

UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE

RODRIGO LUCIO GOMES

**A INFLUÊNCIA DO INDICADOR CÍCLICO ANTECEDENTE E DAS
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE O MERCADO DE AÇÕES,
IMOBILIÁRIO, FUNDOS MULTIMERCADO E TÍTULOS PÚBLICOS: UMA
ANÁLISE NO PERÍODO 2011-2022**

**SÃO PAULO
2023**

RODRIGO LUCIO GOMES

**A INFLUÊNCIA DO INDICADOR CÍCLICO ANTECEDENTE E DAS
VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS SOBRE O MERCADO DE AÇÕES,
IMOBILIÁRIO, FUNDOS MULTIMERCADO E TÍTULOS PÚBLICOS: UMA
ANÁLISE NO PERÍODO 2011-2022**

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.

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)

| | |
|-------|---|
| G633i | <p>Gomes, Rodrigo Lucio.</p> <p>A influência do indicador cíclico antecedente e das variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações, imobiliário, fundos multimercado e títulos públicos: uma análise no período 2011-2022 : [recurso eletrônico] / Rodrigo Lucio Gomes. 1285 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. 69-76.</p> <p>1. Indicador Cíclico Antecedente. 2. Variáveis Macroeconômicas. 3. Influência. 4. índices De Mercados. 5. Vec. I. Vartanian, Pedro Raffy, <i>orientador(a)</i>. II. Título.</p> |
|-------|---|

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

RODRIGO LUCIO GOMES

**A INFLUÊNCIA DO INDICADOR CÍCLICO ANTECEDENTE E DAS
VARIÁVEIS MACROECONÓMICAS SOBRE O MERCADO DE AÇÕES,
IMOBILIÁRIO, FUNDOS MULTIMERCADO E TÍTULOS PÚBLICOS: UMA
ANÁLISE NO PERÍODO 2011-2022**

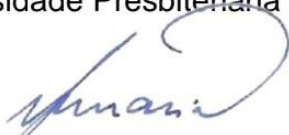
Dissertação apresentada ao Programa de Pós-Graduação em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie, como requisito parcial à obtenção de título de Mestre em Economia.

Aprovada em 9 de agosto de 2023.

BANCA EXAMINADORA



Prof. Dr. Pedro Raffy Vartanian
Universidade Presbiteriana Mackenzie



Prof. Dr. Vladimir Fernandes Maciel
Universidade Presbiteriana Mackenzie



Prof. Dr. Diogo de Prince Mendonça
Universidade Federal de São Paulo

Dedico esse trabalho ao meu amado avô
e grande amigo José Ladislau Gomes
(*in memoriam*)

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, Ronaldo Lazaro Gomes e Regina Helena Peixoto Gomes, por sempre me incentivarem a buscar meus objetivos e a superar meus limites.

Ao meu orientador, Professor Doutor Pedro Raffy Vartanian, por todo conhecimento transmitido e pelo rigor no processo metodológico aplicado no desenvolvimento dessa pesquisa, essenciais para que os objetivos propostos fossem alcançados.

Ao Professor Doutor Wladimir Fernandes Maciel, pelas sugestões e críticas realizadas durante a qualificação desse trabalho, assim como pelos ensinamentos nas aulas do Mestrado.

Ao Professor Doutor Diogo de Prince Mendonça, pelas valiosas recomendações e observações feitas durante banca examinadora desse trabalho.

Aos meus colegas de Mestrado em Economia e Mercados da Universidade Presbiteriana Mackenzie, por dividirem comigo suas ricas experiências profissionais e acadêmicas.

RESUMO

A presente pesquisa buscou investigar os efeitos do indicador cíclico antecedente e das variáveis macroeconômicas Taxa de Juros, Inflação, Câmbio e PIB sobre o desempenho dos mercados de ações, imobiliário, fundos multimercado e títulos públicos no Brasil, durante o período entre janeiro de 2011 a dezembro 2022, com o objetivo de identificar como esses fatores influenciaram o comportamento dos índices que representam esses mercados. Dentro desse período, observou-se que o Ibovespa apresentou o menor retorno absoluto e a maior volatilidade, sendo superado o IFIX (Índice de Fundos Imobiliários), pelo índice IMA-Geral de títulos públicos e pelo IHFA (Índice de *Hedge Funds* Anbima). Por essa razão, buscou-se analisar como choques no Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE), bem como na Taxa de Juros Básica da Economia (SELIC), no Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), na Taxa de Câmbio Nominal Expressa em Reais por Dólares (R\$/US\$) e no Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) impactaram a performance desses índices. Utilizando-se do modelo VAR com vetor de correção de erros (VEC), foram simulados choques positivos no IACE e nas variáveis macroeconômicas citadas, para comparar seus impactos sobre os índices Ibovespa, IFIX, IMA-Geral e IHFA. Os resultados obtidos, por meio das funções de resposta a impulso, indicaram que os choques no Indicador Cíclico Antecedente nas variáveis Taxa de Câmbio e Inflação influenciaram os mercados considerados de maneiras distintas, enquanto o Índice de Atividade Econômica e a Taxa de Juros não exerceram uma influência estatisticamente significativa sobre os mercados analisados.

Palavras Chaves: Indicador Cíclico Antecedente, Variáveis Macroeconômicas, Influência, Ibovespa, IFIX, IHFA, IMA-Geral, VEC.

ABSTRACT

This research sought to investigate the effects of the leading cyclical indicator and the macroeconomic variables Interest Rate, Inflation, Exchange and GDP on the performance of the stock, real estate, multimarket funds and government bond markets in Brazil, during the period from January 2011 to December 2022, with the objective of identifying how these factors influenced the behavior of the indices that represent these markets. Within this period, it is observed that the Ibovespa presented the lowest absolute return and the highest volatility, being surpassed by IFIX (Real Estate Funds Index), by the IMA-General index of government bonds and by the IHFA (Anbima *Hedge Funds* Index). For this reason, we sought to analyze how shocks in the Composite Leading Indicator of the Economy (IACE), as well as in the Basic Interest Rate of the Economy (SELIC), in the National Index of Prices to the Broad Consumer (IPCA), in the Nominal Exchange Rate Expressed in Reais per Dollars (R\$/US\$) and in the Economic Activity Index of the Central Bank (IBC-Br) impacted the performance of these indices. Using the VAR model with error correction vector (VEC), positive shocks were simulated in the IACE and in the macroeconomic variables mentioned, to compare their impacts on the Ibovespa, IFIX, IMA-General and IHFA indices. The results obtained, through the impulse response functions, indicated that the shocks in the Leading Cyclical Indicator in the variables Exchange Rate and Inflation influenced the markets considered in different ways, while the Economic Activity Index and the Interest Rate did not exert a statistically significant influence on the analyzed markets.

Keywords: Leading Cyclical Indicator, Macroeconomic Variables, Influence, Ibovespa, IFIX, IHFA, IMA-General, VEC.

LISTA DE FIGURAS

| | | |
|-----------|---|----|
| Figura 1 | Evolução das variáveis de janeiro de 2011 a dezembro de 2022..... | 43 |
| Figura 2 | Círculo unitário das raízes inversas dos modelos estimados..... | 52 |
| Figura 3 | Funções de Resposta a Impulso Modelo Ibovespa..... | 59 |
| Figura 4 | Funções de Resposta a Impulso Modelo IFIX..... | 60 |
| Figura 5 | Funções de Resposta a Impulso Modelo IHFA..... | 61 |
| Figura 6 | Funções de Resposta a Impulso Modelo IMA-Geral..... | 62 |
| Figura 7 | Estimativas do Modelo VEC Ibovespa..... | 77 |
| Figura 8 | Estimativas do Modelo VEC IFIX..... | 78 |
| Figura 9 | Estimativas do Modelo VEC IHFA..... | 79 |
| Figura 10 | Estimativas do Modelo VEC IMA-Geral..... | 80 |

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 Comparativo entre o IBC-Br e o IACE de janeiro de 2011 a dezembro de 2022.. 24

Gráfico 2 Retorno Acumulado Mensal dos Índices Ibovespa, IFIX, IMA-Geral e IHFA..... 41

LISTA DE QUADROS

| | | |
|----------|--|----|
| Quadro 1 | Revisão da literatura internacional sobre os indicadores cíclicos | 26 |
| Quadro 2 | Revisão da literatura internacional sobre as variáveis macroeconômicas | 29 |
| Quadro 3 | Revisão da literatura nacional sobre as variáveis macroeconômicas | 32 |
| Quadro 4 | Resumo das respostas de cada índice aos choques nas variáveis..... | 64 |

LISTA DE TABELAS

| | | |
|-----------|---|----|
| Tabela 1 | Estatística descritiva das variáveis de janeiro de 2011 a dezembro de 2022..... | 41 |
| Tabela 2 | Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)..... | 46 |
| Tabela 3 | Especificação dos quatro Modelos VEC propostos..... | 48 |
| Tabela 4 | Critérios de Informação de Akaike (1974) e Schwarz (1978) | 49 |
| Tabela 5 | Teste de Cointegração de Johansen com 1 defasagem..... | 50 |
| Tabela 6 | Teste de Cointegração de Johansen com 2 defasagens..... | 51 |
| Tabela 7 | Teste de Portmanteau para o Modelo Ibovespa..... | 53 |
| Tabela 8 | Teste de Portmanteau para o Modelo IFIX..... | 53 |
| Tabela 9 | Teste de Portmanteau para o Modelo IHFA..... | 54 |
| Tabela 10 | Teste de Portmanteau para o Modelo IMA-Geral..... | 54 |
| Tabela 11 | Teste de Heterocedasticidade Residual Modelo Ibovespa..... | 55 |
| Tabela 12 | Teste de Heterocedasticidade Residual Modelo IFIX..... | 55 |
| Tabela 13 | Teste de Heterocedasticidade Residual Modelo IHFA..... | 56 |
| Tabela 14 | Teste de Heterocedasticidade Residual Modelo IMA-Geral..... | 56 |

LISTA DE SIGLAS

| | |
|----------|--|
| ANBIMA | Associação Brasileira do Mercado de Capitais |
| ADF | Dickey-Fuller Aumentado |
| AIC | Critério de Informação de Akaike |
| ATP | <i>Alternative Transient Program</i> |
| ARDL | <i>Autoregressive Distributed Lag</i> |
| B3 | Brasil, Bolsa, Balcão |
| BCI | <i>The Business Confidence Index</i> |
| BM&F | Bolsa de Valores, Mercadorias e Futuros de São Paulo |
| BACEN | Banco Central do Brasil |
| CCI | <i>The Consumer Confidence Index</i> |
| CDI | Certificado de Depósito Interbancário |
| CMN | Conselho Monetário Nacional |
| CODACE | Comitê de Datação de Ciclos Econômicos |
| CPI | <i>Consumer Price Index</i> |
| CVM | Comissão de Valores Mobiliários |
| DAX30 | Índice de Ações da Alemanha |
| DWJ | Dow Jones Index |
| EFFR | <i>Effective Federal Funds Rate</i> |
| EMBI+ | <i>Emerging Markets Bond Index Plus</i> |
| ER | <i>Exchange Rate</i> |
| FVG | Fundação Getúlio Vargas |
| FIR | Função de Resposta a Impulso |
| GDP | <i>Growth Domestic Product Rate</i> |
| HQ | Hannan-Quinn |
| IACE | Indicador Antecedente Composto da Economia |
| IBC-Br | Índice de Atividade Econômica |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| IBOVESPA | Índice de Ações Brasileiro |
| IBRE | Instituto Brasileiro de Economia |
| ICCE | Indicador Coincidente Composto da Economia |
| IFIX | Índice de Fundos Imobiliários |

| | |
|-----------|--|
| IGP-M | Índice Geral de Preços - Mercado |
| IHFA | Índice de <i>Hedge Funds</i> Anbima |
| IMA-Geral | Índice de Mercado Anbima |
| IN | Índice de Negociabilidade |
| INPC | Índice Nacional de Preços ao Consumidor |
| IPA | Índice de Preços ao Produtor Amplo |
| IPCA | Índice de Preços ao Consumidor Amplo |
| IR | <i>Interest Rate</i> |
| IRF-M | Índice de Renda Fixa do Mercado |
| LEI | <i>Leading Economic Index</i> |
| NBER | <i>National Bureau of Economic Research</i> |
| NYSE | <i>New York Stock Exchange</i> |
| NTN-C | Nota do Tesouro Nacional Série C |
| OECD | <i>Organisation for Economic Cooperation and Development</i> |
| OECD-ELEI | <i>OECD European Leading Economic Indicator</i> |
| OECD-CLEI | <i>OECD Country Leading Economic Indicator</i> |
| OPEP | Organização dos Países Exportadores de Petróleo |
| PET | Preço do Petróleo Internacional |
| PPI | <i>Producer Price Index</i> |
| REIT | <i>Real Estate Investment Trust</i> |
| SC | Critério de Schwarz |
| SELIC | Sistema Especial de Liquidação e Custódia |
| S&P 500 | Índice <i>Standard & Poor's</i> 500 |
| SIA | Sistema de Indicadores Antecedentes |
| STN | Secretaria do Tesouro Nacional |
| TACE | Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos |
| TCB | <i>The Conference Board</i> |
| TCB-CEI | <i>The Conference Board Coincident Economic Index</i> |
| TCB-LEI | <i>The Conference Board Leading Economic Index</i> |
| VAR | <i>Vector Autoregressive</i> |
| VEC | <i>Vector Error Correction</i> |
| VECM | <i>Vector Error Correction Model</i> |
| VIX | <i>The Implied Volatility Index</i> |

SUMÁRIO

| | | |
|-----------|---|-----------|
| 1. | INTRODUÇÃO | 15 |
| 2. | REFERENCIAL TEÓRICO | 17 |
| 2.1 | CICLOS ECONÔMICOS | 17 |
| 2.2 | INDICADORES CÍCLICOS | 21 |
| 2.3 | REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA | 24 |
| 3. | METODOLOGIA..... | 34 |
| 3.1 | DADOS | 34 |
| 3.1.1 | Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) | 34 |
| 3.1.2 | O Índice Ibovespa | 34 |
| 3.1.3 | O Índice IFIX | 35 |
| 3.1.4 | O Índice IMA-geral | 36 |
| 3.1.5 | O Índice IHFA | 37 |
| 3.1.6 | Variáveis utilizadas..... | 38 |
| 3.2 | MODELO ECONOMÉTRICO | 44 |
| 3.2.1 | Modelo VAR | 44 |
| 3.2.2 | Teste de Estacionariedade | 45 |
| 3.2.3 | Modelo VEC..... | 47 |
| 3.2.4 | Critérios de Informação | 49 |
| 3.2.5 | Teste de Cointegração de Johansen | 50 |
| 3.2.6 | Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo | 52 |
| 3.2.7 | Teste de Autocorrelação de Portmanteau | 53 |
| 3.2.8 | Testes Conjunto e Individual de Heterocedasticidade Residual VEC..... | 54 |
| 4. | RESULTADOS | 58 |
| 5. | ANÁLISE E DISCUSSÃO..... | 64 |
| 6. | CONSIDERAÇÕES FINAIS..... | 67 |
| | REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS | 69 |
| | ANEXOS | 77 |

1. INTRODUÇÃO

A influência que as variáveis macroeconômicas exercem sobre diferentes setores do mercado financeiro tem sido um tema recorrente em pesquisas acadêmicas. Contudo, existem poucos estudos que se propõem a analisar quais os impactos que os indicadores antecedentes da atividade econômica, conhecidos como indicadores cíclicos, teriam sobre a performance desses mercados.

Os estudos desenvolvidos na literatura brasileira estão concentrados em avaliar os impactos das variáveis macroeconômicas sobre o Índice Ibovespa, principal índice representativo do mercado acionário nacional e, em menor proporção, voltados para medir esses impactos sobre o IFIX, o Índice de Fundos Imobiliários, desconsiderando, assim, outros mercados muito significativos, como o de Fundos Multimercado e o de Títulos Públicos, representados no mercado brasileiro pelos Índices IHFA e IMA-Geral respectivamente. Apenas para destacar a importância desses dois mercados, segundo o Relatório Anual da Dívida Pública Federal (RAD), disponível no site do Tesouro Nacional Transparente (2023), o estoque da dívida pública alcançou o valor de R\$ 5,9 trilhões em dezembro de 2022. Já o patrimônio líquido dos Fundos Multimercado atingiu o valor de R\$ 1,62 trilhões, de acordo com o Boletim de Fundos de Investimento da Associação Brasileira do Mercado de Capitais (ANBIMA) divulgado em janeiro de 2023.

Além da ausência de trabalhos que avaliem os impactos das principais variáveis macroeconômicas sobre outros índices para além do Ibovespa e do IFIX, verifica-se também a inexistência de estudos que investiguem a relação dos indicadores cíclicos com os índices do mercado financeiro nacional. O tema ganha cada vez mais relevância à medida que estudos desenvolvidos na literatura internacional como os de Huang e Kong (2003), Tsolacos, Brooks e NNeij (2013) e Celebi e Hönig (2019), indicaram que os indicadores cíclicos exercem grande influência sobre desempenho de diferentes classes de ativos, demonstrando que esse tipo de análise tem grande importância para investidores em geral.

Dessa forma, a presente pesquisa procurou preencher essa lacuna, estendendo a sua análise aos mercados de Fundos Multimercado e Títulos Públicos, utilizando-se dos índices e IHFA da Anbima e IMA-geral, e acrescentando ao conjunto de variáveis que podem influenciar a performance desses índices o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE), utilizado pelo Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) para determinar os ciclos econômicos no Brasil, segundo o site do Instituto Brasileiro de Economia (FGV IBRE).

Nesse sentido, a hipótese que foi submetida a teste é a de que as variáveis macroeconômicas e o indicador cíclico antecedente, representado nesse estudo pelo IACE, influenciam de maneiras distintas os principais índices representativos dos mercados de ações, imobiliário, fundos multimercado e títulos públicos no Brasil. Dessa forma, a pesquisa realizou uma análise utilizando dados com frequência mensal, no período compreendido entre janeiro de 2011 a dezembro de 2022, com o objetivo de comparar os impactos dos indicador cíclico antecedente e das variáveis macroeconômicas nos índices representativos de cada mercado. Logo, uma vez que os índices selecionados pela pesquisa são utilizados como benchmark para os mercados acionário, imobiliário, de fundos multimercados e de títulos públicos, ou seja, representam as quatro principais classes de ativos do mercado financeiro brasileiro, almejou-se encontrar evidências que contribuíssem para que investidores e também empresas pudessem tomar melhores decisões na hora de alocar seus recursos, e dessa forma, reduzir seus riscos diante das variações cíclicas positivas e negativas da economia brasileira.

Assim, para consecução de seus objetivos, esse trabalho foi dividido em cinco seções. Além dessa primeira seção de introdução, na seção 2 encontram-se o referencial teórico da pesquisa, que apresentou o conceito de ciclos econômicos e os resultados de algumas pesquisas empíricas que analisaram a influência dos principais indicadores cíclicos e variáveis macroeconômicas sobre índices representativos de diferentes mercados, tanto em âmbito nacional como internacional. Posteriormente, a seção 3 indicou os dados utilizados e a metodologia empregada no desenvolvimento da pesquisa, baseada no modelo VAR com correção de erros, conhecido como modelo VEC. Na sequência, a seção 4 apresentou os resultados obtidos pelos modelos propostos e sua respectiva análise. Por fim, e na seção 5 tem-se as considerações finais do estudo.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Tendo em vista que, o objetivo dessa seção foi abordar do ponto de vista teórico questões que dão fundamentação a análise empírica proposta pela pesquisa, o referencial teórico foi dividido em três partes. A primeira apresentou a origem e a evolução do estudo dos ciclos econômicos, a segunda parte tratou do surgimento e desenvolvimento dos principais indicadores cíclicos utilizados atualmente, e finalmente, na terceira parte foi apresentada uma revisão da literatura internacional e nacional sobre a influência dos indicadores cíclicos e das principais variáveis macroeconômicas sobre diferentes índices do mercado financeiro mundial.

2.1 CICLOS ECONÔMICOS

O fenômeno do ciclo econômico é definido como uma expansão generalizada da economia em um certo momento, seguida de uma repentina recessão (ou depressão) em outro. Isso sintetiza o próprio conceito de macroeconomia, o ramo da ciência econômica que trata da expansão e da contração da economia em geral (Krugman & Wells, 2018).

Segundo o Portal do Ciclo Econômico, mantido pelo Instituto Brasileiro de Economia (FGV IBRE), os ciclos econômicos são flutuações no nível de atividade econômica inerentes ao funcionamento das economias de mercado; dessa forma um ciclo se completa com a ocorrência de duas fases: uma ascendente e outra descendente. Conforme dados divulgados no portal, entre 1980 e 2022, foram registrados 9 ciclos econômicos no Brasil, com períodos de expansão durando, em média, 34 meses e períodos de recessão durando 19 meses. O portal utiliza a metodologia conhecida como ciclos de negócios caracterizada por quatro estágios:

1. Expansão: na fase de expansão econômica do ciclo, o crescimento do nível de atividade é disseminado na produção e venda de diferentes setores e, do lado da demanda, de variáveis como emprego e salário .
2. Pico: após a atividade desacelerar, a expansão atinge seu pico e ocorre a transição para a fase de recessão. Como não é possível determinar o momento exato dessa mudança, assume-se que o período de ocorrência do pico seja o último da fase de expansão .
3. Recessão: durante uma recessão a economia observa queda do nível de atividade espalhada entre os setores, afetando fatores como a produção, vendas, emprego e salário.
4. Vale: o nível mínimo alcançado durante a recessão é chamado de vale do ciclo, correspondente ao último trimestre de recessão, que será seguido por um novo ciclo iniciando por uma fase de expansão econômica.

De acordo com Carvalho (1988), o estudo dos ciclos econômicos surgiu na segunda metade do século XIX e buscava compreender o fenômeno das crises que assolavam repetidas vezes as economias capitalistas, principalmente a economia inglesa pós Revolução Industrial. O autor salienta que os economistas, cada um à sua maneira, deram diversas explicações para os comportamentos cíclicos, de tal forma que autores que pertenciam à mesma escola de pensamento econômico apontaram fatores diferentes para o movimento ondulatório da economia. Nesse sentido, as pesquisas sobre ciclos econômicos dividiam-se em dois grupos distintos: um composto por estatísticos econômicos que utilizam abordagens empíricas, e outro formado por teóricos que buscavam teorizar as causas e a natureza dos ciclos.

A abordagem empírica no estudo dos ciclos tem como referência Wesley Clair Mitchell. Segundo Oser e Blanchfeld (1983), a abordagem de Mitchell consistia em adotar a teoria de que cada ciclo econômico é um evento singular, derivado da economia monetária do capitalismo em si; nesse sentido, seria necessário que a teoria dos ciclos econômicos fosse reformulada pelos economistas de cada geração, o que fica evidente nas palavras de Michell:

A história dos ciclos se repete, mas sempre com uma diferença. É isso que implica em dizer que o processo de atividade econômica na qual os ciclos econômicos ocorrem é um processo de mudança cumulativa [...] Todo ciclo econômico, falando estritamente, é um conjunto de séries únicas de eventos, com explicações únicas, porque é um desenvolvimento que cresceu em cima de uma série de eventos anterior, igualmente única. (MITCHELL, 1913, p. 449,450)

Dessa forma, Mitchell percebeu que buscar a causa para os ciclos econômicos seria difícil pois, apesar de os ciclos serem periódicos, eles são determinados por “mudanças cumulativas”, provocadas por acontecimentos únicos, o que impede a elaboração de uma teoria geral e definitiva. Por isso, segundo Gennari e Oliveira (2019) o trabalho de Mitchell possuía uma ênfase empírica, ou seja, sua linha de pesquisa partia da exploração das características cíclicas das séries econômicas agregadas, fazendo-se necessário coletar a maior quantidade de informações possíveis para entender que tipos de flutuações ocorrem em um ciclo econômico, para assim, identificar padrões semelhantes durante essas flutuações. Para Mitchell, com os padrões identificados, seria possível tomar medidas para minimizar seus efeitos, ou até mesmo evitá-los. Nesse sentido, ele fundou o *National Bureau of Economic Research* (NBER) e foi um cofundador da *Econometric Society*. Segundo Rutherford (2003), a construção de séries de dados do NBER disponibilizou vários dados estatísticos nas áreas monetária e financeira, criando as condições para o desenvolvimento da econometria nas décadas de 1930 e 1940.

