [-0.95332]	-0.4027114... 0.25137689... [-1.60202]	-2.8928400... 2.58846256... [-1.11759]	-19.969564... 7.87449598... [-2.53598]	0.03851541... 0.90568000... [ 0.4253]
D(LOG(IMA(-2)))	0.15139245... 0.10869294... [ 1.39285]	-0.1616115... 0.35442431... [-0.45598]	-0.3990757... 0.25686606... [-1.55363]	2.08519754... 2.64498532... [ 0.78836]	-14.897965... 8.04644680... [-1.85150]	-1.4786617... 0.92545681... [-1.59776]
D(LOG(ER(-1)))	-0.0179593... 0.03431708... [-0.52334]	0.18392286... 0.11190064... [ 1.64363]	-0.1527531... 0.08109905... [-1.88354]	-0.2117502... 0.83508820... [-0.25357]	-4.8144426... 2.54046505... [-1.89510]	0.01916765... 0.29218992... [ 0.06560]
D(LOG(ER(-2)))	0.06224607... 0.03313035... [ 1.87882]	-0.1564564... 0.10803095... [-1.44826]	0.04711009... 0.07829453... [ 0.60170]	-0.6105785... 0.80620965... [-0.75734]	-2.1837502... 2.45261211... [ 0.89038]	-0.0590496... 0.28208557... [ 0.20933]
D(LOG(GDP(-1)))	-0.0249246... 0.03944826... [-0.63183]	0.17548814... 0.12863230... [ 1.36426]	-0.0142612... 0.09322518... [-0.15298]	-1.6488144... 0.95995261... [-1.71760]	-1.1841335... 2.92032155... [-0.40548]	-0.2555977... 0.33587887... [ 0.76098]
D(LOG(GDP(-2)))	-0.0060506... 0.03614171... [-0.16741]	0.01528225... 0.11785035... [ 0.12968]	-0.4092033... 0.08541106... [-4.79099]	-0.0024850... 0.87948950... [ 0.00283]	0.29959800... 2.67554055... [ 0.11198]	0.44940010... 0.30772554... [ 1.46039]
D(INF(-1))	-0.0028747... 0.00414518... [-0.69352]	-0.0019140... 0.01351656... [-0.14161]	-0.0189126... 0.00979602... [-1.93064]	0.01911860... 0.10087097... [ 0.18954]	-0.7736233... 0.30686481... [-2.52106]	0.01242822... 0.03529385... [ 0.35214]
D(INF(-2))	0.00222739... 0.00358277... [ 0.62170]	-0.0008411... 0.01168266... [-0.07200]	-0.0095723... 0.00846691... [-1.13056]	-0.0325678... 0.08718496... [-0.37355]	-0.7926157... 0.26522989... [-2.98841]	0.00247730... 0.03050524... [ 0.08121]
D(IR(-1))	-0.0005032... 0.00139787... [-0.36000]	-0.0020751... 0.0045815... [-0.45526]	-0.0202827... 0.00330348... [-6.13980]	-0.0121225... 0.03401645... [-0.35637]	-0.7932332... 0.10348321... [-7.66533]	0.02067937... 0.01190205... [ 1.73746]
D(IR(-2))	-0.0020381... 0.00147871... [-1.37831]	0.00270935... 0.00482178... [ 0.56190]	0.00191390... 0.00349455... [ 0.54768]	0.02498881... 0.03598386... [ 0.69444]	-0.3237464... 0.10946838... [-2.95744]	0.01275005... 0.01259043... [ 1.01268]
D(LOG(OIL(-1)))	-0.0032583... 0.01083212... [-0.30080]	-0.1019704... 0.03532122... [-2.88695]	0.06676239... 0.02559876... [ 2.60803]	0.57547669... 0.26359398... [ 2.18319]	0.41463644... 0.80189290... [ 0.51707]	0.51464859... 0.09222918... [ 5.58011]
D(LOG(OIL(-2)))	0.00426462... 0.01211517... [ 0.35201]	-0.0008043... 0.03950498... [-0.02036]	0.02866774... 0.02863090... [ 1.00129]	-0.2915554... 0.29481638... [-0.98894]	-1.2072053... 0.89687619... [-1.34601]	-0.2638137... 0.10315362... [-2.55748]
C	0.00568796... 0.00173797... [ 3.27276]	0.01308922... 0.00566715... [ 2.30967]	0.00718762... 0.00417022... [ 1.75000]	0.01555037... 0.04229261... [ 0.36769]	0.30406876... 0.12866055... [ 2.36334]	0.01035174... 0.01479780... [ 0.69955]
R-squared	0.08823518...	0.18391762...	0.52385085...	0.38319853...	0.48199586...	0.29407079...
Adj. R-squared	-0.0237359...	0.08369698...	0.46537640...	0.30745098...	0.41838131...	0.20737773...
Sum sq. resids	0.01373411...	0.14603093...	0.07670281...	8.13288016...	75.2672637...	0.99565793...
S.E. equation	0.01097609...	0.03579068...	0.02593899...	0.26709746...	0.81255101...	0.09345502...
F-statistic	0.78801735...	1.83512716...	8.95862734...	5.05889030...	7.57681873...	3.39209149...
Log likelihood	406.982617...	254.508753...	296.039018...	-4.7716962...	-148.29259...	130.695502...
Akaike AIC	-6.0772498...	-3.7133140...	-4.3571940...	0.30653792...	2.53166809...	-1.7937287...
Schwarz SC	-5.7447135...	-3.3807776...	-4.0246577...	0.63907425...	2.86420442...	-1.4611923...
Mean dependent	0.00812773...	0.00950363...	-0.0001796...	-0.0004651...	-0.0153068...	-0.0030965...
S.D. dependent	0.01084810...	0.03738956...	0.03547555...	0.32095526...	1.06544605...	0.10497104...
Determinant resid covariance (dof adj.)	2.103003841776335e-14					
Determinant resid covariance	1.00169440474202e-14					
Log likelihood	980.8673615650464					
Akaike information criterion	-13.62585056689994					
Schwarz criterion	-11.36460354949769					
Number of coefficients	102					

Fonte: Elaboração própria.