A segunda abordagem teórica que almejava identificar a causa dos fenômenos cíclicos dividia-se em dois subgrupos. O primeiro subgrupo defendia o conceito de que os ciclos são oscilações intermináveis, intrínsecas às economias capitalistas. As oscilações da atividade econômica surgiram com o capitalismo e não podem ser eliminadas sem uma profunda mudança dentro do próprio sistema. Segundo Lima (2005), os modelos teóricos conhecidos como acelerador/multiplicador são aqueles que representam este conceito, nos quais apenas os fatores reais são responsáveis diretos pelas flutuações, como a demanda agregada e a instabilidade dos investimentos feitos pela iniciativa privada. Os exemplos de modelos acelerador/multiplicador são os de Samuelson (1939), Kaldor (1940) e Hicks (1950). Carvalho e Hermanny (2003) explicam que o conceito acelerador/multiplicador é devido à natureza do investimento agregado, na qual a teoria do multiplicador keynesiano é utilizada junto com a teoria do acelerador (criador da capacidade produtiva) e “assim, um ato de investimento gera ao mesmo tempo demanda e capacidade de oferta”. Portanto, o ciclo seria resultado da capacidade de demanda do multiplicador ser maior que a capacidade de criação de investimentos, causando assim as flutuações e os períodos de recessão.

O outro subgrupo teórico sobre a natureza dos ciclos econômicos são os chamados modelos de propagação. Nesta visão, cada ciclo é visto como único e se inicia quando a economia está em estado de repouso ou de normalidade e é atingida por choques e perturbações exógenas. Uma vez absorvidos, esses choques se propagam por toda a economia, às vezes causando avanços, outras vezes defasagens, caracterizando assim o fenômeno cíclico. Nesse subgrupo destaca-se a teoria desenvolvida pelos economistas da Escola Austríaca. Segundo Soto (2012), a perspectiva da Teoria Austríaca dos Ciclos Econômicos (Tace), formulada por Ludwig von Mises no início do século de XX, e desenvolvida posteriormente por Friedrich Hayek, é de que o ciclo econômico é um fenômeno de natureza exógena à economia de mercado. Dessa forma, as fases recorrentes de expansão (*boom*) e declínio econômico (*bust*) são causadas fundamentalmente por uma prévia expansão artificial da oferta de moeda e crédito comandada pela autoridade monetária.

Schumpeter (1939), também desenvolveu uma teoria muito influente dos ciclos por propagação. Em seu livro a respeito de ciclos de negócios, o autor traz uma visão complementar à de Mitchell. Para o Schumpeter, além de fatores internos do sistema econômico, como alterações no gosto dos consumidores, na quantidade ou qualidade da produção e modificação no fornecimento de commodities, por exemplo, existem os fatores externos à economia que são causadores dos ciclos, tais como o clima, descoberta de metais preciosos, terras inexploradas, abertura de novos países, entre outros, que foram causadores dos ciclos de negócios em épocas

passadas. Assim, a perturbação exógena que seria a causa da flutuação é dada por uma inovação, em um processo denominado pelo autor de “destruição criativa”.

Segundo Carvalho (1988), Keynes também estudou os efeitos dos choques exógenos na economia. Segundo o autor, os ciclos econômicos podem ser causados por perturbações na demanda agregada, mais especificamente nas flutuações do nível de investimentos. O atual debate em torno dos ciclos econômicos é feito pela escola neoclássica e a escola keynesiana. Tal debate entre as escolas é feito em torno das variáveis que participam da formação de um ciclo econômico, tendo início em decorrência do estado de estagflação que atingiu países da Europa e os EUA após um choque na oferta do petróleo, promovido pelo aumento do preço da commodities pela Organização dos Países Exportadores de Petróleo (OPEP) em 1973.

Seguidamente ao choque do petróleo, os neoclássicos passaram a dar maior ênfase aos fatores do lado da oferta para explicarem a instabilidade econômica. Assim, surge a teoria dos ciclos reais dos negócios para argumentar que apenas variáveis e fatores reais, como os distúrbios tecnológicos de Schumpeter, seriam as causas das flutuações cíclicas. Já os keynesianos continuavam a argumentar que os ciclos econômicos podiam ser causados por flutuações na demanda agregada, sendo ocasionadas por variáveis de causas reais ou monetárias. Entretanto, sejam economistas neoclássicos ou keynesianos, havia o consenso de que “a instabilidade causada pelas flutuações dos ciclos econômicos era assumida como socialmente indesejável por ambas as escolas, pois reduziam o bem-estar econômico” (LIMA, 2005). Outra concordância entre essas correntes teóricas era de que a causa de um vale (depressão) é o seu pico (boom). Seja qual for o motivo causador do fenômeno expansivo do ciclo, real ou monetário, ele, por si só, não é forte o suficiente para manter-se.

Mesmo havendo essas convergências entre as teorias, na parte descendente do ciclo surge a principal discordância: a política de estabilização da economia. Como já visto, após a fase de depressão espera-se que se inicie um período de transição para uma nova fase de expansão, para dar seguimento ao ciclo. A discordância reside no fato dos keynesianos entenderem que esse processo de recuperação não é forte o suficiente, ou seja, a economia não possui força para gerar um processo de auto recuperação de forma natural. Assim, é preciso esperar que apareça algum estímulo que gere as forças capazes de proporcionar a recuperação para dar continuidade ao ciclo. Geralmente esse estímulo é o feito pelo Estado e suas políticas anticíclicas, o que é completamente rejeitado por neoclássicos, que confiam no poder de equilíbrio do mercado, cuja força levará a economia de uma depressão para a expansão.

2.2 INDICADORES CÍCLICOS

Segundo Oliveira (1991), a pesquisa de Mitchel inspirou a criação dos barômetros financeiros, sendo que o primeiro deles foi o ABC de Harvard, desenvolvido na década de 1920 nos Estados Unidos. Contudo, esse barômetro financeiro foi incapaz de antecipar o início da crise econômica mundial de 1929, e, diante de sua falha na detecção, o indicador ficou desacreditado e observou-se uma década de estagnação nos trabalhos destinados a essa área. Apenas com o início de uma nova fase de revitalização econômica norte americana em 1938, novos trabalhos voltados a identificar os ciclos econômicos começaram a ser desenvolvidos, em especial pelo NBER.

Nesse período, Burns e Mitchell (1946) desenvolveram a metodologia para um sistema de indicadores antecedentes, trabalhando com a seguinte definição para ciclos econômicos:

Ciclos de negócios são um tipo de flutuação encontrada na atividade econômica agregada de nações que organizem seu trabalho principalmente em empresas privadas: um ciclo consiste de expansão ocorrendo simultaneamente em muitas atividade econômicas, seguidas de fases similares de recessões, contrações e recuperações, as quais se consolidam em uma fase de expansão do próximo ciclo. (*apud* ABEL, BERNANKE E CROUSHORE, 2008, p.198)

Após os autores definirem a série de referência a variável cujo movimento cíclico se procura antecipar, eles construíram um sistema constituído de três conjuntos de indicadores:

- a. Indicadores Antecedentes: seus movimentos se antecipam aos da variável alvo; devido ao seu poder de previsão, são os mais importantes dentro do sistema, servindo para sinalizar antecipadamente o comportamento desta variável.
- b. Indicadores Coincidentes: são aqueles que têm suas flutuações centradas sobre o próprio ciclo econômico, acompanhando contemporaneamente os movimentos da variável de referência. Informam com maior agilidade movimentos na série de referência que demorem a ser divulgados;
- c. Indicadores Defasados: seus movimentos se dão posteriormente aos da variável alvo. A ocorrência de movimentos nestes indicadores serve para confirmar ou retificar o que está apontado na série de referência.

O sistema de indicadores antecedentes (SIA), em sua versão mais completa, é composto de quatro indicadores: a série de referência, os indicadores antecedentes, os indicadores coincidentes e defasados. O SIA utiliza indicadores compostos, ou seja, é construído a partir da combinação de indicadores individuais. A preferência por indicadores compostos deve-se à

tentativa de minimização dos erros que são mais frequentes quando se concentra a atenção no comportamento de apenas uma variável.

Porém, durante o período de rápido crescimento econômico dos anos 60, a análise cíclica recebeu pouca atenção uma vez que os ciclos na economia dos Estados Unidos estavam bem suaves ou inexistentes. Somente com a ampla recessão de 1969-70, o tema foi revitalizado e os estudos intensificados como o advento da crise energética. No início dos anos 1970, os pesquisadores do *Center for International Business Cycle Research* iniciariam um projeto internacional para difundir a metodologia do NBER às nações membros da *Organization for Economic Cooperation and Development* (OECD), e a alguns outros países. Assim, a partir de 1981 os indicadores econômicos antecedentes e coincidentes, dos países membros da OECD, passaram a ser publicados regularmente no boletim *Economic Indicators*, buscando acompanhar e prever as flutuações cíclicas como um todo.

Em 1995 o *The Conference Board* (TCB), organização empresarial norte-americana, que utiliza a metodologia do NBER e realiza a medição de diversas séries temporais relacionadas com a atividade econômica, foi escolhido pelo o Departamento de Comércio dos EUA para produzir e distribuir uma série de indicadores econômicos antecedentes e coincidentes que tivessem a capacidade de sinalizar os picos e vales dos ciclos da economia americana; dessa forma, os indicadores *The Conference Board Leading Economic Index* (TCB-LEI) e o *The Conference Board Coincident Economic Index* (TCB-CEI) foram criados e passaram a ser publicados mensalmente a partir de fevereiro de 1996, conforme as informações contidas no site do próprio do TCB (2022).

Sendo assim, existem dois grandes métodos que utilizam a metodologia de indicadores antecedentes para acompanhar e antecipar flutuações nas economias avançadas reconhecidos mundialmente. O método NBER, originalmente desenvolvido Burns e Mitchell em 1920, atualmente implementado pelo TCB, e o método da OECD. O NBER envida esforços para estabelecer uma cronologia dos picos e vales da economia dos EUA e de outros 14 países associados ao TCB. O método OECD é empregado sistematicamente desde o final da década de 1980, produzindo indicadores para a atividade econômica de seus países membros.

No método NBER, os objetos de previsão são os pontos de reversão, do crescimento da atividade econômica para a recessão e da recessão para a retomada do crescimento. Portanto, somente a reversão cíclica é antecipada e não os pontos de inflexão nos quais se observam momentos de maior ou menor expansão da economia. Dessa maneira, o sistema é construído para sinalizar somente alguns momentos do ciclo econômico, não a sua trajetória inteira.

Eventuais acelerações ou desacelerações do crescimento não são captadas pelo indicador antecedente, uma vez que não ocorre mudança no sinal da variável de referência.

Já no método utilizado pela OECD, procura-se acompanhar e prever o ciclo como um todo. Dessa forma, mesmo não ocorrendo pontos de reversão, são captados os pontos de inflexão, intensificação de períodos de aquecimento ou resfriamento da economia. Devido a esse objetivo, mais abrangente, o sistema OECD é mais exigente em termos da capacidade de previsão dos indicadores construídos, o que o torna mais sensível aos erros característicos dos indicadores antecedentes. Destaca-se ainda outra diferença importante entre os dois sistemas referente à definição do próprio ciclo. O método NBER opera com o conceito de ciclo em termos de variações no nível absoluto do produto, sendo uma recessão definida pela queda continuada do nível do PIB, visível tanto na produção industrial, quanto no emprego, renda real e vendas ao consumo final.

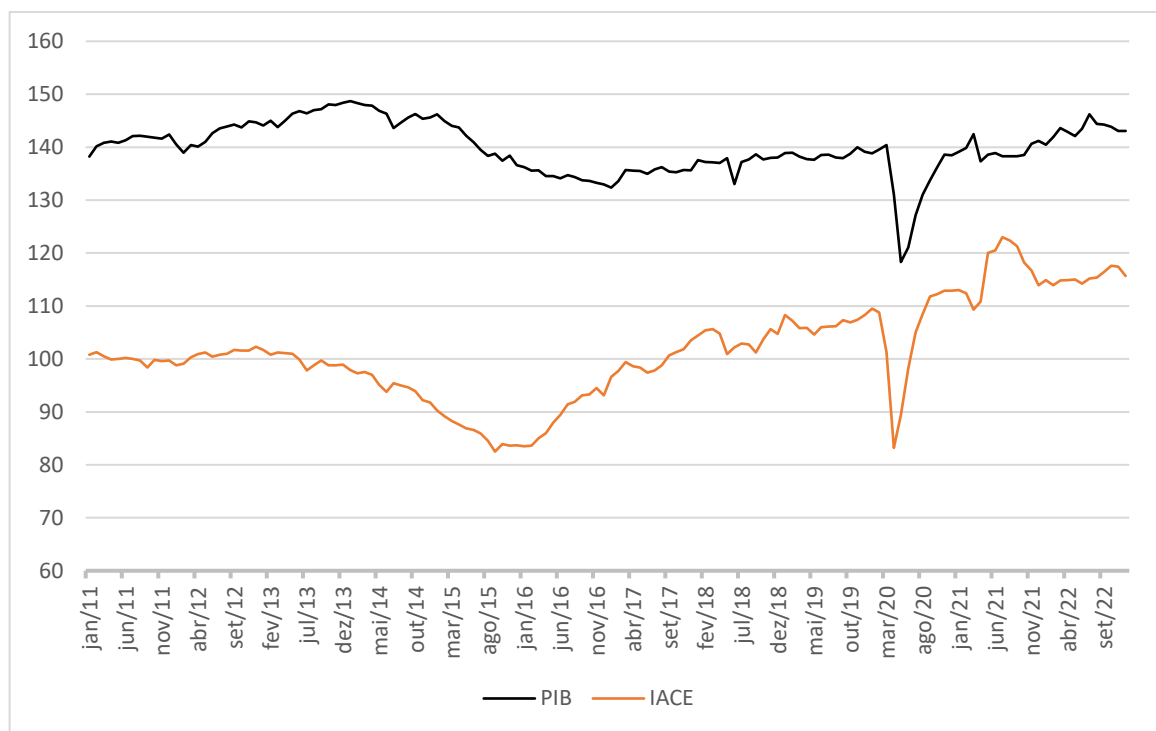
A OECD utiliza-se da noção de ciclo de crescimento. Essa abordagem está baseada no princípio de que a economia exibe um padrão de crescimento positivo no decorrer do tempo; ou seja, a economia tende a crescer no longo prazo. Devido a essa tendência, períodos de retração da economia podem não se manifestar por meio de uma contração absoluta, mas implicar apenas em uma desaceleração do crescimento a um nível abaixo da tendência. Dessa forma, um período de auge seria identificado como aquele em que a taxa de crescimento observada é superior à tendência, ao passo que uma recessão é definida como um período em que a economia cresce a uma taxa menor do que seu potencial; este último definido pela taxa de crescimento de longo prazo. Por esse motivo, o método OECD exige também um cálculo estatístico para a tendência de crescimento da economia, o qual constitui o ponto de referência para a identificação de uma situação de expansão, contração ou recessão.

Entretanto, apesar das divergências entre as metodologias NBER e OECD, alguns requisitos são considerados comuns. A série de referência escolhida deve apresentar relevância e confiabilidade em referência ao ciclo econômico. As séries coincidentes devem acompanhar com um mínimo de precisão os movimentos da série alvo, serem pouco sujeitas à revisão estatística de dados, além de estarem disponíveis em tempo hábil.

No Brasil, o Instituto Brasileiro de Economia (IBRE) da Fundação Getúlio Vargas, após firmar parceria com o TCB, criou em 2009 o Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE) – com o objetivo de estabelecer uma cronologia para ciclos econômicos brasileiros passados e futuros – e, dessa forma, implementou a metodologia NBER. Com periodicidade mensal, o CODACE adota a definição de pontos de transição ou inflexão dos ciclos de negócios brasileiros de acordo com conceitos clássicos de expansão e recessão adaptados às

características da economia brasileira. Para tanto, o comitê desenvolveu dois indicadores cíclicos: o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE), e o Indicador Coincidente Composto da Economia (ICCE), conforme informações contidas no Comunicado de Criação do CODACE e Datação de Ciclos Trimestrais Brasileiros, divulgado em maio de 2009. Importante destacar que, segundo informações do portal IBRE-FGV(2022), o IACE com sua série desde 1996, teria antecipado de maneira confiável, todas as quatro recessões ocorridas de janeiro de 1996 a dezembro de 2008, demonstrando que a metodologia NBER desenvolvida por Burns e Mitchell na década de 1940, mantém-se atual.

Gráfico 1 – Comparativo entre o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) e o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) de janeiro de 2011 a dezembro de 2022.



Fonte: Elaboração Própria . Dados disponíveis em <https://ciclo-economico-ibre.fgv.br/>

Observa-se no Gráfico 1 que o indicador cíclico IACE apresentou significativa capacidade preditiva em relação ao Índice de Atividade da Economia IBC-BR, indicando com antecedência tanto a retração que a economia brasileira sofreu de março de 2014 a dezembro de 2016, como a expansão ocorrida de janeiro de 2017 a dezembro de 2021.

2.3 REVISÃO DA LITERATURA EMPÍRICA

Os estudos voltados para analisar as relações entre os indicadores cíclicos de atividade econômica e os mercados de ações, imobiliário, de *hedge funds* e de títulos públicos estão

concentrados na literatura internacional. Observou-se que a maioria desses trabalhos focaram nos indicadores econômicos antecedentes e coincidentes desenvolvidos pela *Organisation for Economic Cooperation and Development* (OECD); porém é possível encontrar estudos que optaram pelos indicadores cíclicos elaborados pelo *The Conference Board* (TCB).

Entre as pesquisas que utilizaram os indicadores da OECD, destaca-se o trabalho de Zhu e Zhu (2014), no qual os autores identificaram significativa capacidade preditiva de um indicador cíclico antecedente da OECD o *European Leading Economic Indicator* (OECD-ELEI), em relação aos retornos das ações de 12 países europeus. Utilizando um modelo de regressão múltipla, os autores analisaram os retornos dos índices desses países durante o período de 1980 a 2013, e constaram que a capacidade preditiva do OECD-ELEI, em relação aos retornos das ações, foi muito superior ao do indicador antecedente nacional da OECD, o *Country Leading Economic Indicator* (OECD-CLEI).

Nesse sentido, Celebi e Hönig (2019) avaliaram o impacto de indicadores cíclicos e macroeconômicos da Alemanha, como o *OECD Composite Leading Indicator* (OECD-CLI), o *The Business Confidence Index* (BCI), o *The Consumer Confidence Index* (CCI) e o Rendimento dos Títulos do Governo Alemão, sobre a performance do principal índice de ações do país, o DAX30, durante o período de 1991 a 2018. Os autores dividiram o período do estudo em pré-crise, crise e pós-crise, e realizaram diferentes regressões nas quais identificaram que dentre todos os indicadores analisados, o OECD-CLI foi aquele que apresentou o maior poder explicativo para o comportamento do DAX30, de acordo com o teste- t e o R-quadrado. Dessa forma, concluíram que em períodos de crise, os gestores de ativos e os investidores em geral devem prestar mais atenção às tendências nas variáveis macroeconômicas clássicas, especialmente nos indicadores econômicos antecedentes como o OECD-CLI.

Long *et al.*(2021) também avaliaram a capacidade preditiva de um indicador antecedente da OECD, o *Composite Leading Indicator* (OECD-CLI). Os autores investigaram se esse indicador cíclico poderia prever os retornos de ações globais em diferentes intervalos de tempo dentro de uma série histórica. Para tanto, desenvolveram um *Comprehensive Model* (COMP), utilizando a variação mensal do *OECD Composite Leading Indicator* (Δ OECD-CLI) como variável preditiva, com o intuito de avaliar sua capacidade em prever os retornos de índices de ações em diferentes intervalos de tempo, no período de janeiro de 1967 a março de 2021. Os resultados obtidos demonstraram que Δ OECD-CLI apresentou significativa capacidade preditiva, de tal forma que o quintil dos mercados com Δ OECD-CLI alta superou o retorno dos demais mercados com Δ CLI baixa em 1,43% ao mês. Esses resultados se mantiveram robustos em uma infinidade de verificações, mesmo quando outras variáveis de

controle ou preditores de retorno foram incluídos, os subperíodos analisados alterados, ou diferentes modelos fatoriais e convenções monetárias foram aplicadas.

Entre os trabalhos que utilizaram os indicadores do TCB, Huang e Kong (2003) investigaram quais os fatores determinantes dos spreads de crédito de títulos de dívida de empresas americanas. Os autores utilizaram os spreads semanais e mensais ajustados de nove índices de títulos corporativos elaborados pela *Merrill Lynch*, no período de janeiro de 1997 a julho de 2002, e testaram cinco modelos econométricos com diferentes variáveis e índices da economia dos Estados Unidos. Os resultados obtidos revelaram que os indicadores econômicos antecedentes e coincidentes do *The Conference Board*, (TCB-LEI) e (TCB-CEI) apresentaram significativa capacidade para explicar as mudanças no spread de crédito, sobretudo para títulos corporativos de alto rendimento.

Quadro 1 – Revisão da literatura internacional sobre os indicadores cíclicos

| Autor (Ano) | Variável(eis) Dependente(s) | Variáveis Explicativas | Fontes de Dados | Período de Análise | Modelo Aplicado | Resultados Obtidos |
|------------------------------------|--|---|--|--|---------------------------|--|
| Huang e Kong (2003) | Corporate Bonds Index Merrill Linch | Conference Board Leading Economic Index Conference Board Coincidente Economic Index | Conference Board Merrill Lynch | Mensal de janeiro de 1997 a julho de 2002 | Modelos de regressão | O LEI e o CEI tem alto poder explicativo nas mudanças dos spreads de títulos high yield |
| Tsolacos, Brooks e NNeij (2013) | Property and Portfolio Research Rent Index | Conference Board Leading Economic Index OECD Leading Economic Indicator | Conference Board Property and Portfolio Research | Mensal de janeiro de 2001 a dezembro de 2004 | Probit e Markov Switching | O LEI tem alto poder preditivo para as mudanças nos índices de aluguel de imóveis comerciais e apartamentos |
| Zhu e Zhu (2014) | European Stock Markets Index | OECD European Leading Economic Indicator OECD Country Leading Economic Indicator | OECD European Central Bank | Mensal de janeiro de 1980 a dezembro de 2013 | Regressão Múltipla | O ELEI apresenta maior poder preditivo para o retorno das ações europeias em relação ao indicador CLEI. |
| Celebi e, Hönig (2019) | Índice de Ações Alemão DAX 30 | OECD Country Leading Economic Indicator (CLI) for German | Banco Central da Alemanha Eurostat Banco Central Europeu | Mensal de janeiro de 1991 a julho de 2018 | Regressão Múltipla | O CLI tem alto poder explicativo para as mudanças do índice DAX30 |
| Long, Zaremba, Zhou e Bouri (2021) | Global Stock Markets Index | Variação mensal do OECD Country Leading Economic Indicator (Δ CLI) | OECD Datastream Global Financial Data | Mensal de janeiro de 1967 A março de 2021 | COMP | Os mercados com Δ CLI alta superou o retorno das ações dos mercados com Δ CLI baixa em 1,43% ao mês. |

Elaboração Própria.

Já o trabalho de Tsolacos, Brooks e NNeij (2013), utilizou indicadores cíclicos desenvolvidos pelo TCB e pela OECD. Os autores analisaram se o *The Conference Board Leading Economic Index* (TCB-LEI) e o *OECD Leading Economic Indicator* (OECD-LEI), possuíam a capacidade de antecipar os aumentos futuros dos quatro principais índices de

aluguéis. Para tanto, utilizaram os modelos *Probit* e *Markov Switching* e analisaram as séries dos índices de aluguel de imóveis comerciais, de escritórios, casas e apartamentos, no período de 2007 a 2012. Os resultados indicaram que o TCB-LEI apresentou significativa capacidade de antecipar as mudanças na direção dos aluguéis de imóveis comerciais e de apartamentos.

Em relação aos estudos voltados para medir a influência das variáveis macroeconômicas sobre os mercados de ações, imobiliário, *hedge funds* e títulos públicos, constatou-se uma grande quantidade de trabalhos com esse enfoque em âmbito internacional. Um dos pioneiros foi o trabalho de Chen, Roll e Ross (1986), que investigou o efeito de diversas variáveis sobre os retornos de ações. Utilizando os retornos mensais de ações norte-americanas, no período de 1958-1984, os autores empregaram a estrutura *Arbitrage Pricing Theory* (APT) e observaram que uma variação positiva na produção industrial, no prêmio de risco e na estrutura a termo da taxa de juros, tinha impacto positivo sobre os retornos de ações, enquanto que uma elevação na taxa de inflação esperada ou na inflação inesperada apresentaram uma relação negativa com retornos das ações, devido ao seu impacto nos dividendos futuros e na taxa de desconto.

Outro trabalho voltado para o mercado de ações americano foi elaborado por Lee (1992). O autor analisou a relação causal e as interações dinâmicas entre os retornos das ações do Índice da Bolsa de Nova York (NYSE), a Taxa de Juros Real (IRE), o Nível de Produção Industrial (IPG) e a Taxa de inflação (INF) no período pós-guerra, entre janeiro de 1947 a dezembro de 1987. Para isso, utilizou o enfoque do VAR, e examinou a validade do modelo que explica a relação negativa entre o aumento da taxa de inflação e os retornos das ações. Os resultados encontrados se mostraram compatíveis com aqueles encontrados no estudo de Fama (1981).

Ampliando a análise dos efeitos das variáveis macroeconômicas sobre outros índices do mercado de ações americano, Lin, Vecchio, Yager e Liu (2022) investigaram os efeitos do Produto Interno Bruto (GPD), Índice de Preços ao Consumidor (CPI), Índice de Preços ao Produtor (PPI), Taxa de Desemprego (UNRATE), Preços do Petróleo (OIL) e Taxa Efetiva de Fundos (EFFR), sobre os índices Dow Jones, S&P 500 e NASDAQ, entre janeiro 2011 a dezembro 2021. Os autores realizaram uma regressão entre cada um dos índices de ações e as variáveis selecionadas, e constataram que a taxa de desemprego e a taxa efetiva de fundos, foram as duas variáveis que apresentaram as maiores influências sobre os índices. Os resultados também revelaram que o CPI impactou negativamente os três índices, enquanto que o GPD não demonstrou ter efeito relativo sobre os índices analisados.

Em relação ao mercado imobiliário, Chan, Hendershott e Sanders (1990) analisaram como o Índice de Produção Industrial, a Inflação Esperada e Inesperada, o Risco da Taxa de

Juros e a Estrutura a Termo da Taxa de Juros, impactavam o patrimônio dos *Real State Investments Trust* (REITs). Por meio de um modelo de precificação multifatorial, os autores descobriram que a inflação inesperada e o risco de taxa de juros eram os principais fatores que influenciam os retornos dos REITs. Os resultados obtidos no estudo indicaram que esses dois fatores eram responsáveis por até 60% da variância apresentada nos retornos desses ativos. Já West e Worthington (2006) utilizaram a abordagem GARCH-M para demonstrar empiricamente que as variáveis macroeconômicas apresentam uma relação significativamente positiva com o retorno dos REITs. Além disso, identificaram que a taxa de juros de longo prazo, a taxa de juros de curto prazo, a inflação inesperada e o índice de construção, apresentavam correlações altas com os retornos dos imóveis comerciais.

Fang *et al.* (2016) aplicaram o teste de limites ARDL, desenvolvido por Pesaran *et al.* (2001), para examinar se existia um equilíbrio de cointegração entre o índice REIT de três países asiáticos e as variáveis taxa de juros, taxa de inflação e índice de ações. Os resultados forneceram evidências de que há um equilíbrio de longo prazo entre essas três variáveis macroeconômicas e o índice REIT na China e em Cingapura, mas não existe equilíbrio semelhante para o Japão. Os autores então usaram um modelo ARDL de longo prazo, para determinar se o índice de ações tem uma relação significativamente positiva com o índice REIT desses três países. Os resultados revelaram que a taxa de inflação tem uma relação significativamente negativa com o índice REIT do Japão, Cingapura e China e que a taxa de juros tem uma relação significativamente negativa com o índice REIT do Japão e de Cingapura.

Com foco no mercado de títulos públicos, Chowdhry, Bayar e Klič (2010) examinaram os efeitos do crédito interno líquido, do PIB, da dívida externa, da taxa de inflação, da taxa de desemprego e do investimento direto estrangeiro, sobre o Índice de Títulos dos Mercados Emergentes (EMBI). Os resultados obtidos indicaram que o investimento direto estrangeiro e a taxa de inflação têm uma relação positiva com o spread do índice EMBI, enquanto o PIB e o valor da dívida externa uma relação negativa. Thenmozhi e Nair (2014) verificaram se a inflação, taxa de juros de longo prazo, taxa de câmbio, oferta monetária, reservas cambiais e a LIBOR, poderiam explicar o retorno dos títulos públicos em países desenvolvidos e em países emergentes como Índia e Brasil. Os resultados indicaram que a inflação esperada tem relação positiva com o retorno dos títulos nos EUA e no Reino Unido, os juros de longo prazo com o retorno dos títulos na Índia, EUA, Reino Unido, Japão e Alemanha, e a taxa de câmbio correlação positiva com o retorno dos títulos no Brasil e na Índia.

Em relação aos fundos multimercado, Lambert e Platania (2016) demonstraram que os *hedge funds* são afetados pelas variáveis macroeconômicas de maneiras distintas, dependendo

Quadro 2 – Revisão da literatura empírica internacional sobre variáveis macroeconômicas

| Autor (Ano) | Variável(eis) Dependente(s) | Variáveis Explicativas | Fontes de Dados | Período e Localidade | Modelo Aplicado | Resultados Obtidos |
|-----------------------------------|--|--|--|--|------------------------------|--|
| Chen, Roll e Ross (1986) | Índice de Ações da bolsa de Nova York (NYSE Index) | Produção Industrial (IP) Taxa de inflação (I) Prêmio de Risco(UPR) Estrutura a Temo(UTS) Consumo Real(CG) Preço do Petróleo(OG) | Departamento de Estatística Agência Americana de Análise Econômica | Mensal de janeiro de 1953 a novembro de 1983 EUA | ATP model | A produção industrial, o prêmio de risco e estrutura a termo da taxa de juros têm alta significancia estatística para explicar o retorno do índice NYSE |
| Chan, Hendershot e Sanders (1990) | Equity REIT NYSE AMEX NSDAQ | Índice Produção Industrial Inflação Esperada Inflação Inesperada Risco e Estrutura a Temo da Taxa de Juros | Citibase Data Ibbotson and Siegel (1984) | Mensal de janeiro de 1973 a dezembro de 1987 EUA | Modelo de multifatores | A inflação inesperada e as mudanças no termo da taxa de juros respondem por 60% da variância dos retornos dos REIT |
| Lee (1992) | Índice de Ações da bolsa de Nova York (NYSE Index) | Taxa de Juros Real (IRE) Nível de Produção Industrial (IPG) Taxa de inflação(INF) | Centro para Pesquisa em Valores Mobiliários | Mensal de janeiro de 1947 a dezembro de 1987- EUA | VAR | Uma elevação na inflação tem impacto negativo sobre os retornos das ações do índice NYSE |
| Chowdhry, Bayar e Klič (2010) | Índice de Títulos de Mercados Emergentes EMBI | Crédito interno líquido Produto Interno Bruto Total da Dívida Externa, Taxa de Inflação Taxa de Desemprego Investimento Estrangeiro | The Global Insights Basic Economic Database | Mensal de Janeiro de 2000 a dezembro de 2009 América Latina | Regressão de dados em painel | O investimento direto estrangeiro e a inflação apresentam uma relação positiva com índice EMBI, O PIB e a dívida externa uma relação negativa |
| Thenmozhi e Nair (2014) | Índices FTSE Japão Alemanha, EUA e Reino Unido CCIL Índia IMA Brasil | Inflação Esperada Taxa de Juros Curto Prazo Taxa de Juros Longo Prazo Taxa LIBOR Oferta Monetária Reservas Cambiais | FSTE Database Bloomberg IMF IFX Database | Mensal de janeiro 2004 a dezembro 2010 Alemanha, Brasil, EUA Índia, Japão e Reino Unido | Regressão Múltipla | A inflação tem correlação positiva com os títulos nos EUA e Reino Unido, os juros de longos nos EUA, Reino Unido, Japão e Alemanha. O câmbio Índia e Brasil. |
| Fang <i>et al.</i> (2016) | REIT Index China REIT Index Cingapura REIT Index Japão | Taxa de Inflação (IF) Índice de Ações (S) Taxa de Juros (IT) | Datastream Tokyo Stock Exchange Mongan Stanley Index EPRA REIT | Mensal de março de 2008 a julho de 2012 China, Japão e Cingapura | ADRL | A inflação tem relação negativa com o índice REIT nos 3 países, os juros relação negativa no Japão e Cingapura. |
| Lambert e Platania (2016) | Hedge Fund Styles | Dividendos do Índice S&P500 (DIV) Taxa de Juros (RREL) The Implied Volatility Index (VIX) Produto Interno Bruto (GPD) | Banco da Reserva Federal de St. Louis Thomson Financial Datastream | Mensal de fevereiro de 1997 a agosto de 2019 EUA | Modelo de multifatores | A taxas de juros, o desemprego, os dividendos e o PIB nos EUA foram as variáveis que mais influenciaram o retorno dos fundos. |
| Sun, Zhang e Jin (2021) | Macro Hedge Fund Index | Taxa de 10 anos do Tesouro Americano Produto Interno Bruto Taxa de Desemprego Índice de Troca do Dolar Índice de Preços (CPI) | Banco da Reserva Federal de St. Louis Yahoo Finance | Mensal de janeiro de 2011 a março de 2021 EUA | Regressão Múltipla | A taxa de 10 anos do Tesouro tem relação negativa com o índice de Hedge Funds. O crescimento do PIB correlação positiva. |
| Lin, Vecchio, Yager e Liu (2022) | Índices Dow Jones S&P 500 NASDAQ | Produto Interno Bruto(GPD) Índice de Preços (CPI), Taxa de Desemprego (UN) Preços do Petróleo (OIL) Taxa de Fundos (EFFR) | Banco da Reserva Federal de St. Louis | Mensal de janeiro 2011 a dezembro 2021 EUA | Regressão Múltipla | O desemprego e a taxa efetiva de fundos tem maior influência sobre os índices. O índice de preços impactou os índices negativamente. |

Fonte: Elaboração própria

da estratégia de alocação de ativos utilizada por seus gestores. Os autores analisaram se a força da relação entre a estratégia de alocação de ativos e as condições econômicas variava entre os diferentes estilos adotados e destacaram que, independentemente do estilo de gestão a taxas de juros, o rendimento dos dividendos, o crescimento do PIB e a taxa de desemprego nos EUA, foram as variáveis que mais afetaram a performance dos fundos abordados pelo estudo.

Já os autores Sun, Zhang e Jin (2021) analisaram como os fatores macroeconômicos influenciaram os *Global Macro Hedge Funds*. Para tanto, realizaram uma regressão múltipla e detectaram uma relação negativa entre a taxa de juro real (10-Year Treasury Inflation-Indexed Security) e o retorno dos fundos abordados, e uma correlação positiva com a taxa de crescimento do GDP (*Growth Domestic Product Rate*). No entanto, outras variáveis macroeconômicas utilizadas no modelo como o índice S&P500, o Índice de Volatilidade do Mercado (VIX) e a Taxa de Desemprego nos EUA (U-2), não apresentaram relação com a performance dos *Global Macro Hedge Funds*.

Na literatura nacional, constatou-se que a maioria dos estudos estão voltados para mercado de ações, mais especificamente para o índice Ibovespa. Dentre esses, destaca-se o trabalho de Grôppo (2005), o primeiro da literatura brasileira a discutir a relação causal entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa por meio do modelo de Auto Regressão Vetorial Estrutural (VAR). O autor analisou a relação causal entre variáveis macroeconômicas, taxa de juros de curto prazo (Selic), taxa de câmbio real (PTAX) preço do barril de petróleo no mercado internacional (PET) e o índice de produção industrial (PROD) sobre o Ibovespa. Os resultados obtidos demonstraram que o índice de ações brasileiro tem elevada sensibilidade à taxa de juros. Além disso, o estudo identificou que aumentos na taxa de juros de curto prazo e da taxa de câmbio afetam negativamente o índice, assim como choques inesperados no preço do petróleo, devido à grande participação das ações da Petrobrás na composição do índice.

Vartanian (2012) avaliou a existência do efeito contágio da taxa de câmbio, do preço das commodities e do índice Dow Jones, sobre o índice Ibovespa, no período de 1999 a 2010. O autor utilizou um modelo de vetores autorregressivos (VAR) e aplicou o teste de cointegração que não indicou a existência de relações de longo prazo. Porém, no curto prazo o Ibovespa apresentou reação positiva à depreciação cambial, aos choques nos preços das commodities e as variações do índice Dow Jones, evidenciando a existência do efeito contágio dessas variáveis em relação ao índice de ações brasileiras.

Carvalho e Sekunda (2020) analisaram se a taxa de juros e o PIB, possuíam relação de longo prazo com o retorno do mercado acionário brasileiro. Para esse propósito, os autores realizaram um teste de cointegração e causalidade entre as séries temporais dos índices

Ibovespa e IBRX-100, com as séries do DI, Selic e PIB para o período de janeiro de 1997 a dezembro de 2018, utilizando um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC). Os resultados obtidos demonstraram a existência de vetores de cointegração entre as variáveis testadas, bem como a influência estatisticamente significativa da taxa de juros de curto prazo DI sobre o retorno dos índices de ações brasileiros, assim como Grôppo (2005) havia constatado em seu estudo. Porém, as variáveis Selic e PIB não se mostraram estatisticamente significativas a longo prazo com nenhuma das séries dos índices Ibovespa e IBRX-100; tampouco o teste de Granger evidenciou que alguma dessas variáveis apresentava relação de causalidade com as séries de retorno desses índices acionários.

Dentre os trabalhos voltados para o mercado imobiliário brasileiro, Frade (2015), ao utilizar um modelo de auto regressão vetorial (VAR), identificou que o Índice de Fundos Imobiliários (IFIX) apresentou resposta negativa a um choque na taxa de juros. A cotação dos fundos apresentaram respostas significativamente negativas a uma variação positiva na curva de juros; tal fato, conforme o autor, significa que um aumento na taxa de juros exigiria um maior rendimento dos aluguéis pagos pelos fundos imobiliários; por conseguinte, uma queda na cotação do índice nos primeiros meses seria natural, para em seguida se manter estável.

De forma semelhante, Facchini (2018) também utilizou um modelo VAR para analisar os impactos das variáveis macroeconômicas sobre a rentabilidade dos diferentes segmentos de fundos imobiliários e constatou a mesma influência negativa da taxa de juros sobre esse setor, com exceção dos fundos de Escritório de grande capitalização. Além disso, o autor identificou que a variação positiva no câmbio influencia negativamente a maioria dos segmentos, enquanto que a variável mensal do produto interno bruto apresentou correlação com apenas três dos onze segmentos analisados. Já a pesquisa de Vatanian *et al.* (2022), evidenciou que o IFIX possui uma relação negativa com a taxa de juros, com o câmbio e com a inflação, e uma relação positiva com a atividade econômica, em especial com o crescimento da produção industrial. O autor utilizou o modelo VEC, em detrimento ao modelo VAR, em decorrência de várias séries utilizadas na estimativa não serem estacionárias, conforme foi verificado pelos testes de raiz unitária realizados.

Em relação ao mercado de renda fixa, Motta (2020) buscou analisar os impactos das variáveis macroeconômicas e proxies de risco sobre os índices de renda fixa pré-fixada IRF-M, IMA-B e IMA-B5+. Após a aplicação de um modelo VAR, o autor verificou que a taxa de câmbio influenciou de forma negativa os três índices em questão, enquanto que a taxa de juros não possui influência estatisticamente significativa sobre nenhum deles. A variável PIB provocou uma variação positiva apenas no IRF-M, e a variável inflação medida pelo IPCA,

impactou negativamente o índices IRF-M e IMA-B, mas não apresentou relação estatisticamente significativa em relação ao IMA-B5+.

Quadro 3 – Revisão da literatura empírica nacional sobre variáveis macroeconômicas

| Autor (Ano) | Variável(eis) Dependente(s) | Variáveis Explicativas | Fontes de Dados | Período de Análise | Modelo aplicado | Resultados Obtidos |
|---------------------------|---|--|--|--|------------------------|--|
| Grôppo (2005) | Índice Ibovespa | Taxa de Juros (Selic), Taxa de câmbio real (TC) Índice de Produção Industrial Preço do Barril de Petróleo no mercado internacional | FGV IPEADATA IBGE Conjuntura Econômica | Mensal de janeiro de 1995 a julho de 2005 | VAR | A taxa de juros foi a variável que mais afetou negativamente o Ibovespa seguida pelo preço do petróleo e pela taxa de câmbio |
| Vartanian (2012) | Índice Ibovespa | Taxa de câmbio (R\$/US\$) Commodities Index(CRB) Índice Dow Jones (DWJ) Índice Ibovespa(IBOV) Dummy Sazonal | IPEA data, Econômática Commodity Research Bureau | Mensal de janeiro de 1999 a dezembro de 2010 | VAR | Um aumento nos preços das ações americanas e das commodities influência de forma positiva o Ibovespa |
| Frade (2015) | Índice de Fundos Imobiliários | Taxa de Juros (Selic) | Econômática Bloomberg | Diária de dezembro de 2010 a junho de 2014 | VAR | Uma variação positiva na curva de juros, tem impacto negativa no Índice de Fundos Imobiliários |
| Facchini (2018) | Rendimentos Médios dos Segmentos de Fundos Imobiliários | Taxa de Juros (Selic), Taxa de câmbio (PTAX) Índice Geral de Preços do Mercado (IGPM) PIB Mensal Nominal (PIB) Índice Ibovespa(IBOV) | Banco Central do Brasil Econômática | Mensal de janeiro de 2011 a dezembro de 2017 | VAR | Uma variação positiva na taxa de juros tem impacto negativo em todos os segmentos, a exceção foram os fundos de Escritório de grande capitalização |
| Carvalho e Sekunda (2020) | Índice Ibovespa IBRX-100 | Taxa de Juros (Selic) PIB Mensal Nominal (PIB) Taxa básica das Operações Interbancárias (DI) | Infomoney IPEA Data | Mensal de abril de 1997 a dezembro de 2018 | VEC | Verificou-se vetor de cointegração entre os índices de retorno e as séries DI, Selic e PIB, porem apenas o DI apresentou influência significativa sobre o Ibovespa e IBRX-100 |
| Guaragna (2020) | Fundos de Investimento Multimercado | Taxa de Juros (Selic), Taxa de câmbio (R\$/US\$) Índice de inflação (IPCA) Produto Interno Bruto Nominal (PIB) | ANBIMA | Mensal de janeiro de 2002 a dezembro de 2015 | VAR | O crescimento do PIB nominal tem efeito positivo, e a variação do IPCA um efeito negativo em Fundos Multimercado |
| Da Motta (2020) | IRF-M, IMA-B e IMA-B5+ | Divida Liquida Taxa de Juros (Selic), Taxa de câmbio (R\$/US\$) Índice de inflação (IPCA) Índice Ibovespa (IBOV) Índice Atividade (IBC-Br) Spread Bancário American Market Volatility Index(VIX) | Econômática Bloomberg | Mensal de abril de 2004 a setembro de 2016 | ARCH/ GARCH | A rentabilidade dos três índices respondem de forma positiva aos choques na dívida líquida, no spread bancário e na inflação. Os demais choques não tiveram efeito significativo |
| Vartanian et al (2022) | Índice de Fundos Imobiliários | Taxa de Juros (Selic), Taxa de câmbio (R\$/US\$) Índice de Inflação (IPCA) Índice Atividade (IBC-Br) Preço do Petróleo (OIL) Índice S&P500(SP_500) | Banco Central do Brasil Econômática IBGE | Mensal de janeiro de 2015 a dezembro de 2019 | VEC | Relação negativa com a taxa de juros, com o câmbio e com a inflação, e positiva com a atividade industrial |

Fonte: Elaboração própria.

Com foco no mercado de fundos em geral, Guaragna (2020) avaliou a influência das variações macroeconômicas sobre a rentabilidade dos Fundos de Ações, Cambial, Multimercado, Referenciado DI e Renda Fixa. Para tanto, o autor utilizou os modelos ARCH e GARCH, e analisou os impactos da taxa de juros, do câmbio, da inflação e do PIB sobre as diferentes classes de fundos. Os resultados demonstraram que PIB exerceu um efeito positivo sobre a evolução patrimonial e rentabilidade dos fundos multimercados, enquanto a variação do IPCA teve um efeito negativo sobre os *hedge funds* brasileiros.

3. METODOLOGIA

3.1 DADOS

3.1.1 Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE)

O Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) é formado por oito indicadores econômicos: Índices de Expectativas das sondagens da Indústria, de Serviços e do Consumidor; Índice de produção física de bens de consumo duráveis; Índice de quantum de exportações; Índice de Termos de troca; Ibovespa e Taxa referencial de swaps DI pré-fixada - 360 dias. As estatísticas demonstram que esses oito indicadores têm seus valores alterados antes de um vale ou de um pico da atividade econômica. Dessa forma, cada um deles individualmente apresenta significativa capacidade de antecipar ciclos e o fato de serem integrados num único indicador - conforme os pesos indicados no *press release* de 17/01/2013 da FGV/IBRE – TCB - elimina possíveis ruídos do que quando analisados separadamente.

3.1.2 O Índice Ibovespa

Conforme informações disponíveis no site da B3 (2022), o índice Ibovespa foi criado em 1968 para ser o indicador do desempenho médio das cotações dos ativos de maior negociabilidade e representatividade do mercado de ações brasileiro. Sendo um índice de retorno total, a carteira teórica do Ibovespa é composta das ações e *units* de ações de companhias listadas na B3 que atendam cumulativamente aos seguintes critérios de inclusão: (i) estar entre os ativos elegíveis que no período de vigência das três carteiras anteriores, em ordem decrescente de Índice de Negociabilidade (IN); representem em conjunto 85% do somatório total desses indicadores; (ii) ter presença em pregão de 95% no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores; (iii) ter participação em termos de volume financeiro maior ou igual a 0,1%, no mercado a vista (lote-padrão), no período de vigência das 3 carteiras anteriores; (iv) não ser classificado como *Penny Stock*.

O índice possui alguns critérios para retirar ativos de sua composição; sendo assim são excluídos do Ibovespa os ativos que: (i) deixar de atender a dois dos critérios de inclusão citados anteriormente; (ii) passar a ser classificados como *Penny Stock*; (iii) estar entre os ativos que em ordem decrescente de IN, for classificado acima dos 90% do total no período de vigência; (iv) durante a vigência da carteira passem a ser listados em situação especial.

No Ibovespa, os ativos são ponderados pelo valor de mercado do *free float*, ativos que se encontram em circulação, com limite de participação baseado na liquidez. A

representatividade de um ativo no índice, quando das reavaliações periódicas, não poderá ser superior a duas vezes a participação que o ativo teria caso a carteira fosse ponderada pela representatividade dos Índices de Negociabilidade (INs) individuais no somatório de todos os INs dos ativos integrantes da carteira. Caso isso ocorra, serão efetuados ajustes para adequar o peso desse ativo a esse limite, redistribuindo-se o excedente proporcionalmente aos demais ativos integrantes da carteira.

Destaca-se que a participação dos ativos de uma companhia no índice - considerando todas as espécies e classes de ações ou units que tenham como lastro tais ações da companhia, conforme o caso - não poderá ser superior a 20% (vinte por cento) quando de sua inclusão ou nas reavaliações periódicas. Nessas situações, serão efetuados ajustes para adequar o peso dos ativos da companhia a esse limite, redistribuindo-se o excedente proporcionalmente aos demais ativos. Dessa forma, segundo Meurer (2006), o Ibovespa funciona como um termômetro que mensura o mercado acionário brasileiro, por meio de um sistema de pontos baseado em reais, e que calcula o desempenho médio de uma carteira teórica com as ações mais representativas e negociadas em Bolsa.

3.1.3 O Índice IFIX

Segundo a B3 (2020), o objetivo do IFIX é ser o indicador do desempenho médio das cotações dos fundos imobiliários negociados nos mercados de bolsa e de balcão organizado pela instituição. O IFIX é composto pelas cotas de Fundos de Investimentos Imobiliários listados nos mercados de bolsa e de balcão organizado da B3.

Os critérios utilizados pela B3 para selecionar as cotas dos fundos imobiliários que irão fazer parte da composição do índice são: (i) estar classificadas entre os ativos elegíveis que no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores, em ordem decrescente de Índice de Negociabilidade (IN), representem em conjunto 95% (noventa e cinco por cento) do somatório total desses indicadores; (ii) ter presença em pregão de 95% (noventa e cinco por cento) no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores; (iii) não ser classificadas como “*Penny Stock*”; (iv) ser objeto de Oferta Pública realizada durante o período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores ao rebalanceamento desde de que, a Oferta Pública de distribuição de cotas tenha sido realizada antes do rebalanceamento anterior, o ativo possua 95% (noventa e cinco por cento) de presença desde seu início de negociação.

Os critérios para exclusão de um fundo da carteira do IFIX são: (i) deixar de atender a qualquer um dos critérios de inclusão; (ii) tornar-se objeto de resgate total pelo fundo emissor

durante a vigência da carteira. No IFIX, os ativos são ponderados pelo valor de mercado da totalidade das cotas emitidas pelo Fundo Imobiliário. Ressalta-se que a participação de um fundo no índice não poderá ser superior a 20%, quando de sua inclusão ou nas reavaliações periódicas. Caso isso ocorra, serão efetuados ajustes para adequar o peso do fundo a esse limite, redistribuindo-se o excedente proporcionalmente aos demais ativos da carteira teórica.

3.1.4 O Índice IMA-geral

De acordo com a Anbima (2021), o IMA (Índice de Mercado ANBIMA) é uma família de índices que representa a evolução, a preços de mercado, da carteira de títulos públicos e serve como benchmark para o segmento. Criado em 2008, com o objetivo de atender às necessidades dos diversos tipos de investidores e das suas respectivas carteiras, o IMA é atualmente subdividido em três subíndices, de acordo com os indexadores dos títulos – prefixados, indexados ao IPCA e pós-fixados (Taxa Selic).

Com exceção da carteira teórica de títulos pós-fixados (IMA-S), para as demais carteiras são calculados subíndices com base nos prazos dos seus componentes. Adicionalmente, em virtude da intenção explícita da STN de não mais emitir títulos indexados ao IGP-M (NTN-C) e, ainda, devido à baixa liquidez observada neste segmento, foi determinada a construção de um índice agregado aos mesmos moldes do IMA-Geral, mas excluindo os títulos indexados ao IGP-M (NTN-C). Este é o índice IMA-Geral ex-C.

A composição das carteiras teóricas é revista mensalmente, captando em tais ocasiões as mudanças ocorridas nos estoques de títulos em mercado, de forma a se preservar a representatividade do indicador. Os critérios para seleção dos títulos públicos que irão compor o índice são: (i) títulos com prazo para o vencimento inferior a um mês, cujo vencimento seria ao longo do período de vigência da carteira teórica; (ii) títulos que só tenham sido colocados de maneira direta, sem oferta pública; (iii) títulos com uma única colocação por meio de oferta pública; (iv) títulos com novos vencimentos colocados em mercado nos últimos dois dias úteis anteriores à data de rebalanceamento das carteiras teóricas.

Na divisão, pelo prazo, dos índices IRF-M em IRF-M 1 e IRF-M 1+ e do IMA-B em IMA-B 5 e IMA-B 5+ adotam-se os seguintes critérios: (i) as carteiras “5+” contêm os títulos com prazo para o vencimento igual ou superior a cinco anos. As carteiras “5” contêm os títulos com prazo para o vencimento inferior a cinco anos e os títulos passíveis de migração; (ii) a carteira “1+” contém os títulos com prazo para o vencimento igual ou superior a um ano. A carteira “1” contém os títulos com prazo para o vencimento inferior a um ano.

Até novembro de 2016, os títulos que atingiam o limite de prazo para participação na carteira do IMA-B 5+ eram resgatados e investidos nas carteiras do IMA-B 5, na data do rebalanceamento da carteira teórica. A partir de dezembro de 2016, a transferência de ativos passou a ser realizada em 4 etapas sucessivas. No 3º mês prévio ao atingimento do prazo limite de enquadramento, inicia-se a migração do ativo que estiver no limite de prazo para participação na carteira do IMA-B 5+. A partir desse momento, em cada um dos rebalanceamentos migra-se 25% do estoque em mercado, de forma incremental.

São utilizadas as quantidades em mercado observadas três dias úteis anteriores à data de rebalanceamento das carteiras teóricas. Tais quantidades são alteradas apenas por meio de operações definitivas de compra, venda ou troca de títulos, realizadas pela Secretária do Tesouro Nacional (STN). Embora os títulos vendidos apenas por meio de operações diretas não sejam elegíveis para compor a carteira teórica do IMA, os montantes colocados dessa forma são adicionados à quantidade de títulos utilizada nos cálculos. Além disso, os montantes dos vencimentos que se encontrarem elegíveis, emitidos pelo Programa Tesouro Direto, são incluídos nos resultados.

A carteira teórica dos subíndices do IMA terá a sua composição constante ao longo de cada período de vigência. No caso do IRF-M e IMA-S, a vigência das carteiras teóricas será do segundo dia útil do mês ao primeiro dia útil do mês posterior. Já para o IMA-B, o período de vigência da carteira teórica será do dia 16 ao dia 15 do mês imediatamente posterior. Quando tais datas não caírem em dias úteis, as vigências serão ajustadas para o primeiro dia útil posterior. Tanto o IMA-Geral quanto o IMA-Geral Ex-C são rebalanceados sempre que algum subíndice o é, o que implica em um período de vigência menor (aproximadamente quinzenal).

3.1.5 O Índice IHFA

O IHFA (Índice de *Hedge Funds* ANBIMA) é um índice representativo da indústria de *hedge funds* no Brasil. Seu principal objetivo é servir como parâmetro para o acompanhamento da evolução deste segmento. De acordo como site da Anbima (2022), o IHFA foi criado em 31/03/08 com o valor inicial igual a 1000; sua cotação é calculada a partir da base de dados disponibilizada pela Comissão de Valores Mobiliários (CVM) e reflete em moeda corrente a evolução de uma carteira hipotética de fundos multimercados rebalanceada trimestralmente.

Para compor a carteira teórica do índice um fundo multimercado deve atender os seguintes critérios: (i) estar entre os fundos de investimento registrados na CVM e regidos pela Instrução CVM nº 555, na classe denominada como multimercado; (ii) possuir registro de

permanência na referida classe, na CVM, superior a um ano, contados a partir da data de montagem de cada carteira teórica do IHFA; (iii) ser constituído sob a forma de condomínio aberto; (iv) não ser um fundo exclusivo; (v) cobrar necessariamente taxa de performance; (vi) apresentar um número médio de cotistas superior a dez no trimestre que precede à data de rebalanceamento do índice; (vii) divulgar obrigatoriamente o valor das cotas atualizadas diariamente; (viii) possuir no mínimo 95% (noventa e cinco) do patrimônio líquido investido em um único fundo no caso de fundos de investimento em cotas de fundos de investimento.

Os fundos de investimento classificados como multimercados não estarão elegíveis para compor o índice quando: (i) investirem em um fundo de investimento selecionado para compor o índice, no caso dos fundos de investimento em cotas de fundos de investimento; (ii) serem classificados como “balanceados”, “capital protegido” e “multigestores”; (iii) apresentarem patrimônio líquido médio, no trimestre precedente à data de rebalanceamento, inferior ao valor da mediana da amostra; (iv) possuírem volatilidade anualizada no trimestre precedente à data de rebalanceamento do índice, inferior ao valor do 1º quartil da amostra.

Os fundos que pertencentes ao índice serão excluídos de sua carteira teórica em casos de: (i) encerramento de suas operações; (ii) alteração de alguma das características exigidas para seleção; (iii) não divulgação do valor de suas cotas diariamente. Após a seleção dos fundos que irão compor a carteira teórica do IHFA, é feita a definição das parcelas que cada fundo terá da carteira teórica no início do seu período de validade. Primeiramente, com o patrimônio líquido de fechamento do dia útil anterior ao rebalanceamento da carteira teórica de cada fundo, se obtém o percentual de participação individual de cada um dos componentes na carteira.

Em seguida, multiplica-se o valor do número-índice do dia útil anterior à data de rebalanceamento a carteira teórica (no primeiro período, o valor base do índice é igual a 1.000 pontos) pelos percentuais de participação individual observados para cada fundo, definindo assim, o novo número de pontos que cada fundo deterá do índice. Por fim, divide-se o número de pontos no índice que cada fundo obteve anteriormente pelo seu respectivo valor da cota no dia útil anterior ao rebalanceamento a carteira teórica, definindo-se assim, a quantidade teórica de cotas que cada fundo terá durante o período de validade da carteira do índice.

3.1.6 Variáveis utilizadas

Como o presente trabalho buscou incluir um indicador cíclico antecedente à literatura que avalia os fatores que influenciam os índices de mercado nacional, o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) foi selecionado devido a sua significativa capacidade de

antecipar as oscilações cíclicas ocorridas na atividade econômica brasileira, no período de janeiro de 2011 a dezembro de 2022, conforme as informações contidas no site do Comitê de Datação de Ciclos Econômicos (CODACE, 2022).

A escolha das variáveis macroeconômicas utilizadas nesse estudo foi baseada na revisão da literatura nacional voltada para analisar o impacto desses fatores sobre os mercados de ações, fundos imobiliários, fundos multimercados e títulos públicos brasileiro. Buscou-se, com essa revisão, identificar quais foram os fatores econômicos mais utilizadas nos trabalhos empíricos desenvolvidos sobre o tema, dessa forma, constatou-se que as variáveis explicativas mais utilizadas pelos autores dessas pesquisas foram a Inflação, a Taxa de Juros, o Câmbio e o PIB.

De acordo com Blanchard (2001), a inflação é um fenômeno monetário de elevação continuada do nível geral de preços. No Brasil, o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) é um dos principais índices utilizados para medir a inflação. Oliveira (2006) ressalta que a vasta literatura sobre o tema indica que os preços dos ativos são inversamente proporcionais às taxas de inflação. Isso ocorre visto que os investidores consideram a rentabilidade real auferida no investimento, isto é, o ganho após a dedução inflacionária.

Já em relação a taxa de juros, Krugman (2018) afirma que a mesma é determinada pela oferta e a demanda dos bancos por moeda, no entanto, o autor destaca que ambas são fortemente afetadas pelas decisões de política monetária do Banco Central de cada país. A percepção nos mercados é a de que a taxa de juros é vista como um custo de oportunidade pelo investidor, portanto, os agentes superavitários podem optar por alocar os seus recursos em ativos ligados à taxa básica de juros, como os títulos públicos, ou nos mercados de ações, imóveis e de fundos multimercado, dependendo do prêmio que essas classes de ativos oferecerem em relação ao títulos de dívida do governo.

A taxa de câmbio é a medida de conversão da moeda nacional em moeda de outros países. Segundo Vasconcellos e Garcia (2014) é extremamente importante analisar esta variável, principalmente para os investimentos advindos do exterior, pois o resgate do investimento é antecedido de uma conversão cambial.

O PIB mensura o nível da atividade econômica de um país, ou seja, a soma de tudo que é produzido em um espaço geográfico em um dado intervalo de tempo, revelando momentos de expansão ou de retração. Segundo Rogers (2006), o crescimento do PIB aumenta o valor adicionado dos bens e serviços, isso significa que as empresas estão lucrando mais e, conseqüentemente, produzindo mais riquezas, o que levaria ao aumento do preço de suas ações.

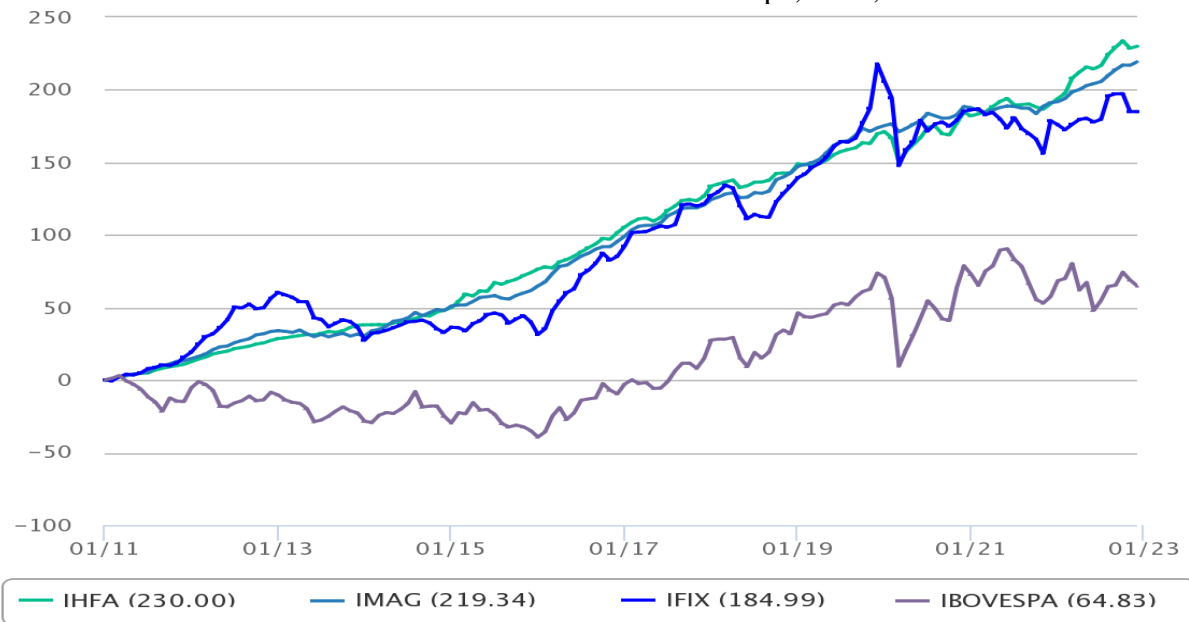
Vale a pena destacar que as variáveis macroeconômicas utilizadas por esse estudo são as quatro variáveis que recebem maior destaque no Relatório Focus, divulgado semanalmente

pelo Banco Central. A pesquisa resume as estatísticas calculadas a partir das expectativas para Inflação, PIB, Taxa de Câmbio e Taxa de Juros, de diversos agentes do mercado nacional, como bancos, corretoras, consultorias e distribuidoras de valores. As informações são coletadas semanalmente até a sexta-feira anterior à sua divulgação, e o resultado é divulgado toda segunda-feira. A pesquisa traz a evolução gráfica e o comportamento semanal das projeções feita por esses agentes para a inflação medida pelo IPCA, a atividade econômica, a taxa de câmbio (R\$/US\$) e a taxa Selic.

Dessa forma, as variáveis incorporadas ao modelo VAR proposto nesse estudo utilizaram séries mensais e foram obtidas das seguintes base de dados:

- a. Indicador Cíclico Antecedente: O Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) será representado no modelo pela variável (EA) e sua série mensal extraída da base de dados do Instituto Brasileiro de Economia FGV-IBRE.
- b. Taxa de Juros: A Taxa Básica de Juros da Economia (SELIC) será adotada no modelo como variável (IR) e sua série mensal extraída da base do Banco Central do Brasil.
- c. Inflação: O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) será representado pela variável (INF) e sua série mensal obtida na plataforma Economática.
- d. Taxa de Câmbio: A Taxa de Câmbio Nominal Expressa R\$/US\$ será utilizada como a variável (ER) e sua série mensal extraída da base do Banco Central do Brasil.
- e. Produto Interno Bruto: O Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br) irá representar a variável (GDP) no modelo e sua série mensal extraída da base do Banco Central do Brasil (IBC-Br - com ajuste sazonal (2002=100)).
- f. Ibovespa: O Índice de Ações Brasileiro (IBOVESPA) será representado no modelo pela variável (IBOVESPA) e sua série será extraída da plataforma Economática.
- g. IFIX: O Índice de Fundos Imobiliários será utilizado no modelo na variável (IFIX) e sua série mensal obtida da plataforma Economática.
- h. IMA-Geral : O Índice de Mercado ANBIMA será representado pela variável (IMA) e sua série mensal extraída da plataforma Economática.
- i. IHFA: O Índice de *Hedge Funds* ANBIMA será adotado como a variável (IHFA) e sua série mensal obtida da plataforma Economática.

Para ilustrar o comportamento que os índices Ibovespa, IFIX, IMA-Geral e IHFA apresentaram durante o período de análise desse estudo, foi elaborado um comparativo do retorno acumulados desses índices, conforme Gráfico 2.

Gráfico 2 – Retorno Acumulado Mensal dos Índices Ibovespa, IFIX, IMA-Geral e IHFA

Fonte: Elaboração Própria a partir de dados obtidos da plataforma Econômica.

O Gráfico 2 apresenta um comparativo entre o retornos acumulados dos índices setoriais durante o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2022. Entre os índices analisados, o índice Ibovespa foi o que apresentou maior volatilidade e menor rentabilidade acumulada, aproximadamente 65%. Além disso, o Ibovespa demonstrou possuir correlação com o índice IFIX, apesar do índice de fundos imobiliários apresentar uma volatilidade bem menor e uma rentabilidade acumulada de 185%. Já os índices representativos dos mercados de títulos públicos (IMA-Geral) e dos fundos multimercado (IHFA) apresentaram uma alta correlação, ou seja, um comportamento muito semelhante tanto em relação a sua volatilidade como em relação aos seus retornos acumulados, com o índice representativo dos títulos públicos acumulando 219% e o índice de *hedge funds* 230% de retorno no período.

A Tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas da pesquisa, reunindo os índices setoriais, o IACE e as variáveis macroeconômicas selecionados.

Tabela 1 – Estatística descritiva das variáveis entre de janeiro de 2011 a dezembro de 2022

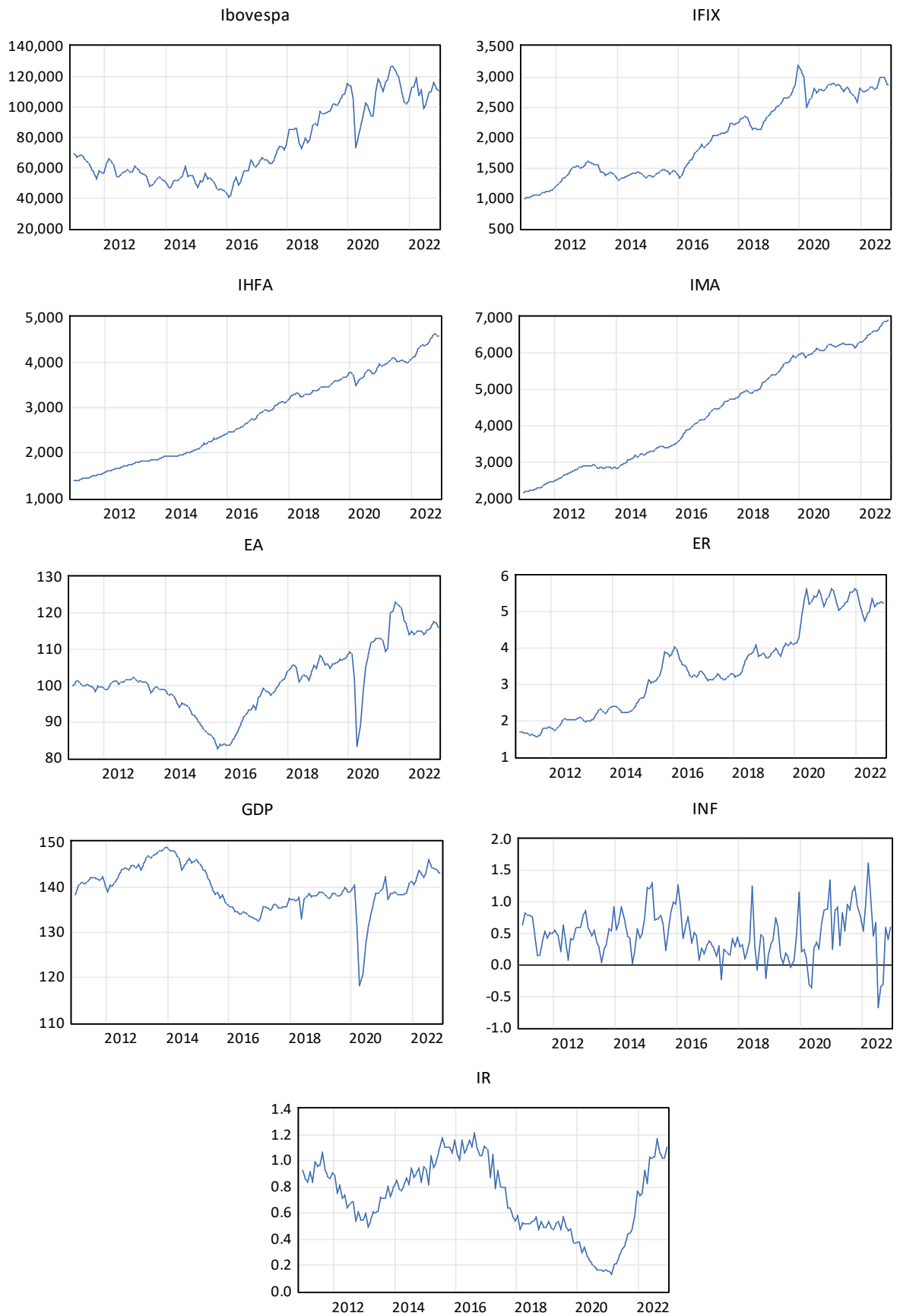
| | Ibovespa | IFIX | IHFA | IMA | EA | ER | GDP | INF | IR |
|---------------|-----------------|-------------|-------------|------------|-----------|-----------|------------|------------|-----------|
| Média | 75378.95 | 1978.58 | 2812.94 | 4354.63 | 101.47 | 3.44 | 139.82 | 0.49 | 0.72 |
| Mediana | 65811.00 | 1885.00 | 2805.43 | 4239.74 | 100.81 | 3.27 | 139.16 | 0.47 | 0.76 |
| Maximo | 126801.70 | 3197.58 | 4644.19 | 6924.94 | 123.00 | 5.65 | 148.70 | 1.62 | 1.22 |
| Mínimo | 40405.00 | 1000.00 | 1385.93 | 2162.90 | 82.51 | 1.56 | 118.31 | -0.68 | 0.13 |
| Desvio Padrão | 24409.23 | 646.99 | 960.14 | 1482.17 | 9.34 | 1.26 | 4.93 | 0.37 | 0.28 |
| Assimetria | 0.52 | 0.18 | 0.14 | 0.14 | 0.08 | 0.25 | -0.84 | 0.09 | -0.28 |
| Curtose | 1.83 | 1.53 | 1.69 | 1.55 | 2.68 | 1.86 | 5.48 | 3.53 | 2.11 |

Fonte: Elaboração própria com base no pacote econométrico E-views 12.

Observou-se que dentre os índices setoriais, o Ibovespa foi aquele que apresentou a maior oscilação durante o período analisado, com uma cotação mínima de 40.405 pontos e uma pontuação máxima de 126801, sua média foi 75378 pontos. Isso fica evidente quando compara-se a sua assimetria 0,52 e sua curtose 1,83 em comparação ao demais índices setoriais.

Na Figura 1, encontram-se os gráficos com a evolução das variáveis analisadas ao longo do período considerado pelo estudo. Constatou-se, mais uma vez, que o Ibovespa demonstrou a maior volatilidade entre todos os índices setoriais analisados, e que o IFIX apresentou uma trajetória semelhante mas com uma volatilidade muito menor. Já o IHFA e o IMA-Geral apresentaram um comportamento muito semelhante, revelando uma alta correlação entre esses dois índices, assim como indicador cíclico IACE, representado pela variável (EA), e o Índice de Atividade Econômica, representado pela variável (GDP), no mesmo período.

Figura 1 – Evolução das variáveis de janeiro de 2011 a dezembro de 2022



Fonte: Elaboração própria com base no pacote econométrico E-views 12

3.2 MODELO ECONOMÉTRICO

3.2.1 Modelo VAR

A análise de dados em séries temporais, por meio de modelo de Autorregressão Vetorial (VAR), foi proposta por Sims (1980) no artigo "*Macroeconomics and Reality*". O autor desenvolveu o modelo VAR como uma alternativa aos modelos multiequacionais usados na época, por considerar que os procedimentos utilizados nas estimativas desses modelos eram inadequados. Segundo Sims (1986), o modelo de vetores autorregressivos possibilita estimar diversas variáveis ao mesmo tempo, o que evita os problemas de identificação de parâmetros e a consequente perda de informações importantes, muito recorrentes nos modelos multiequacionais devido a necessidade de imposição de uma série de restrições a priori.

A abordagem do modelo VAR passou a tratar todas as variáveis analisadas simetricamente; ou seja a questão relativa da dependência ou independência entre as variáveis deixou de existir, já que o modelo passou a estimar suas variáveis tendo como base apenas o comportamento passado da própria variável. Contudo, os modelos de séries temporais vetoriais receberam várias críticas ao longo dos últimos anos, pois como destacou Enders (1995), sua abordagem não apresenta embasamento teórico, já que esses modelos utilizam apenas os valores defasados das próprias variáveis como forma de previsão, sem a necessidade de especificação de algum modelo econômico prévio. Nesse contexto, melhorias nas estimativas e na confiabilidade estatística do modelo VAR foram sendo propostas no decorrer do tempo, o que possibilitou o aumento do poder preditivo e da confiabilidade nos coeficientes estimados, bem como da análise dos resultados obtidos. Dessa forma, o modelo VAR se mostrou adequado aos objetivos deste trabalho, uma vez que permite estimar os impactos de cada variável abordada em relação as demais, evitando os problemas de identificação dos parâmetros com prejuízo de informações apresentados pelos modelos multiequacionais.

Sendo assim, a Função de Resposta a Impulso (FIR) foi utilizada como instrumento de análise comparativa, uma vez que essa função possibilita a simulação de choques pontuais em cada uma das variáveis do modelo, e, como esses choques se dissipam pelas demais variáveis por meio da estrutura do próprio modelo VAR, é possível estimar o impacto nas variáveis e observar como esse impacto é sentido no futuro. Com base nessas estimativas, foi possível visualizar o comportamento dinâmico do Ibovespa, IFIX, IMA-Geral e IHFA diante de qualquer alteração no indicador cíclico e nas variáveis macroeconômicas utilizadas nesse estudo, capturando assim, a alteração no comportamento de cada índice setorial no momento

em que outra variável ou o próprio índice analisado sofre um choque em instante t , replicando esse impulso para o futuro, nos períodos $t+1$, $t+2$ e assim sucessivamente. A fórmula matemática do modelo VAR segundo Gujarati e Porter (2011), é representada pela seguinte equação (1):

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + Bx_t + \xi_t \quad (1)$$

Em que:

y_t = vetor variável endógeno

x_t = vetor variável exógeno

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

ξ_t = vetor de inovação autocorrelacionado.

O modelo VAR tem como característica principal a explicação das variáveis pelo passado da própria variável, e pelo passado das demais variáveis do modelo; sendo assim, o objetivo principal da presente pesquisa foi avaliar como a performance dos índices representativos dos mercados abordados, responderam a impulsos (choques positivos) sobre o indicador cíclico antecedente, representados pelo indicador composto IACE e sobre as variáveis macroeconômicas Taxa de Juros, Inflação, Câmbio e Índice de Atividade Econômica. A periodicidade na cotação dos índices de mercado, do indicador cíclico e das variáveis macroeconômicas foi mensal, compreendendo o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2022. A função de resposta a impulso foi utilizada devido a sua capacidade de simular os impactos necessários para gerar os resultados almejados no objetivo geral do trabalho.

3.2.2 Teste de Estacionariedade

Conforme Hill *et al* (2011), o modelo VAR requer que as séries analisadas sejam estacionárias. Entende-se por estacionária uma série cuja média e variância são as mesmas ao longo do tempo e a covariância entre dois valores da série depende apenas da distância no tempo que os separa, não havendo restrição quanto a correlação entre as variáveis; ou seja, estas podem ser correlacionadas ou não entre si. Por conseguinte, a verificação da estacionariedade foi realizada por meio da realização do teste de raiz unitária proposto por Dickey e Fuller (1979), cujo modelo e dado matemático é representado conforme a seguir:

$$\Delta y_t = \alpha 1_t + \gamma y_{t-1} + v_t \quad (2)$$

Sendo, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ e $\gamma = \rho - 1$

Assim verifica-se a hipóteses nula e alternativa:

$$H0: \rho = 1 \leftrightarrow H0: \gamma = 0$$

$$H1: \rho < 1 \leftrightarrow H1: \gamma < 0$$

Considerando que $\rho = 1$ então y_t segue movimento *random walk*, com raiz unitária e, portanto, não estacionário. Vale a pena destacar que o modelo acima descrito trabalha com a hipótese de que o termo v_t é não correlacionado; sendo assim, para a verificação dessa hipótese foi aplicado o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Nesse teste há a adição de valores defasados da variável independente, e a regressão é dada por:

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \gamma y_{t-1} + \sum \alpha_i \Delta y_{t-1} + v_t \quad (3)$$

Logo, os valores críticos permanecem os mesmos assim como a distribuição assintótica do teste Dickey-Fuller. Nesse sentido, procedeu-se com os testes de raiz unitária ADF para as variáveis consideradas, e conforme resultados apresentados na Tabela 2 constatou-se que, com exceção da Taxa de Inflação representada pela variável INF, não foi possível rejeitar a hipótese nula da presença de uma raiz unitária para as demais variáveis em nível.

Tabela 2 - Teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF)

| Variável | Defasagens | Constante | Tendência | ADF | Valor Crítico10% | Valor Crítico 5% | Valor Crítico1% |
|----------|------------|-----------|-----------|-----------|------------------|------------------|-----------------|
| IBOVESPA | 0 | Sim | Sim | -2.487472 | -3.145744 | -3.442238 | -4.024935 |
| IFIX | 3 | Sim | Sim | -1.739934 | -3.145608 | -3.442006 | -4.024452 |
| IHFA | 8 | Sim | Sim | -1.914735 | -3.146309 | -3.443201 | -4.026942 |
| IMA | 6 | Sim | Sim | -2.261572 | -3.146022 | -3.442712 | -4.025924 |
| EA | 5 | Sim | Sim | -2.365388 | -3.145474 | -3.441717 | -4.023975 |
| ER | 1 | Sim | Sim | -3.000987 | -3.145341 | -3.441552 | -4.023506 |
| GDP | 2 | Sim | Sim | -2.455814 | -3.145474 | -3.441777 | -4.023975 |
| INF | 0 | Sim | Sim | -6.132019 | -3.145211 | -3.441330 | -4.023042 |
| IR | 12 | Sim | Sim | -2.547184 | -3.146908 | -3.444222 | -4.029041 |

Fonte: Elaboração Própria. Número de defasagens de acordo com o critério de Akaike (1974).

Isto posto, segundo Granger e Newbold (1974), quando as séries não apresentam estacionariedade, um modelo VEC deve ser estimado, uma vez que séries macroeconômicas não estacionárias podem causar o problema da regressão espúria.

3.2.3 Modelo VEC

A combinação do modelo VAR com um termo de correção de erros possibilita a aplicação de um modelo de vetores autorregressivos com correção de erros (VEC), por meio da formação de combinações lineares de variáveis integradas estacionárias (cointegradas). Neste caso, a cointegração de duas séries (por exemplo, X_t Y_t) leva à constatação de uma tendência estocástica igual ou comum, pela eliminação da diferença $Y_t - \theta X_t$. Dessa forma, a cointegração destas duas séries possibilita a modelagem das respectivas primeiras diferenças por meio do VAR, com o acréscimo de um regressor adicional, o termo de correção de erros, equacionado por $Y_{t-1} - \theta X_{t-1}$. Logo, torna-se possível estimar predições sobre valores futuros de ΔY_t e ΔX_t a partir dos valores passados de $Y_t - \theta X_t$

Nesse sentido, antes da aplicação do modelo VEC, fez-se necessário a identificação de possíveis vetores de cointegração entre as séries utilizadas. Para tanto, realizou-se o teste de cointegração de Johansen (1988), para estimar a presença e a quantidade desses vetores. Na presente pesquisa, os resultados obtidos no teste de cointegração, apresentados na Tabela 5 e 6 do item 3.2.4, justificam a utilização do modelo VEC, assim como Mukherjee e Naka (1995) fizeram em sua pesquisa, na qual aplicam esse modelo em um sistema de sete equações, com o objetivo de avaliar a cointegração entre o mercado acionário japonês e seis variáveis macroeconômicas. Com base nos resultados obtidos, os autores concluíram que o modelo VEC supera consistentemente o modelo VAR no quesito capacidade preditiva.

Além disso, segundo Gujarati (2011), a aplicação do modelo VEC apresenta a vantagem de não exigir pressuposições *a priori*, as quais normalmente acontecem caso os regressores do modelo estejam correlacionados com o erro, de modo a gerar problemas de endogeneidade. Logo, em termos matemáticos, um sistema hipotético de duas variáveis e uma equação de cointegração apresenta a seguinte fórmula algébrica:

$$y_{2,t} = B y_{1,t} \quad (4)$$

O modelo VEC resultante tem as seguintes equações:

$$\Delta y_{1,t} = a_1 (y_{2,t-1} - B y_{1,t-1}) + e_{1,t} \quad (5)$$

$$\Delta y_{2,t} = a_2 (y_{2,t-1} - B y_{1,t-1}) + e_{2,t} \quad (6)$$

As equações (5) e (6) apresentam o termo de correção de erros, que é equivalente a zero no equilíbrio de longo prazo, embora, no curto prazo, as variáveis possam ser adequadas para

o equilíbrio de longo prazo de acordo com a velocidade de ajuste das variáveis endógenas, expressa pelos coeficientes e y_1, y_2, a_1, a_2 .

Com base nessa metodologia, quatro modelos VEC foram estimados nesse estudo, cada um composto por um índice de mercado diferente, pelo indicador cíclico antecedente e pelas variáveis macroeconômicas selecionadas. Na Tabela 3, encontra-se a especificação de cada um dos quatro modelos propostos:

Tabela 3 – Especificação dos quatro Modelos VEC propostos

| Modelo | Variável Dependente | Variáveis Explicativas | Equações de cointegração |
|----------|---------------------|--|--------------------------|
| IBOVESPA | IBOVESPA_L | EA_L, GDP_L, INF, IR, ER_L, Ibovespa_L | 1 |
| IFIX | IFIX_L | EA_L, GDP_L, INF, IR, ER_L, IFIX_L | 2 |
| IHFA | IHFA_L | EA_L, GDP_L, INF, IR, ER_L, IHFA_L | 2 |
| IMA | IMA_L | EA_L, GDP_L, INF, IR, ER_L, IMA_L | 2 |

Fonte: Elaboração Própria.

Notas: Número de equações de cointegração de acordo com o Teste de Johansen e nas variáveis com (_L) ao final do nome, foi aplicada a transformação logarítmica .

Importante destacar que, em consonância com a literatura de modelos VEC, o procedimento aplicado na análise econométrica é, de forma recorrente, baseado na utilização de séries sob a forma de taxas. Logo, quando são utilizadas séries que não se encontram na forma de taxas, faz-se necessária a transformação logarítmica dessas séries. Portanto, como o modelo VEC calcula a primeira diferença de todas as séries utilizadas pelo modelo de forma automática, as variáveis Taxa de Inflação (INF) e Taxa de Juros (IR) tiveram suas séries mantidas no formato original, enquanto que nas séries das demais variáveis aplicou-se a transformação logarítmica.

Realizada a adequação das séries que não se encontravam sob a forma de taxas, foram realizadas simulações para a identificar o número ótimo de defasagens para cada modelo, utilizando-se para isso os critérios de seleção de Akaike (1974) e Schwarz (1978). Na sequência, procedeu-se com a aplicação do Teste de Johansen (1988) para identificação do número de equações de cointegração presentes em cada um dos quatros modelos VEC propostos, conforme descrito no item 3.2.4. Uma vez que o aumento ou a redução do número de defasagens pode gerar instabilidade e conseqüente perda do poder preditivo dos modelos, verificou-se a estabilidade dos mesmos por meio da análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, apresentadas na Figura 2 do item 3.2.6. Por fim, a normalidade dos resíduos e a presença de heterocedasticidade individual também foram verificadas,

empregando-se para tanto o Teste Portmanteau descrito no item 3.2.7, e o Teste Conjunto e Individual de Heterocedasticidade Residual no item 3.2.8.

3.2.4 Critérios de Informação

Para encontrar o melhor critério de informação, foram realizadas quatro simulações considerando a quantidade de equações de cointegração encontradas para cada um dos modelos propostos pelo presente trabalho, a fim de selecionar o modelo mais parcimonioso conforme os critérios de Akaike (1974) e Schwarz (1978). A seguir tem-se a Tabela 4 com os resultados obtidos em diferentes defasagens para cada índice setorial analisado.

Tabela 4 - Critérios de Informação de Akaike (1974) e Schwarz (1978) para os modelos

| | Critério de Akaike | Critério de Schwarz |
|---|--------------------|---------------------|
| Ibovespa | | |
| 1 defasagem e 1 equações de cointegração | -20.03 | -18.91 |
| 2 defasagens e 1 equação de cointegração | -19.99* | -18.08 |
| 3 defasagens e 1 equação de cointegração | -19.85 | -17.21 |
| 4 defasagens e 1 equação de cointegração | -19.69 | -16.29 |
| IFIX | | |
| 1 defasagem e 2 equações de cointegração | -21.45 | -20.08 |
| 2 defasagens e 2 equações de cointegração | -21.55* | -19.43 |
| 3 defasagens e 2 equações de cointegração | -21.42 | -18.54 |
| 4 defasagens e 2 equações de cointegração | -21.30 | -17.65 |
| IHFA | | |
| 1 defasagem e 2 equações de cointegração | -23.35 | -21.98 |
| 2 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.39* | -21.27 |
| 3 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.31 | -20.43 |
| 4 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.15 | -19.50 |
| IMA | | |
| 1 defasagem e 2 equações de cointegração | -23.56 | -22.19 |
| 2 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.60* | -21.47 |
| 3 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.55 | -20.66 |
| 4 defasagens e 2 equações de cointegração | -23.37 | -19.71 |

Fonte: Elaboração própria.

Observação. O asterisco representa o número de defasagens a serem usadas que minimizam os critérios.

3.2.5 Teste de Cointegração de Johansen

O teste cointegração de Johansen (1988) tem como hipótese nula a ausência de vetores de cointegração, enquanto a hipótese alternativa indica que há pelo menos um vetor de cointegração. Dado o fato de que, com a exceção da série da variável INF, as séries se mostraram não estacionárias, foram realizados testes de cointegração, com constante e tendência, a fim de encontrar o número de equações de cointegração presentes entre as séries das variáveis selecionadas e as séries de cada um dos quatro índices de mercado abordados pelo presente trabalho. Dessa forma, tem-se abaixo os resultados dos testes com uma defasagem na Tabela 5 e com duas defasagens na Tabela 6.

Tabela 5 - Resultados do Teste de Cointegração de Johansen com 1 defasagem

| Número de equações de cointegração hipotéticas | Autovalor | Estatística do traço | Valor Crítico 5% | Estatística de Máx. Autovalor | Valor Crítico 5% |
|--|-----------|----------------------|------------------|-------------------------------|------------------|
| Ibovespa | | | | | |
| Nenhum* | 0.329533 | 124.4771 | 95.75 | 57.16870 | 40.07 |
| até 1 | 0.184131 | 67.30837 | 69.81 | 29.10075 | 33.87 |
| até 2 | 0.131741 | 38.20762 | 47.85 | 20.20093 | 27.58 |
| até 3 | 0.098047 | 3.250032 | 29.79 | 14.75666. | 21.13 |
| IFIX | | | | | |
| Nenhum* | 0.337078 | 132.4958 | 95.75 | 58.78701 | 40.07 |
| até 1* | 0.229703 | 73.70877 | 69.81 | 37.32003 | 33.87 |
| até 2 | 0.131708 | 36.38874 | 47.85 | 20.19541 | 27.58 |
| até 3 | 0.080040 | 16.19332 | 29.79 | 11.92982 | 21.13 |
| IHFA | | | | | |
| Nenhum* | 0.367757 | 137.8259 | 95.75 | 65.56289 | 40.07 |
| até 1* | 0.200738 | 72.26303 | 69.81 | 32.04152 | 33.87 |
| até 2 | 0.109786 | 40.22151 | 47.85 | 16.62992 | 27.58 |
| até 3 | 0.091302 | 23.59160 | 29.79 | 13.69121 | 21.13 |
| IMA-Geral | | | | | |
| Nenhum* | 0.339723 | 134.9497 | 95.75 | 59.35864 | 40.07 |
| até 1* | 0.215700 | 75.59104 | 69.81 | 34.74376 | 33.87 |
| até 2 | 0.111247 | 40.84728 | 47.85 | 16.86480 | 27.58 |
| até 3 | 0.091785 | 23.98248 | 29.79 | 13.76718 | 21.13 |

Fonte: Elaboração própria.

Observação:* Indica rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%.

Tabela 6 - Resultados do Teste de Cointegração de Johansen com 2 defasagens

| Número de equações de cointegração hipotéticas | Autovalor | Estatística do traço | Valor Crítico 5% | Estatística de Máx. Autovalor | Valor Crítico 5% |
|--|-----------|----------------------|------------------|-------------------------------|------------------|
| Ibovespa | | | | | |
| Nenhum* | 0.340329 | 126.1207 | 95.75 | 59.07407 | 40.07 |
| até 1 | 0.186680 | 67.04665 | 68.81 | 29.34152 | 33.87 |
| até 2 | 0.151667 | 37.70513 | 47.85 | 23.35653 | 27.58 |
| até 3 | 0.077607 | 14.34860 | 29.79 | 11.47137 | 21.13 |
| IFIX | | | | | |
| Nenhum* | 0.357736 | 140.5026 | 95.75 | 62.87129 | 40.07 |
| até 1* | 0.269965 | 77.63134 | 69.81 | 44.68206 | 33.87 |
| até 2 | 0.110698 | 32.94929 | 47.85 | 16.65915 | 27.58 |
| até 3 | 0.071641 | 16.29014 | 29.79 | 10.55582 | 21.13 |
| IHFA | | | | | |
| Nenhum* | 0.404990 | 154.1838 | 95.75 | 73.72320 | 40.07 |
| até 1* | 0.230886 | 80.46059 | 69.81 | 37.27734 | 33.87 |
| até 2 | 0.128725 | 43.18325 | 47.85 | 19.56729 | 27.58 |
| até 3 | 0.083498 | 23.61596 | 29.79 | 12.38106 | 21.13 |
| IMA-Geral | | | | | |
| Nenhum* | 0.338879 | 135.4928 | 95.75 | 58.76230 | 40.07 |
| até 1* | 0.236032 | 76.73048 | 69.81 | 38.23065 | 33.87 |
| até 2 | 0.104213 | 38.49984 | 47.85 | 15.62742 | 27.58 |
| até 3 | 0.081365 | 22.87242 | 29.79 | 12.05104 | 21.13 |

Fonte: Elaboração própria. Observação:* Indica rejeição da hipótese a um nível de significância de 5%

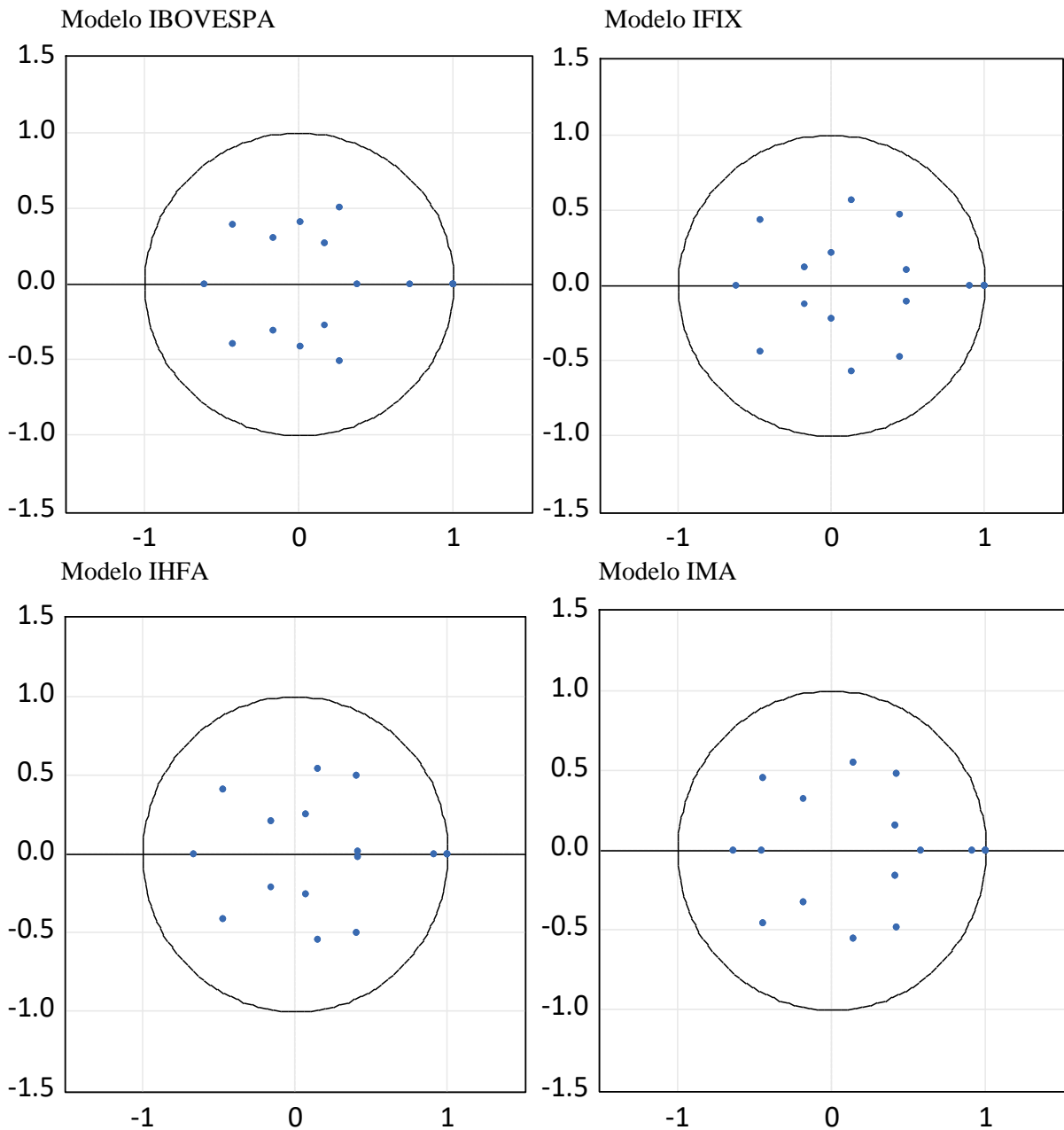
O número de equações de cointegração para cada um dos quatro modelos propostos nesse estudo foi o mesmo quando o Teste de Johansen foi aplicado com uma defasagem (Tabela 5) e com duas defasagens (Tabela 6). Portanto, de acordo com o valor crítico da estatística do traço, o teste indicou 1 equação de cointegração no modelo para o índice Ibovespa, e 2 equações nos modelos para os índices IFIX, IHFA e IMA-geral.

Maysami e Koh (2000) destacam a necessidade de se analisar a estabilidade dos modelos, por intermédio das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo, o que será apresentado na sequência. Além disso, os autores também enfatizam a importância de se verificar a normalidade dos resíduos com a aplicação de um teste de autocorrelação, como o Teste Portmanteau, bem como a possível presença de heterocedasticidade individual nos resíduos, por meio do Teste de Heterocedasticidade Residual.

3.2.6 Raízes inversas do polinômio característico autorregressivo

A estabilidade dos modelos estimados foi verificada por meio da análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo. Observou-se na Figura 2, que os modelos estimados para cada um dos quatro índices setoriais demonstraram ser estáveis, uma vez que todas as suas raízes se encontram dentro do círculo unitário.

Figura 2 – Círculo unitário das raízes inversas dos modelos estimados



Fonte: Elaboração própria

3.2.7 Teste de Autocorrelação de Portmanteau

Para verificação da presença de autocorrelação foi realizado o teste de autocorrelação Portmanteau, no qual a hipótese nula é a ausência de autocorrelação, destaca-se que o teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem do modelo. Os resultados do teste para cada um dos modelos estimados são apresentados nas Tabelas 7, 8, 9 e 10.

Tabela 7 - Teste de Portmanteau para o modelo Ibovespa

| Defasagens | Q-Stat | Probabilidade | Q-Stat ajustado | Probabilidade | Graus de Liberdade |
|------------|--------|---------------|-----------------|---------------|--------------------|
| 1 | 4.31 | NA* | 4.34 | NA* | NA* |
| 2 | 14.51 | NA* | 14.69 | NA* | NA* |
| 3 | 55.41 | 0.64 | 56.47 | 0.60 | 60 |
| 4 | 97.57 | 0.43 | 99.85 | 0.37 | 96 |
| 5 | 123.52 | 0.68 | 126.75 | 0.61 | 132 |
| 6 | 163.66 | 0.58 | 168.65 | 0.47 | 168 |
| 7 | 200.72 | 0.55 | 207.64 | 0.41 | 204 |
| 8 | 235.32 | 0.57 | 244.30 | 0.41 | 240 |
| 9 | 268.21 | 0.62 | 279.42 | 0.43 | 276 |
| 10 | 306.05 | 0.58 | 320.13 | 0.36 | 312 |
| 11 | 332.67 | 0.71 | 348.98 | 0.47 | 348 |
| 12 | 375.09 | 0.61 | 395.23 | 0.33 | 384 |

Fonte: Elaboração própria.

Observação. *O teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem VAR/VEC.

Tabela 8 - Teste de Portmanteau para o modelo IFIX

| Defasagens | Q-Stat | Probabilidade | Q-Stat ajustado | Probabilidade | Graus de Liberdade |
|------------|--------|---------------|-----------------|---------------|--------------------|
| 1 | 5.46 | NA* | 5.49 | NA* | NA* |
| 2 | 14.95 | NA* | 15.13 | NA* | NA* |
| 3 | 40.60 | 0.97 | 41.33 | 0.96 | 60 |
| 4 | 90.06 | 0.65 | 92.22 | 0.59 | 96 |
| 5 | 112.40 | 0.89 | 115.38 | 0.84 | 132 |
| 6 | 148.05 | 0.86 | 152.38 | 0.79 | 168 |
| 7 | 183.56 | 0.84 | 189.95 | 0.75 | 204 |
| 8 | 221.21 | 0.80 | 229.85 | 0.66 | 240 |
| 9 | 264.58 | 0.67 | 276.16 | 0.48 | 276 |
| 10 | 301.99 | 0.64 | 316.40 | 0.41 | 312 |
| 11 | 337.27 | 0.65 | 354.64 | 0.39 | 348 |
| 12 | 377.27 | 0.58 | 398.33 | 0.29 | 384 |

Fonte: Elaboração própria.

Observação. *O teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem VAR/VEC.

Tabela 9 -Teste de Portmanteau para o modelo IHFA

| Defasagens | Q-Stat | Probabilidade | Q-Stat ajustado | Probabilidade | Graus de Liberdade |
|------------|--------|---------------|-----------------|---------------|--------------------|
| 1 | 4.88 | NA* | 4.91 | NA* | NA* |
| 2 | 16.68 | NA* | 16.88 | NA* | NA* |
| 3 | 53.96 | 0.69 | 54.97 | 0.65 | 60 |
| 4 | 96.81 | 0.45 | 99.06 | 0.39 | 96 |
| 5 | 116.95 | 0.82 | 119.93 | 0.76 | 132 |
| 6 | 164.55 | 0.56 | 169.64 | 0.45 | 168 |
| 7 | 203.80 | 0.49 | 210.92 | 0.35 | 204 |
| 8 | 242.96 | 0.43 | 252.42 | 0.27 | 240 |
| 9 | 277.92 | 0.45 | 289.74 | 0.27 | 276 |
| 10 | 309.54 | 0.52 | 323.76 | 0.31 | 312 |
| 11 | 337.40 | 0.64 | 353.96 | 0.40 | 348 |
| 12 | 385.02 | 0.47 | 405.97 | 0.21 | 384 |

Fonte: Elaboração própria.

Tabela 10 -Teste de Portmanteau para o modelo IMA

| Defasagens | Q-Stat | Probabilidade | Q-Stat ajustado | Probabilidade | Graus de Liberdade |
|------------|--------|---------------|-----------------|---------------|--------------------|
| 1 | 4.65 | NA* | 4.69 | NA* | NA* |
| 2 | 15.37 | NA* | 15.55 | NA* | NA* |
| 3 | 59.86 | 0.48 | 61.01 | 0.43 | 60 |
| 4 | 100.67 | 0.35 | 103.00 | 0.29 | 96 |
| 5 | 130.58 | 0.51 | 134.00 | 0.43 | 132 |
| 6 | 170.43 | 0.43 | 175.61 | 0.32 | 168 |
| 7 | 210.13 | 0.36 | 217.37 | 0.24 | 204 |
| 8 | 253.43 | 0.26 | 263.25 | 0.14 | 240 |
| 9 | 282.42 | 0.38 | 294.20 | 0.21 | 276 |
| 10 | 315.10 | 0.44 | 329.36 | 0.23 | 312 |
| 11 | 342.31 | 0.57 | 358.85 | 0.33 | 348 |
| 12 | 389.29 | 0.41 | 410.17 | 0.17 | 384 |

Fonte: Elaboração própria.

Observação. *O teste é válido apenas para defasagens maiores que a ordem de defasagem VAR/VEC.

Como mostram os resultados, o teste identificou a ausência de autocorrelação nos resíduos dos quatro modelos estimados no presente estudo. Esse resultado era esperado, devido ao tratamento dado pela cointegração e porque o modelo VEC estima as variáveis em diferença.

3.2.8 Testes Conjunto e Individual de Heterocedasticidade Residual VEC

O último teste realizado diz respeito à heterocedasticidade dos resíduos dos quatro modelos VEC estimados, conforme na sequência nas Tabelas 11, 12, 13 e 14.

Tabela 11 – Teste de Heterocedasticidade Residual do Modelo Ibovespa

| Componentes individuais | | | | | | Teste Articular | | |
|--------------------------------|---------------|-------------------|--------------|-----------------|--------------|------------------------|-------------------|--------------|
| Dependente | R-quad | F (28.113) | Prob. | Chi-(28) | Prob. | Chi-quad | Graus lib. | Prob. |
| res1*res1 | 0.19 | 1.05 | 0.40 | 27.33 | 0.39 | 693.80 | 546 | 0.00 |
| res2*res2 | 0.79 | 17.31 | 0.00 | 113.10 | 0.00 | | | |
| res3*res3 | 0.19 | 1.05 | 0.41 | 27.26 | 0.39 | | | |
| res4*res4 | 0.63 | 7.63 | 0.00 | 89.89 | 0.00 | | | |
| res5*res5 | 0.24 | 1.46 | 0.08 | 35.26 | 0.10 | | | |
| res6*res6 | 0.09 | 0.49 | 0.98 | 14.16 | 0.97 | | | |
| res2*res1 | 0.28 | 1.76 | 0.02 | 40.45 | 0.03 | | | |
| res3*res1 | 0.19 | 1.05 | 0.40 | 27.33 | 0.39 | | | |
| res3*res2 | 0.20 | 1.17 | 0.27 | 29.72 | 0.27 | | | |
| res4*res1 | 0.19 | 1.04 | 0.41 | 27.22 | 0.39 | | | |
| res4*res2 | 0.78 | 16.03 | 0.00 | 111.3 | 0.00 | | | |
| res4*res3 | 0.19 | 1.10 | 0.35 | 28.33 | 0.34 | | | |
| res5*res1 | 0.18 | 0.97 | 0.50 | 25.60 | 0.48 | | | |
| res5*res2 | 0.32 | 2.15 | 0.00 | 46.50 | 0.00 | | | |
| res5*res3 | 0.23 | 1.34 | 0.14 | 33.15 | 0.15 | | | |
| res5*res4 | 0.30 | 1.93 | 0.00 | 43.27 | 0.01 | | | |
| res6*res1 | 0.19 | 1.10 | 0.34 | 28.35 | 0.34 | | | |
| res6*res2 | 0.15 | 0.78 | 0.75 | 21.40 | 0.72 | | | |
| res6*res3 | 0.19 | 1.06 | 0.39 | 27.52 | 0.38 | | | |
| res6*res4 | 0.29 | 1.84 | 0.01 | 41.76 | 0.02 | | | |
| res6*res5 | 0.25 | 1.55 | 0.06 | 36.86 | 0.07 | | | |

Fonte: Elaboração própria de acordo com dados econométricos.

Tabela 12 – Teste de Heterocedasticidade Residual do Modelo IFIX

| Componentes individuais | | | | | | Teste Articular | | |
|--------------------------------|---------------|-------------------|--------------|-----------------|--------------|------------------------|-------------------|--------------|
| Dependente | R-quad | F (28.113) | Prob. | Chi-(28) | Prob. | Chi-quad | Graus lib. | Prob. |
| res1*res1 | 0.20 | 1.01 | 0.45 | 28.50 | 0.43 | 700.39 | 588 | 0.00 |
| res2*res2 | 0.83 | 21.06 | 0.00 | 119.17 | 0.00 | | | |
| res3*res3 | 0.20 | 1.01 | 0.45 | 28.56 | 0.43 | | | |
| res4*res4 | 0.70 | 9.50 | 0.00 | 99.68 | 0.00 | | | |
| res5*res5 | 0.18 | 0.91 | 0.59 | 26.14 | 0.56 | | | |
| res6*res6 | 0.08 | 0.36 | 0.99 | 11.67 | 0.99 | | | |
| res2*res1 | 0.49 | 3.90 | 0.00 | 69.82 | 0.00 | | | |
| res3*res1 | 0.26 | 1.44 | 0.09 | 37.39 | 0.11 | | | |
| res3*res2 | 0.28 | 1.62 | 0.03 | 40.77 | 0.05 | | | |
| res4*res1 | 0.34 | 2.11 | 0.00 | 48.89 | 0.00 | | | |
| res4*res2 | 0.83 | 20.76 | 0.00 | 118.89 | 0.00 | | | |
| res4*res3 | 0.29 | 1.65 | 0.03 | 41.22 | 0.05 | | | |
| res5*res1 | 0.21 | 1.10 | 0.35 | 30.41 | 0.34 | | | |
| res5*res2 | 0.46 | 3.47 | 0.00 | 65.67 | 0.00 | | | |
| res5*res3 | 0.26 | 1.48 | 0.07 | 38.22 | 0.09 | | | |
| res5*res4 | 0.41 | 2.83 | 0.00 | 58.53 | 0.00 | | | |
| res6*res1 | 0.15 | 0.73 | 0.82 | 21.92 | 0.78 | | | |
| res6*res2 | 0.15 | 0.72 | 0.83 | 21.70 | 0.79 | | | |
| res6*res3 | 0.14 | 0.68 | 0.87 | 20.63 | 0.84 | | | |
| res6*res4 | 0.20 | 1.05 | 0.40 | 29.36 | 0.39 | | | |
| res6*res5 | 0.23 | 1.22 | 0.22 | 33.15 | 0.23 | | | |

Fonte: Elaboração própria de acordo com dados econométricos.

Tabela 13 – Teste de Heterocedasticidade Residual do Modelo IHFA

| Componentes individuais | | | | | | Teste Articular | | |
|--------------------------------|---------------|-------------------|--------------|-----------------|--------------|------------------------|-------------------|--------------|
| Dependente | R-quad | F (28.113) | Prob. | Chi-(28) | Prob. | Chi-quad | Graus lib. | Prob. |
| res1*res1 | 0.17 | 0.86 | 0.66 | 25.07 | 0.62 | 770.11 | 588 | 0.00 |
| res2*res2 | 0.88 | 30.46 | 0.00 | 125.39 | 0.00 | | | |
| res3*res3 | 0.22 | 1.18 | 0.26 | 32.16 | 0.26 | | | |
| res4*res4 | 0.76 | 13.25 | 0.00 | 108.85 | 0.00 | | | |
| res5*res5 | 0.21 | 1.11 | 0.33 | 30.70 | 0.33 | | | |
| res6*res6 | 0.14 | 0.67 | 0.88 | 20.31 | 0.85 | | | |
| res2*res1 | 0.29 | 1.68 | 0.03 | 41.74 | 0.04 | | | |
| res3*res1 | 0.21 | 1.07 | 0.38 | 29.82 | 0.37 | | | |
| res3*res2 | 0.35 | 2.26 | 0.00 | 51.09 | 0.00 | | | |
| res4*res1 | 0.23 | 1.26 | 0.19 | 33.79 | 0.20 | | | |
| res4*res2 | 0.87 | 29.28 | 0.00 | 124.80 | 0.00 | | | |
| res4*res3 | 0.31 | 1.89 | 0.35 | 45.43 | 0.01 | | | |
| res5*res1 | 0.26 | 1.46 | 0.08 | 37.83 | 0.10 | | | |
| res5*res2 | 0.51 | 4.35 | 0.00 | 73.67 | 0.00 | | | |
| res5*res3 | 0.24 | 1.34 | 0.14 | 35.49 | 0.15 | | | |
| res5*res4 | 0.44 | 3.27 | 0.00 | 63.64 | 0.00 | | | |
| res6*res1 | 0.16 | 0.79 | 0.74 | 23.46 | 0.70 | | | |
| res6*res2 | 0.31 | 1.82 | 0.01 | 44.14 | 0.02 | | | |
| res6*res3 | 0.17 | 0.87 | 0.65 | 25.18 | 0.61 | | | |
| res6*res4 | 0.32 | 1.90 | 0.00 | 45.52 | 0.01 | | | |
| res6*res5 | 0.27 | 1.52 | 0.06 | 38.86 | 0.08 | | | |

Fonte: Elaboração própria de acordo com dados econométricos.

Tabela 14 – Teste de Heterocedasticidade Residual do Modelo IMA

| Componentes individuais | | | | | | Teste Articular | | |
|--------------------------------|---------------|-------------------|--------------|-----------------|--------------|------------------------|-------------------|--------------|
| Dependente | R-quad | F (28.113) | Prob. | Chi-(28) | Prob. | Chi-quad | Graus lib. | Prob. |
| res1*res1 | 0.20 | 1.05 | 0.40 | 29.50 | 0.38 | 702.30 | 588 | 0.00 |
| res2*res2 | 0.77 | 14.16 | 0.00 | 110.51 | 0.00 | | | |
| res3*res3 | 0.20 | 1.06 | 0.38 | 29.73 | 0.37 | | | |
| res4*res4 | 0.68 | 8.76 | 0.00 | 97.24 | 0.00 | | | |
| res5*res5 | 0.19 | 0.96 | 0.52 | 27.43 | 0.49 | | | |
| res6*res6 | 0.15 | 0.75 | 0.79 | 22.47 | 0.75 | | | |
| res2*res1 | 0.30 | 1.73 | 0.02 | 42.77 | 0.03 | | | |
| res3*res1 | 0.21 | 1.12 | 0.32 | 30.85 | 0.32 | | | |
| res3*res2 | 0.37 | 2.41 | 0.00 | 53.20 | 0.00 | | | |
| res4*res1 | 0.23 | 1.23 | 0.22 | 33.20 | 0.22 | | | |
| res4*res2 | 0.76 | 13.01 | 0.00 | 108.38 | 0.00 | | | |
| res4*res3 | 0.28 | 1.57 | 0.04 | 39.94 | 0.06 | | | |
| res5*res1 | 0.17 | 0.85 | 0.68 | 24.72 | 0.64 | | | |
| res5*res2 | 0.57 | 5.40 | 0.00 | 81.30 | 0.00 | | | |
| res5*res3 | 0.28 | 1.58 | 0.04 | 39.96 | 0.06 | | | |
| res5*res4 | 0.48 | 3.86 | 0.00 | 69.42 | 0.00 | | | |
| res6*res1 | 0.23 | 1.26 | 0.19 | 33.87 | 0.20 | | | |
| res6*res2 | 0.12 | 0.55 | 0.96 | 17.10 | 0.94 | | | |
| res6*res3 | 0.16 | 0.79 | 0.75 | 23.42 | 0.71 | | | |
| res6*res4 | 0.18 | 0.92 | 0.58 | 26.40 | 0.55 | | | |
| res6*res5 | 0.25 | 1.41 | 0.10 | 36.82 | 0.12 | | | |

Fonte: Elaboração própria de acordo com dados econométricos.

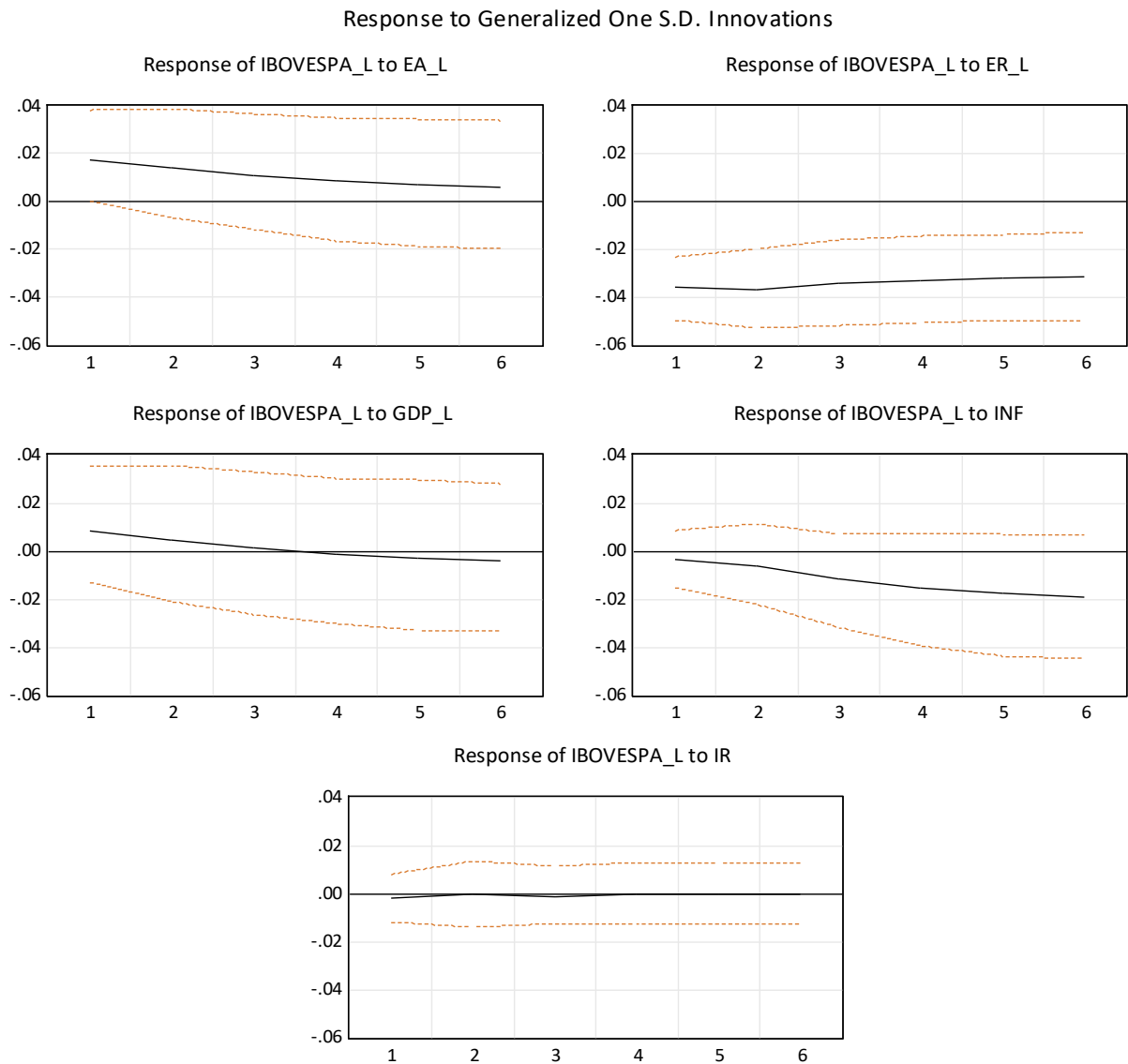
Os quatro modelos estimados nessa pesquisa utilizam-se de séries financeiras. Sendo assim, é comum a presença de heterocedasticidade, o que foi confirmado pelos resultados dos testes, tanto em termos de componentes individuais quanto em termos de caso de teste articular. Uma forma de minimizar a heterocedasticidade identificada foi a transformação logarítmica das variáveis, o que mitigou seus efeitos, mas não a eliminou totalmente. Como o objetivo do presente trabalho consistia em analisar as funções de resposta a impulso, vale a pena destacar que a heterocedasticidade altera os desvios padrões das variáveis, mas não os coeficientes estimados; portanto, sua presença nos resíduos não prejudicou as estimativas e a consequente análise das funções de resposta a impulso.

4. RESULTADOS

Com a estimação dos quatro modelos VEC propostos pela pesquisa, e após a realização dos testes de estabilidade, autocorrelação e heterocedasticidade de seus resíduos, procedeu-se com a estimação das funções de resposta a impulso, com o objetivo de analisar de forma comparativa como os índices financeiros são influenciados pelos choques sofridos no indicador cíclico antecedente e nas variáveis macroeconômicas, e assim, confirmar ou refutar a hipótese de pesquisa inicialmente aventada.

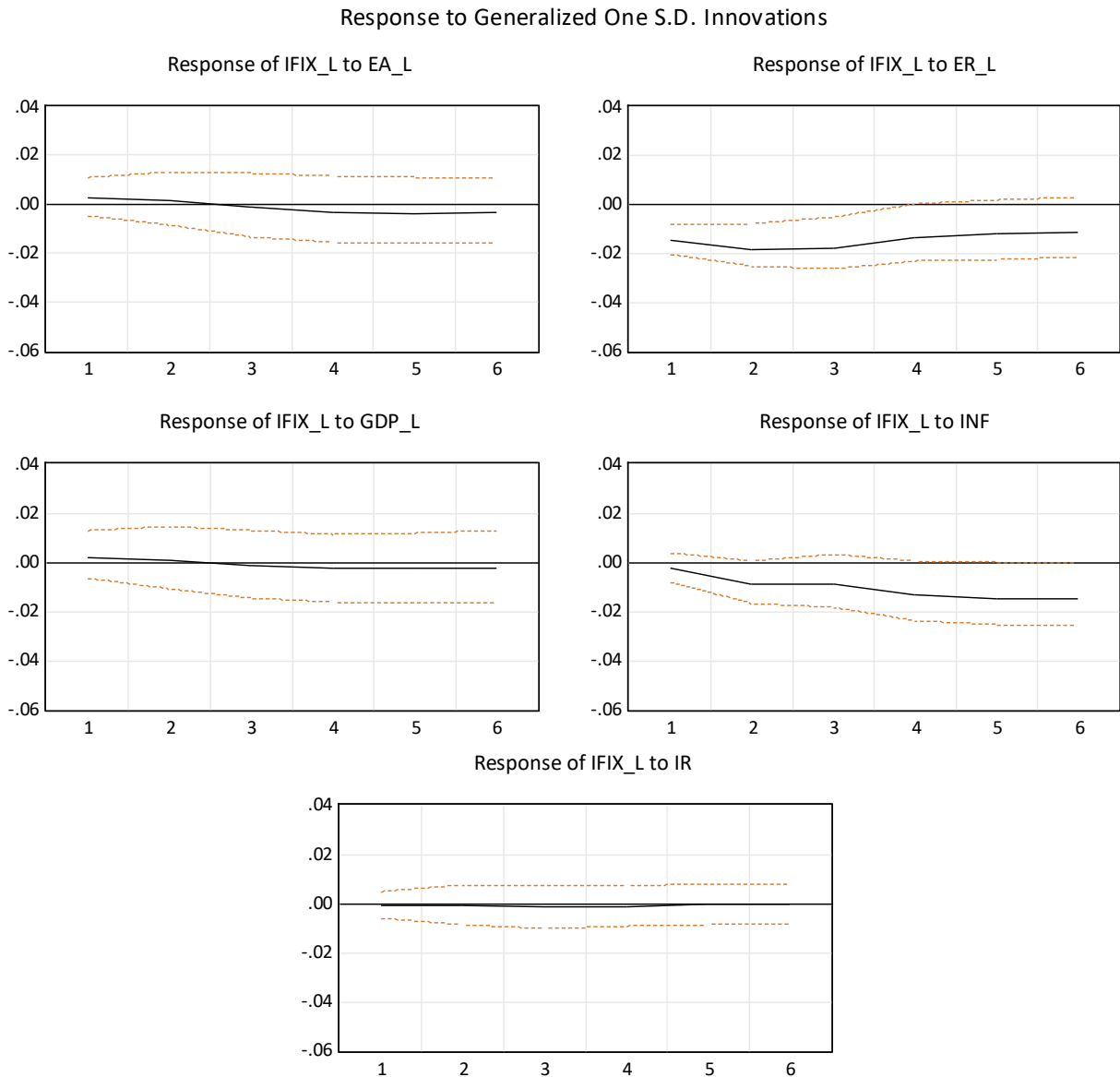
Utilizando-se do pacote econométrico do software E-views 12, foram geradas as funções de resposta a impulso para simular como um choque hipotético de um desvio padrão no indicador cíclico antecedente (EA_L), na Taxa de Câmbio (ER_L), no Índice de Atividade Econômica (GDP_L), na Inflação (INF) e na Taxa Selic (IR), poderia influenciar o comportamento dos índices Ibovespa, IFIX, IHFA e IMA-Geral, dentro de um horizonte de tempo de 6 meses. Importante destacar que, para se reduzir eventuais diferenças nos resultados decorrentes do ordenamento das variáveis, a presente pesquisa utilizou as funções de resposta a impulso generalizadas em detrimento da ordenação baseada no método de Cholesky.

Na sequência, tem-se a Figura 3 com as funções de resposta a impulso sobre o Ibovespa. Observa-se que o índice respondeu de maneira semelhante aos choques no indicador cíclico (EA_L) e no Índice de Atividade Econômica (GDP_L); contudo, como o eixo horizontal se encontra dentro do intervalo de confiança de 95%, delimitado pela linha tracejada vermelha, não foi possível concluir se as respostas aos dois fatores foram realmente semelhantes. Porém, vale a pena destacar que, caso o intervalo de confiança não seja considerado, a resposta do Ibovespa a um choque no (EA_L) se manteve positiva durante todo o período, enquanto que a resposta do índice ao choque no Índice de Atividade Econômica (GDP_L), se mostrou positiva inicialmente mas passou a ser negativa, dessa forma, não foi possível definir qual o efeito que essa variável exerceu sobre o índice.

Figura 3 - Funções de Resposta a Impulso - Modelo Ibovespa

Fonte: Elaboração própria.

Em relação a resposta do índice a um choque na taxa de câmbio (ER_L), constatou-se que o Ibovespa apresentou uma resposta negativa para todo o período considerado; portanto, essa foi a variável que exerceu a maior influência sobre o índice dentre todas as variáveis consideradas no estudo. Essa resposta negativa do Ibovespa a um choque na taxa de câmbio, corrobora com os resultados encontrados na pesquisa de Grôppo (2005). Quanto a resposta do índice a inflação (INF), verificou-se que a resposta foi negativa durante todo o período analisado. Já em relação a resposta do índice a taxa de juros (IR), verificou-se que essa variável não exerceu influência estatisticamente significativa sobre o Ibovespa, o que divergiu dos resultados obtidos por Grôppo (2015), mas convergiram com os achados pelos autores Carvalho e Sekunda (2020).

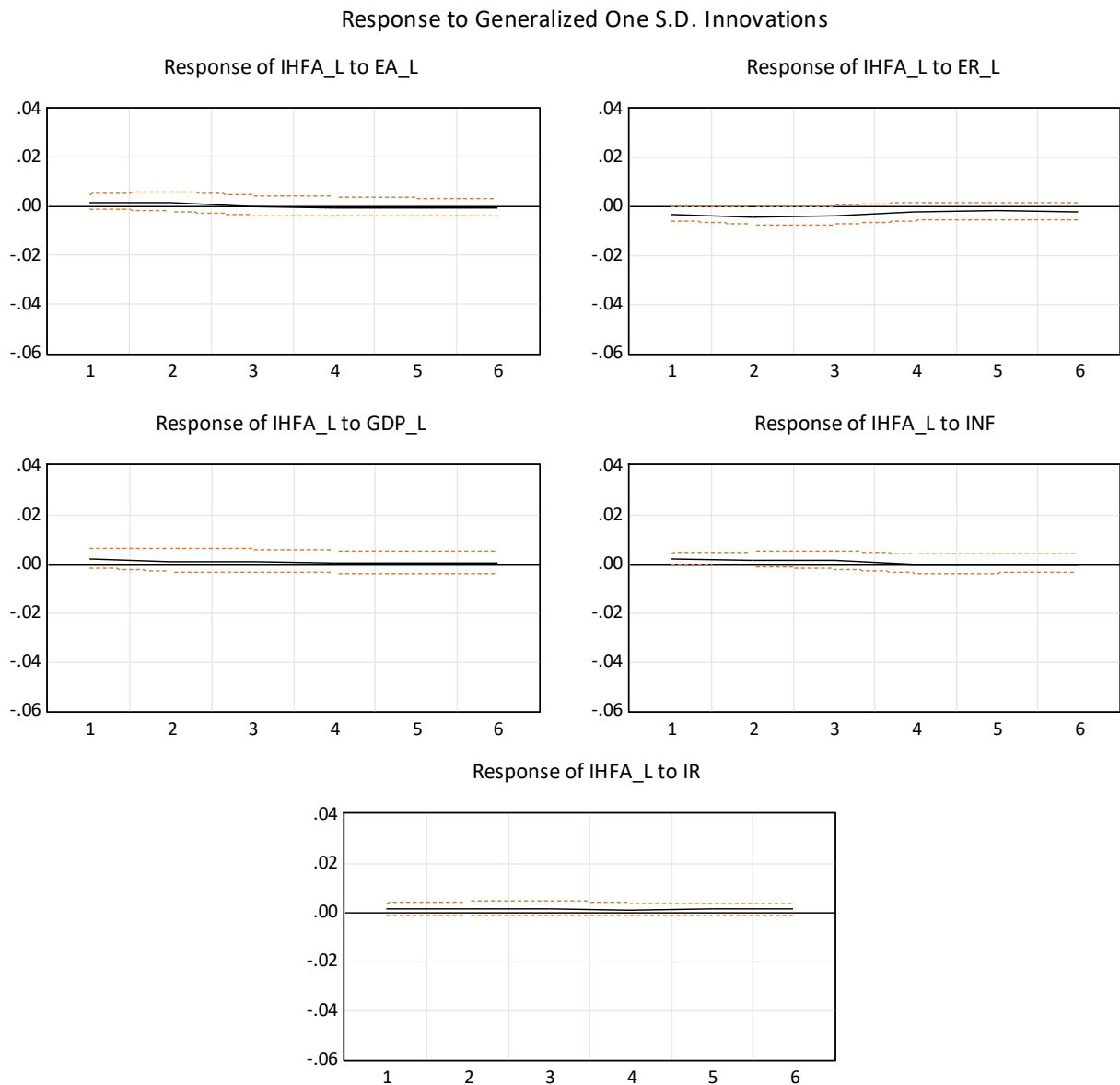
Figura 4 - Funções de Resposta a Impulso - Modelo IFIX

Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 4, observa-se as respostas do IFIX aos choques simulados nas variáveis. Consta-se que não foi possível determinar se o índice sofreu influência dos choques no indicador cíclico (EA_L) e do Índice de Atividade Econômica (GDP_L), uma vez que a resposta inicialmente positiva passa a ser negativa, e o eixo horizontal está compreendido entre o intervalo de segurança da função. Esse resultado diferiram da pesquisa realizada por Vartanian, Santos e Mendes da Silva (2022), que identificaram uma resposta positiva do índice a um choque positivo na atividade econômica, em especial ao Índice de Produção Industrial. Porém, em relação a resposta do IFIX aos choques no câmbio (ER_L) e na inflação (INF), observou-se que o índice respondeu de forma negativa a essas duas variáveis, da mesma forma que os autores anteriormente citados identificaram em sua pesquisa. Por fim, quando analisa-se a

resposta do índice a um choque na taxa de juros (IR), verificou-se que esse variável não exerceu influência estatisticamente significativa sobre o índice imobiliário, resultado que divergiu daqueles obtidos por Frade (2015) e Facchini (2018), já que esses autores constataram uma resposta negativa do IFIX a um choque na taxa de juros.

Figura 5 - Funções de Resposta a Impulso - Modelo IHFA

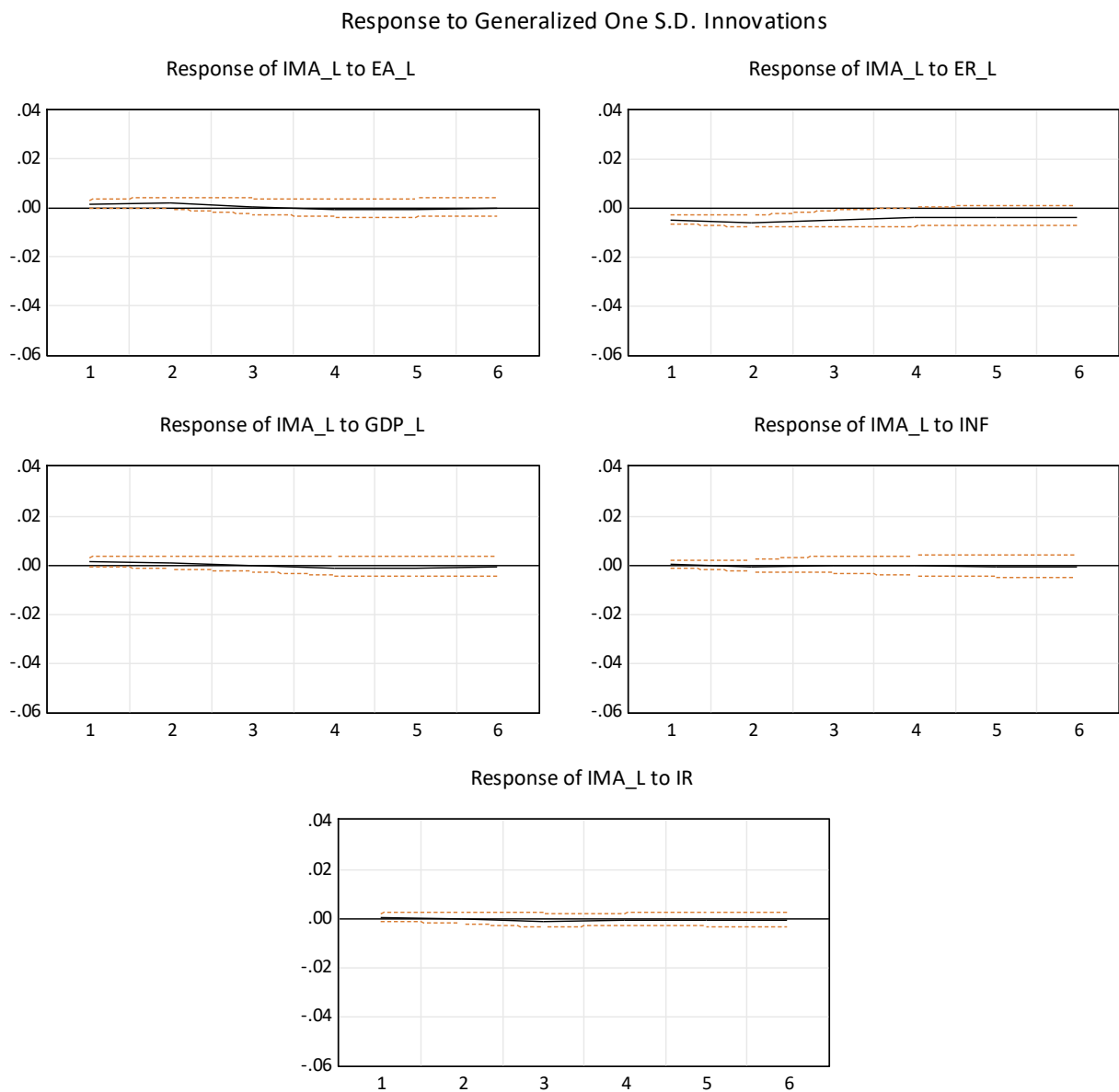


Fonte: Elaboração própria.

Na Figura 5, tem-se as funções de resposta a impulso sobre o IHFA. Observa-se que o índice não apresentou uma resposta estatisticamente significativa diante dos choques no indicador cíclico antecedente (EA_L) e na taxa de juros (IR). Em relação a resposta do índice ao choque no Índice de Atividade Econômica (GDP_L), não foi possível determinar se resposta foi positiva ou negativa. Quanto a resposta do índice ao choque na taxa de câmbio (ER_L),

verifica-se que a mesma foi inicialmente negativa e depois se tornou não estatisticamente significativa, porém, é importante destacar que, caso não fosse considerado o intervalo de confiança de 95%, representado pela linha tracejada vermelha, seria possível identificar que um essa variável provoca um impacto negativo no índice IHFA durante todo do período considerado. Já em relação a inflação (INF), observa-se que a resposta do índice foi positiva no início e não estatisticamente significativa no final. Esses resultados divergiram daqueles encontrados por Guaragna (2020), já que o autor constatou que um crescimento no PIB nominal tem efeito positivo sobre os fundos multimercado, enquanto que variações na taxa de inflação, medida pelo IPCA, tem uma resposta negativa sobre os fundos dessa classe.

Figura 6 - Funções de Resposta a Impulso Modelo IMA-Geral



Fonte: Elaboração própria de acordo com dados econométricos

Na Figura 6, tem-se as funções de resposta a impulso sobre o IMA-Geral. Observa-se que a resposta do índice ao choque no indicador cíclico antecedente (EA_L), foi positiva no início mas não apresentou significância estatística no final. Quanto a resposta do IMA-Geral ao choque no Índice de Atividade Econômica (GDP_L), verificou-se que a mesma oscilou entre positiva e negativa, portanto, não pode ser definida. Em relação ao choque na taxa de câmbio (ER_L), foi possível identificar uma resposta negativa do índice durante todo o período. Já a resposta do índice aos choques nas variáveis IPCA (INF) e taxa de juros (IR) não apresentou significância estatística. Dessa forma, com exceção da resposta ao choque na variável cambio, esses resultados foram compatíveis com os aqueles encontrados por Motta (2020), que em sua pesquisa analisou os impactos da taxa de câmbio, da produção industrial, da inflação e da taxa de juros sobre três índices que compõe o IMA-Geral, o IRF-M, o IMA-B e o IMA-B5+, e identificou que choques nessas variáveis não produziram respostas estatisticamente significativas sobre esses índices.

5. ANÁLISE E DISCUSSÃO

Os resultados obtidos pelos trabalhos empíricos, encontrados na literatura nacional voltada para esse tema, indicaram que as variáveis Inflação (IPCA), Taxa de Juros (Selic) e Câmbio, exercem uma influência negativa sobre os mercados abordados por esses estudos, enquanto que o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br) apresenta um efeito positivo. Porém, a maioria desses trabalhos se concentram em identificar se essas variáveis exerceram uma influência positiva ou negativa sobre os índices, e não detalham como essa influência ocorre durante o período em que os choques se propagam. Dessa forma, além de identificar se a resposta dos índices, aos choques hipotéticos, foi positiva, negativa, indefinida ou não foi estatisticamente significativa, essa pesquisa também buscou analisar se a resposta observada se manteve crescente, decrescente ou constante, no decorrer do período de simulação dos choques.

Na sequência, tem-se o Quadro 4 com um resumo das respostas apresentadas pelos índices de mercado, diante dos choques no indicador cíclico antecedente e nas variáveis macroeconômicas selecionadas.

Quadro 4 – Resumo das respostas de cada índice aos choques nas variáveis

| | IBOVESPA | IFIX | IHFA | IMA-Geral |
|--------------|---|---|--|--|
| IACE (EA) | Positiva decrescente do início ao final | Indefinida | Não é estatisticamente significativa | Positiva constante início não significativa no final |
| IBC-Br (GDP) | Indefinida | Indefinida | Indefinida | Indefinida |
| Câmbio (ER) | Negativa crescente do início ao final | Negativa decrescente no início e crescente no final | Negativa crescente início não significativa no final | Negativa crescente no início e constante no final |
| IPCA (INF) | Negativa decrescente do início ao final | Negativa crescente no início e constante no final | Positiva crescente início não significativa no final | Não é estatisticamente significativa |
| Selic (IR) | Não é estatisticamente significativa | Não é estatisticamente significativa | Não é estatisticamente significativa | Não é estatisticamente significativa |

Elaboração Própria

Com base nos resultados apresentados no Quadro 4, verifica-se que as respostas de cada índice de mercado, diante de um choque no indicador cíclico antecedente (IACE), na Taxa de Câmbio e na Inflação (IPCA), foram bem distintas entre si. Em relação ao choque no Índice de Atividade Econômica (IBC-Br), observa-se que a resposta de todos os índices se mostrou indefinida, ou seja, não foi possível concluir se o IBC-Br exerce uma influência positiva ou negativa sobre os índices. Já em relação ao choque na Taxa de Juros (Selic), constatou-se que as respostas dos quatro índices não foram estatisticamente significativas.

Sendo assim, a hipótese inicial da pesquisa pode ser parcialmente confirmada, uma vez que o Indicador Cíclico Antecedente, o Câmbio e a Inflação, influenciaram de forma nítida, cada um dos índices de maneiras distintas. Porém, a influência exercida pelo Índice de Atividade Econômica sobre os quatro índices não pode ser definida, e a influência da Taxa de Juros sobre o Ibovespa, o IFIX, o IHFA e o IMA-Geral, demonstrou não ser estatisticamente significativa. Dessa forma, esse trabalho identificou três variáveis que exercem uma influência significativa sobre a performance dos índices utilizados como benchmark para os mercados de ações, fundos imobiliários, fundos multimercado e títulos públicos; o Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE), a Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$) e o Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

O Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) é formado por oito indicadores econômicos que têm seus valores alterados antes de um vale ou de um pico da atividade econômica, sendo assim, cada um deles individualmente apresenta significativa capacidade preditiva para antecipar uma expansão ou retração no PIB. Portanto, comparando-se a resposta que os quatro índices de mercado tiveram diante de um choque no IACE, constata-se que o Ibovespa foi índice que apresentou a maior sensibilidade, com uma resposta positiva imediata e decrescente com o passar dos meses. Isso evidencia a razão da maior volatilidade do Ibovespa em relação aos demais índices, diante das expectativas econômicas que um indicador cíclico se propõe a antecipar. Em contrapartida, o IHFA foi o índice que apresentou a menor sensibilidade ao indicador cíclico, indicando que essa classe de ativo são menos afetada pelas oscilações na atividade econômica, ou pelo menos, tem uma maior capacidade de se proteger de seus aspectos negativos, e de se beneficiar dos choques positivos. Dessa forma, como concluíram Celebi e Hönig (2019), em períodos de crise, os gestores de ativos e os investidores em geral devem prestar mais atenção às tendências nas variáveis macroeconômicas clássicas, especialmente nos indicadores econômicos antecedentes. Portanto, acompanhar a evolução do IACE, para se antecipar as oscilações na atividade econômica no Brasil, torna-se estratégico para empresas e investidores que almejam tomar melhores decisões de investimento.

A Taxa de Câmbio Nominal (R\$/US\$), expressa a relação de valor entre o Real Brasileiro e o Dólar Americano, sendo assim, essa taxa é determinada por diversos fatores como política cambial, balança comercial, investimentos estrangeiros e turismo. Portanto, o comportamento dessa variável apresenta uma característica de grande imprevisibilidade, o que eleva seu poder de influência sobre diversos setores da economia. Essa característica fica evidente nos resultados obtidos nesse estudo, já que o Câmbio foi a única variável que exerceu, de forma estatisticamente significativa, uma influência negativa sobre os quatro índices de

mercados. Diante de um choque no câmbio, o Ibovespa foi o índice que apresentou a maior sensibilidade, com a resposta negativa de maior intensidade, em linha com os resultados obtido por Grôppo (2006). Por outro lado, apesar do IHFA também ter apresentado uma resposta negativa ao um choque no câmbio, o índice foi o que demonstrou ter a menor sensibilidade a um choque positivo no câmbio, com a resposta negativa de a menor intensidade entre os índices analisados; resultado que se aproxima daqueles encontrados por Guaragna (2020).

O Índice de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA), é um dos principais índices de inflação no Brasil, calculado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), é conhecido ainda como o índice que mede a inflação oficial no país. Com relação a essa variável, os resultados encontrados nessa pesquisa, demonstraram que essa foi a única variável macroeconômica, no período compreendido nesse estudo, que influenciou os índices tanto de forma negativa, quanto positiva. Sendo assim, ao analisar-se as resposta dos quatro índices, frente a um choque no IPCA, constata-se que a resposta do Ibovespa e do IFIX foram muito semelhantes, e que os dois índices foram os que apresentaram maior sensibilidade a essa variável, em convergência com os resultado encontrados por Vartanian, Santos e Mendes da Silva (2022). Já o IHFA, foi o único índice que se beneficiou de um choque positivo no IPCA, com um resposta inicial positiva, e que depois se tornou não significativa, em divergência com os resultados obtidos por Guaragna (2020), que encontrou um relação negativa entre os fundos multimercado brasileiros e a inflação medida pelo IPCA.

Após essas considerações, constata-se que, o Índice de *Hedge Funds* Anbima (IHFA), foi aquele que apresentou a menor sensibilidade diante dos choques no indicador cíclico e nas variáveis macroeconômicas, e a melhor performance entre os quatro índices de mercados analisados nesse estudo. Essa menor sensibilidade aos choques simulados nas variáveis, indica uma relação direta com a performance superior que esse índice obteve em relação ao demais. Importante destacar que, o Índice de Mercado da Anbima (IMA-Geral) obteve a segunda melhor performance, com uma sensibilidade marginalmente maior aos choques do que o IHFA, em especial a um choque positivo no IACE, que nesse estudo não demonstrou ter influência estatisticamente significativa sobre o índice de *hedge funds* brasileiro. Sendo assim, considerar ativos que tenham como benchmark os índices IHFA e o IMA-Geral, se apresenta como uma opção estratégica para investidores que almejam diversificar e proteger suas carteiras de investimentos diante das oscilações cíclicas economia brasileira.

6. CONSIDERAÇÕES FINAIS

A presente dissertação buscou analisar como o indicador cíclico antecedente, representado pelo indicador IACE, e as variáveis macroeconômicas, Taxa de Juros, Inflação, Câmbio e o Índice de Atividade Econômica (IBC-Br), influenciaram o desempenho dos mercados de ações, imobiliário, títulos públicos e de fundos multimercado brasileiro, durante o período entre janeiro de 2011 a dezembro 2022. Para alcançar esse objetivo, a pesquisa utilizou as séries de cotações de quatro índices financeiros que representam cada um dos mercados analisados, o Ibovespa, principal índice acionário do Brasil, o Índice de Fundos Imobiliários (IFIX), o Índice de Mercado Anbima (IMA-Geral) e o Índice de *Hedge Funds* Anbima (IHFA), e empregou a metodologia do modelo de vetores autorregressivos (VAR), com correção de erros, conhecida como modelo VEC, devido à identificação de séries não estacionárias.

Após a realização de todos os testes indicados pela metodologia aplicada, quatro modelos VEC foram estimados, um para cada índice representativo dos mercados analisados. Na sequência, procedeu-se com a elaboração das funções de impulso-resposta, nas quais foram realizados choques sobre o indicador IACE e as variáveis macroeconômicas, com o objetivo de analisar a influência desses choques sobre os quatro índices de mercado. Os resultados obtidos demonstraram que os choques no indicador cíclico antecedente, na taxa de câmbio e na inflação influenciaram de maneiras diferentes os índices analisados, enquanto os choques no IBC-Br e na taxa de juros influenciaram esses índices de forma similar. Sendo assim, a hipótese da pesquisa, de que os mercados abordados são influenciados de maneiras distintas pelos fatores cíclicos e econômicos é parcialmente confirmada, um vez que dos cinco fatores considerados, três influenciaram os índices de formas diferentes e dois de formas semelhantes.

Importante salientar que dos quatro mercados analisados, o mercado de ações, representado pelo índice Ibovespa, foi aquele que apresentou maior sensibilidade aos choques de todas as variáveis, principalmente diante de um choque na taxa de câmbio (ER_L), resultado que converge com os achados por Vartanian, Santos e Mendes da Silva (2022). Além disso, a elasticidade apresentada pelo índice diante de um choque no câmbio foi o dobro quando comparada ao índice IFIX e praticamente quatro vezes maior quando comparada aos demais mercados. Outro resultado que merece destaque foi encontrado no mercado de fundos multimercado, representado pelo índice IHFA. O Índice de *Hedge Funds* foi aquele que sofreu a menor influência dos choques no indicador cíclico e nas variáveis macroeconômicas, seguido pelo Índice de Mercado da Anbima (IMA-geral) e pelo Índice de Fundos Imobiliários (IFIX).

Dessa forma, como os índices de mercado apresentaram respostas diferentes a maioria dos choques simulados, a presente pesquisa tem como contribuição principal expandir a capacidade analítica dos investidores que buscam diversificar e proteger suas carteiras de investimento, diante das incertezas e mudanças constantes no cenário macroeconômico brasileiro. Outra contribuição que merece destaque é inclusão do Indicador Antecedente Composto da Economia (IACE) como um dos fatores que podem influenciar a performance dos mercados de ações, imobiliário, fundos multimercado e títulos públicos. Nesse sentido, com base nos resultados apresentados, investidores e empresas serão capazes de identificar como os indicadores cíclicos que compõe o IACE podem afetar os principais índices do mercados financeiro nacional.

Quanto a limitação da presente pesquisa, é relevante destacar o número de observações das séries utilizadas. Como os modelos VEC estimados nesse trabalho possuem muitos parâmetros, indica-se utilizar séries temporais com o maior número de observações possíveis, para que a capacidade explicativa do modelo tenha confiabilidade. Por essa perspectiva, o número de observações foi limitado pelas séries do IFIX e do IACE, uma vez que ambas tiveram início em janeiro de 2011. Outro fator limitador que merece ser citado é a ausência de pesquisas que investigam a influência do indicador antecedente sobre os índices financeiros no Brasil; já que os trabalhos existentes nessa área estão concentrados na literatura internacional.

Em relação às pesquisas futuras, sugere-se investigar os motivos pelos quais a taxa de juros (IR_L) não apresentou uma influência estatisticamente significativa sobre índices analisados. Esse resultado foi o principal ponto de divergência em relação a outros estudos desenvolvidos sobre essa tema na literatura nacional, como os trabalhos de Frade (2015) e Facchini (2018), no qual os autores encontraram uma resposta negativa do IFIX a um choque na taxa de juros.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ABEL, Andrew B.; BERNANKE, Ben S.; CROUSHORE, Dean. **Macroeconomics**, 6 ed. Boston: Pearson, 2011.

ANBIMA. **Boletim de Fundos de Investimentos**, 2023. Disponível em:

<https://www.anbima.com.br/pt_br/informar/relatorios/fundos-de-investimento/boletim-de-fundos-de-investimentos/fundos-de-investimento-tem-saida-liquida-de-r-162-9-bilhoes-em-2022-8A2AB2B6857C8AB7018583AEDF445CDE-00.html>. Acesso em: 04 abr. 2023.

ANBIMA. **Metodologia IHFA**, 2021. Disponível em:

<https://www.anbima.com.br/data/files/D7/46/36/80/8267D7100EF703D76B2BA2A8/Metodologia_IHFA_out21.pdf>. Acesso em: 26 set. 2022.

ANBIMA. **Metodologia IMA-Geral**, 2021. Disponível em:

<https://www.anbima.com.br/data/files/83/67/80/32/A267D7100EF703D76B2BA2A8/Metodologia_IMA_out21.pdf>. Acesso em: 26 set. 2022.

BALDUZZI, Pierluigi; ELTON, Edwin J.; GREEN, T. Clifton. Economic news and bond prices: Evidence from the US Treasury market. **Journal of financial and Quantitative analysis**, v. 36, n. 4, p. 523-543, 2001.

BERNARDELLI, Luan Vinicius; BERNARDELLI, Alessandro Garcia. Análise sobre a Relação do Mercado Acionário com as Variáveis Macroeconômicas no Período de 2004 a 2014. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, João Pessoa, v. 4, n. 1, p. 4-17, 2016.

BHUIYAN, Erfan M.; CHOWDHURY, Murshed. Macroeconomic variables and stock market indices: Asymmetric dynamics in the US and Canada. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 77, p. 62-74, 2020.

BLANCHARD, O.. **Macroeconomia**. 2. ed. Rio de Janeiro: Campus, 2001.

BURNS, Arthur F.; MITCHELL, Wesley C. The basic measures of cyclical behavior. In: **Measuring Business Cycles**. NBER, p. 115-202, 1946.

B3. **Metodologia** **Ibovespa**, 2020. Disponível em: https://www.b3.com.br/data/files/9C/15/76/F6/3F6947102255C247AC094EA8/IBOV-Metodologia-pt-br_Novo_.pdf . Acesso em: 26 set. 2022

B3. **Metodologia** **IFIX**, 2020. Disponível em: <https://www.b3.com.br/data/files/2A/56/E3/DD/A3943710DB551337AC094EA8/IFIX-Metodologia-pt-br.pdf> . Acesso em: 26 set. 2022.

CARVALHO, Fernando J. C. de. Keynes, a instabilidade do capitalismo e a teoria dos ciclos econômicos. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.18, n.3, p.741-764, 1988.

CARVALHO, Fernando J. Cardim de; HERMANNY, Paulo Fernando. Ciclos e Previsão Cíclica: O Debate Teórico e um Modelo de Indicadores Antecedentes para a Economia Brasileira. **Análise Econômica**, v. 21, n. 39, 2003.

CARVALHO, Patrícia L. de; SEKUNDA, André. Influência das Variáveis Macroeconômicas sobre desempenho do Mercado de Capitais Brasileiro. In: USP INTERNATIONAL CONFERENCE IN ACCOUNTING, N.20º, 2020, São Paulo. **Anais** [Área III, trabalho 2475].São Paulo:USP,2020.

CELEBI, Kaan; HÖNIG, Michaela. The impact of macroeconomic factors on the German stock market: Evidence for the crisis, pre-and post-crisis periods. **International Journal of Financial Studies**, v.7, n.18, mar. 2019.

CHAN, Kam C.; HENDERSHOTT, Patric H.; SANDERS, Anthony B. Risk and return on real estate: evidence from equity REITs. **Real Estate Economics**, v. 18, n. 4, p. 431-452, 1990.

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

CHOWDHURY, Zahedul Islam; BAYAR, Yılmaz; KILIÇ, Cüneyt. Effects of major macroeconomic indicators on emerging markets bond index. **Journal of Economics & Administrative Sciences/Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, v.15, n.2, p. 15-30, 2013.

COHEN, Viktorija; BURINSKAS, Arūnas. The evaluation of the impact of macroeconomic indicators on the performance of listed real estate companies and REITs. **Ekonomika**, v. 99, n. 1, p. 79-92, 2020.

COSTA, Luis Fernando Corrêa da; COSTA, Marisa Gomes da. Os Impactos de Fatores Macroeconômicos sobre Índices de Ações Setoriais: uma Análise através do Algoritmo de Seleção de Modelos Autometrics. **Revista Evidenciação Contábil & Finanças**, João Pessoa, v. 6, n. 3, p. 96-109, 2018.

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

ENDERS, Walter. **Applied econometric time series**. 1. ed. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

FACCHINI, Clóvis. **Influência das variáveis macroeconômicas sobre a rentabilidade dos FIIs setorizados no Brasil**. 2018. Dissertação (Mestrado Profissional em Administração) – Fundação Escola de Comércio Álvares Penteado, São Paulo, 2018.

FAMA, Eugene F.; FRENCH, Kenneth R. Multifactor explanations of asset pricing anomalies. **The Journal of Finance**, v. 51, n. 1, p. 55-84, 1996.

FANG, Hao et al. The impact of macroeconomic factors on the real estate investment trust index return on Japan, Singapore and China. **Investment Management and Financial Innovations**, v. 13, n. 4, p. 242-253, 2016.

FGV/ IBRE – CODACE. **Comitê de Datação de Ciclos Econômicos**. Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <https://portalibre.fgv.br/sites/default/files/2020-03/comite-de-data_o-de-ciclos-econ_micos-ibre-fgv-27.05.09.pdf> . Acesso em: 01/11/2022.

FLEMING, Michael J.; REMOLONA, Eli M. What moves the bond market?. **Economic policy review**, v. 3, n. 4, 1997.

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 (Mestrado Profissional em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2015.

GRÔPPO, Gustavo de Souza. Relações dinâmicas entre um conjunto selecionado de variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. **Revista de Economia e Administração**, v.4, n.4, p. 445-464, out/dez. 2005.

GUARAGNA, André Wink. **Avaliação da influência das variações macroeconômicas sobre o comportamento dos fundos de investimentos brasileiros entre 2002 e 2015**. 2020. Dissertação (Mestrado em Economia do Desenvolvimento) – Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2020.

GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C. **Econometria básica-5**. Amgh Editora, 2011.

HILL, R. Carter; GRIFFITHS, William E; LIM, Guay C. **Principles of Econometrics**. 4. ed. Hoboken: Wiley, 2011.

HUANG, Jing-Zhi; KONG, Weipeng. Explaining credit spread changes: New evidence from option-adjusted bond indexes. **The Journal of Derivatives**, v. 11, n. 1, p. 30-44, 2003.

KALDOR, N. A model of the trade cycle. **The Economic Journal**, v.50, n.197, p.78-92, 1940.

KRUGMAN, Paul; WELLS, Robin. **Macroeconomics**. 5. ed. New York: Worth Publishers, 2018.

LAMBERT, Marie; PLATANIA, Federico.. Hedge Fund styles and macroeconomic uncertainty. In: **Belgian Financial Research Forum**. 2016.

LEE, Bong-Soo. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. **The Journal of Finance**, v. 47, n. 4, p. 1591-1603, 1992.

LIMA, Izabel Cristina de. **Ciclos Econômicos e Previsão Cíclica: Um Estudo de Indicadores Antecedentes para a Economia Brasileira**. 2005. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, 2005.

LIN, G., VECCHIO, A., YAGER, E., LIU, W. Macroeconomic Factors and Stock Market Indices. **International Journal of Business and Economics**, v.7, n. 1, p. 230-242, 2022.

LONG, Huaigang et al. Macroeconomics matter: Leading economic indicators and the cross-section of global stock returns. **Journal of Financial Markets**, v.61, nov. 2022.

MACKEY, Scott; FOREST, James; MELTON, Michael. Macroeconomic Risk and Hedge Fund Returns: Preliminary Results. **Proceedings of the Northeast Business & Economics Association**, 2019.

MEURER, Roberto. Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do Ibovespa. **Brazilian Review of Finance**, v. 4, n. 1, p. 79-95, 2006.

MITCHELL, Wesley. C. **Business cycles**. Berkeley: University of California Press, 1913.

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

NUNES, Rodolfo Vieira; COMPAGNORE, Rodrigo Nicoletto; SALES, George André Willrich. Relação entre as variáveis Risco País, Índice Bovespa e Taxa de Câmbio no Mercado Brasileiro. **Práticas em Contabilidade e Gestão**, v. 8, n. 2, 2020.

OLIVEIRA, Eden Gonçalves de. Ciclos econômicos-indicadores. **Revista Conjuntura Econômica**, v. 45, n. 9, p. 81-84, 1991.

OLIVEIRA, Luiz Otavio Gomes de. **Análise Empírica da Relação Entre o Mercado Acionário e Variáveis Macroeconômicas: de 1972 a 2003**. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade Federal de Santa Catarina, Florianópolis, 2006.

OLIVEIRA, Roberson Campos de; GENNARI, Adilson Marques. **História do Pensamento Econômico**. São Paulo: Editora Saraiva, 2009.

OSER, Jacob.; BLANCHFELD, Willian. C. **História do pensamento econômico**. São Paulo: Atlas, 1983.

PESARAN, M. Hashem; SHIN, Yongcheol; SMITH, Richard J. Bounds testing approaches to the analysis of level relationships. **Journal of applied econometrics**, v.16, n.3, p. 289-326, 2001.

ROGERS, P.. **Governança corporativa, mercado de capitais e crescimento econômico no Brasil**. 2006. 147 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Faculdade de Gestão e Negócios, Universidade Federal de Uberlândia, Minas Gerais, 2006.

RUTHERFORD, M. American institutional economy in the interwar period. In: SAMUELS, W.; BIDDLE, J.; DAVIS, J. **A Companion to the history of economic thought**. Oxford: Blackwell Publishing, 2003.

SABOV, Z.; MURPHY, A. The Relationship between Bond Returns and Inflation in a Controlled Economy. **Economics of Planning**, v. 32, n. 2, p. 89-102, 1999.

SANTANA, Henrique Nogueira et al. 20 Anos de Real: uma análise da relação entre câmbio, inflação, taxa de juros e o Ibovespa. **Revista Gestão & Tecnologia**, Pedro Leopoldo, v. 18, n. 2, p. 44-69, 2018.

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. 55f. Dissertação (Mestrado Profissional em Economia e Mercados) – Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, 2021

SAMUELSON, P. A. Interactions between the multiplier analysis and the principle of acceleration. **The Review of Economic Statistics**, v.21, n.2, p.75-78, 1939.

SAMUELSON, P. A. Paradise lost & refound: The Harvard ABC barometers. **Journal of Portfolio Management**, v. 13(3), p. 4-9, 1987.

SCHUMPETER, Joseph A. et al. **Business cycles**. New York: Mcgraw-hill, 1939.

SILVA, Fabiano Mello da. **Analysis of causality and cointegration between macroeconomic variables and Ibovespa**. 2012. 142 f. Dissertação (Mestrado em Administração) - Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2012.

SILVA RIBEIRO, Alex Alves da; LEITE, Áydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 121-137, 2016.

SIMS, Christopher A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**. v. 48, n.1, p. 1-48, 1980.

SIMS, Christopher A. Are forecasting models usable for policy analysis? **Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review**. v. 10(1), p. 2-16, 1986

SOTO, Jesús Huerta de. **Moeda, crédito bancário e ciclos econômicos**. São Paulo: Instituto Ludwig von Mises Brasil, 2012.

SUN, Zouyi; ZHANG, Wenjun; JIN, Ying. The Impact of Macroeconomic Factors on Global Macro Hedge Funds. In: **2021 5th International Conference on E-Business and Internet**. p. 124-131, 2021.

TEMPESTA, Verônica Rosa; MIRANDA, Gilberto José. Variações Cíclicas na Economia Brasileira e Retorno do Investimento. **Revista Mineira de Contabilidade**, Belo Horizonte, v. 23, n. 2, p. 19-31, 2022.

THE CONFERENCE BOARD. **Press Release FGV/IBRE – TCB** . Rio de Janeiro, 2013. Disponível em: <https://www.conference-board.org/pdf_free/translations/011714.pdf>. Acesso em: 03/11/2022.

THENMOZHI, M.; NAIR, Karthika S. Impact of Changes in Macroeconomic Factors on Treasury Bond Returns: Evidence from Emerging and Developed Markets. **Amity Global Business Review**, v. 9, 2014.

TSOLACOS, Sotiris; BROOKS, Chris; NNEJI, Ogonna. On the predictive content of leading indicators: the case of US real estate markets. **Journal of Real Estate Research**, v. 36, n. 4, p. 541-573, 2014.

WEST, Tracey; WORTHINGTON, Andrew C. Macroeconomic risk factors in Australian commercial real estate, listed property trust and property sector stock returns. **Journal of Financial Management of Property and Construction**, p.105-116, 2006.

VALENTIN, Reginaldo Gomes; SANCHES, Antônio Carlos Lázaro. Investimentos em renda fixa e a relação com os índices de inflação. **DIVERSITÀ: Revista Multidisciplinar do Centro Universitário Cidade Verde**, v. 6, n. 1, p. 18-29, 2020.

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, p. 608-627, jul/ago. 2012.

VARTANIAN, Pedro Raffy; SANTOS, Henrique Faria dos; MENDES DA SILVA, Wesley, FRONZAGLIA, Mauricio. Macroeconomic and financial variables' influence on Brazilian stock and real estate markets: a comparative analysis in the period from 2015 to 2019. **Modern Economy**, v. 13, n. 5, p. 747-769, 2022.

VASCONCELLOS, M. A. S; GARCIA, M. E. **Fundamentos de Economia**. 5. ed. São Paulo: Saraiva, 2014.

ZHU, Yanjian; ZHU, Xiaoneng. European business cycles and stock return predictability. **Finance Research Letters**, v. 11, n. 4, p. 446-453, 2014.

ANEXOS

Figura 7 – Estimativas do Modelo VEC Ibovespa

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| IBOVESPA_L(-1) | 1.000000 | | | | | |
| EA_L(-1) | 117.8120 (47.1378) [2.49931] | | | | | |
| ER_L(-1) | 6.934409 (10.3653) [0.66900] | | | | | |
| GDP_L(-1) | 197.4314 (114.970) [1.71724] | | | | | |
| INFLATION(-1) | 65.98644 (9.97625) [6.61435] | | | | | |
| IR(-1) | 18.52132 (12.5511) [1.47568] | | | | | |
| C | -1583.721 | | | | | |
| Error Correction: | D(IBOVES... | D(EA_L) | D(ER_L) | D(GDP_L) | D(INFLATION) | D(IR) |
| CointEq1 | -0.000427 (0.00026) [-1.62915] | -0.000228 (7.8E-05) [-2.91379] | -0.000106 (0.00014) [-0.77716] | -7.35E-05 (5.2E-05) [-1.39975] | -0.003981 (0.00131) [-3.04965] | 0.001531 (0.00027) [5.69674] |
| D(IBOVESPA_L(-1)) | 0.014595 (0.10401) [0.14032] | 0.176598 (0.03101) [5.69467] | -0.161906 (0.05428) [-2.98296] | 0.076376 (0.02081) [3.67052] | 0.458385 (0.51761) [0.88559] | -0.072651 (0.10658) [-0.68167] |
| D(IBOVESPA_L(-2)) | -0.114826 (0.11491) [-0.99928] | 0.003369 (0.03426) [0.09834] | 0.002935 (0.05997) [0.04894] | -0.002421 (0.02299) [-0.10530] | 0.232143 (0.57186) [0.40594] | -0.075461 (0.11775) [-0.64086] |
| D(EA_L(-1)) | 0.085221 (0.41662) [0.20455] | -0.102807 (0.12422) [-0.82762] | -0.362590 (0.21742) [-1.66773] | 0.031618 (0.08335) [0.37933] | 0.439467 (2.07336) [0.21196] | -0.190554 (0.42691) [-0.44635] |
| D(EA_L(-2)) | -0.344353 (0.39040) [-0.88205] | 0.107816 (0.11640) [0.92623] | 0.391867 (0.20373) [1.92343] | -0.048188 (0.07810) [-0.61697] | -0.081477 (1.94288) [-0.04194] | -0.066026 (0.40005) [-0.16505] |
| D(ER_L(-1)) | -0.167329 (0.20514) [-0.81567] | -0.008008 (0.06117) [-0.13093] | 0.099565 (0.10706) [0.93003] | 0.032707 (0.04104) [0.79693] | 1.160977 (1.02093) [1.13718] | -0.185051 (0.21021) [-0.88030] |
| D(ER_L(-2)) | 0.185573 (0.19176) [0.96774] | -0.013293 (0.05718) [-0.23249] | -0.064596 (0.10007) [-0.64550] | -0.015432 (0.03836) [-0.40224] | -0.430410 (0.95432) [-0.45101] | 0.035305 (0.19650) [0.17967] |
| D(GDP_L(-1)) | -0.032900 (0.63740) [-0.05162] | 0.576339 (0.19005) [3.03256] | 0.105369 (0.33263) [0.31677] | 0.211720 (0.12752) [1.66028] | 2.127754 (3.17212) [0.67077] | 0.285939 (0.65315) [0.43778] |
| D(GDP_L(-2)) | 0.032701 (0.64057) [0.05105] | -0.609989 (0.19100) [-3.19373] | -0.199547 (0.33429) [-0.59693] | -0.124976 (0.12816) [-0.97519] | 1.077638 (3.18790) [0.33804] | -0.249831 (0.65640) [-0.38061] |
| D(INFLATION(-1)) | 0.021709 (0.02087) [1.04035] | 0.014185 (0.00622) [2.27998] | 0.005779 (0.01089) [0.53070] | 0.005156 (0.00417) [1.23499] | -0.102032 (0.10385) [-0.98254] | -0.082465 (0.02138) [-3.85672] |
| D(INFLATION(-2)) | 0.027282 (0.01839) [1.48339] | 0.010201 (0.00548) [1.86028] | -0.000355 (0.00960) [-0.03700] | 0.009406 (0.00368) [2.55636] | -0.062972 (0.09153) [-0.68800] | -0.058670 (0.01885) [-3.11310] |
| D(IR(-1)) | 0.036623 (0.08296) [0.44145] | 0.019177 (0.02474) [0.77524] | -0.009702 (0.04329) [-0.22408] | 0.015534 (0.01660) [0.93590] | -0.150733 (0.41287) [-0.36509] | -0.691373 (0.08501) [-8.13266] |
| D(IR(-2)) | -0.002386 (0.08203) [-0.02908] | 0.035031 (0.02446) [1.43220] | 0.006173 (0.04281) [0.14420] | 0.018491 (0.01641) [1.12668] | 0.495183 (0.40825) [1.21293] | -0.251493 (0.08406) [-2.99179] |
| C | 0.004000 (0.00620) [0.64517] | 0.000518 (0.00185) [0.28000] | 0.008371 (0.00324) [2.58750] | -0.000288 (0.00124) [-0.23242] | -0.011206 (0.03085) [-0.36320] | 0.004715 (0.00635) [0.74217] |
| R-squared | 0.095411 | 0.454172 | 0.240283 | 0.248957 | 0.210528 | 0.403793 |
| Adj. R-squared | 0.003539 | 0.398737 | 0.163124 | 0.172679 | 0.130348 | 0.343241 |
| Sum sq. resids | 0.551354 | 0.049017 | 0.150154 | 0.022068 | 13.65547 | 0.578946 |
| S.E. equation | 0.065631 | 0.019569 | 0.034250 | 0.013130 | 0.326624 | 0.067253 |
| F-statistic | 1.038521 | 8.192787 | 3.114140 | 3.263817 | 2.625675 | 6.668500 |
| Log likelihood | 192.6463 | 364.4816 | 284.9970 | 421.1407 | -35.22949 | 189.1793 |
| Akaike AIC | -2.516145 | -4.936360 | -3.816860 | -5.734377 | 0.693373 | -2.467314 |
| Schwarz SC | -2.224725 | -4.644940 | -3.525440 | -5.442957 | 0.984793 | -2.175894 |
| Mean dependent | 0.003434 | 0.000935 | 0.008067 | 0.000112 | -0.001268 | 0.001972 |
| S.D. dependent | 0.065748 | 0.025237 | 0.037440 | 0.014436 | 0.350248 | 0.082987 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 4.53E-17 | | | | | |
| Determinant resid covariance | 2.43E-17 | | | | | |
| Log likelihood | 1507.304 | | | | | |
| Akaike information criterion | -19.96203 | | | | | |
| Schwarz criterion | -18.08862 | | | | | |
| Number of coefficients | 90 | | | | | |

Fonte: Elaboração Própria

Figura 8 – Estimativas do Modelo VEC IFIX

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| IFIX L(-1) | 1.000000 | 0.000000 | | | | |
| EA_L(-1) | 0.000000 | 1.000000 | | | | |
| ER_L(-1) | -0.735156 (0.06632) [-1.0856] | 0.097341 (0.07523) [1.29385] | | | | |
| GDP L(-1) | 0.057051 (0.76043) [0.07503] | 2.144202 (0.86267) [2.48554] | | | | |
| INF(-1) | 0.675521 (0.07019) [9.62441] | 0.530230 (0.07963) [6.65904] | | | | |
| IR(-1) | 0.306879 (0.07679) [3.99639] | 0.174638 (0.08711) [2.00471] | | | | |
| C | -7.511765 | -15.70449 | | | | |
| Error Correction: | D(IFIX_L) | D(EA_L) | D(ER_L) | D(GDP_L) | D(INF) | D(IR) |
| CointEq1 | -0.051707 (0.03005) [-1.72073] | -0.032105 (0.01829) [-1.75491] | 0.081293 (0.03232) [2.51514] | -0.003328 (0.01250) [-0.26612] | -1.489118 (0.28059) [-5.30702] | -0.161680 (0.06016) [-2.68753] |
| CointEq2 | 0.013452 (0.02700) [0.49829] | -0.002934 (0.01644) [-0.17850] | -0.068725 (0.02904) [-2.36681] | -0.006525 (0.01123) [-0.58084] | 0.638538 (0.25208) [2.53306] | 0.294192 (0.05405) [5.44333] |
| D(IFIX_L(-1)) | 0.153438 (0.10269) [1.49421] | 0.363215 (0.06252) [5.80976] | -0.198487 (0.11045) [-1.79703] | 0.137159 (0.04273) [3.20963] | 0.311633 (0.95888) [0.32500] | -0.134230 (0.20558) [-0.65292] |
| D(IFIX_L(-2)) | 0.087483 (0.11234) [0.77871] | -0.068260 (0.06840) [-0.99801] | 0.078478 (0.12084) [0.64944] | 0.014262 (0.04675) [0.30507] | 1.724894 (1.04904) [1.64425] | -0.362432 (0.22492) [-1.61142] |
| D(EA_L(-1)) | -0.119093 (0.21232) [-0.56090] | 0.020313 (0.12927) [0.15714] | -0.389620 (0.22838) [-1.70604] | 0.062495 (0.08836) [0.70729] | -2.012809 (1.98263) [-1.01522] | -0.296933 (0.42508) [-0.69854] |
| D(EA_L(-2)) | -0.245113 (0.19020) [-1.28871] | 0.080205 (0.11580) [0.69264] | 0.472115 (0.20458) [2.30771] | -0.056598 (0.07915) [-0.71506] | -0.802085 (1.77606) [-0.45161] | -0.197942 (0.38079) [-0.51982] |
| D(ER_L(-1)) | -0.133088 (0.09882) [-1.34678] | -0.033076 (0.06016) [-0.54977] | 0.232596 (0.10629) [2.18830] | 0.020757 (0.04112) [0.50476] | -0.525854 (0.92275) [-0.56987] | -0.303344 (0.19784) [-1.53329] |
| D(ER_L(-2)) | 0.005873 (0.09608) [0.06113] | -0.019640 (0.05850) [-0.33574] | -0.001907 (0.10335) [-0.01845] | 0.008375 (0.03998) [0.20946] | -1.193477 (0.89720) [-1.33022] | -0.219091 (0.19236) [-1.13896] |
| D(GDP_L(-1)) | -0.002429 (0.31414) [-0.00773] | 0.430878 (0.19125) [2.25292] | 0.184765 (0.33789) [0.54681] | 0.162480 (0.13073) [1.24288] | 2.729048 (2.93339) [0.93034] | 0.297091 (0.62892) [0.47238] |
| D(GDP_L(-2)) | 0.145283 (0.31088) [0.46736] | -0.629867 (0.18926) [-3.32811] | -0.161492 (0.33437) [-0.48298] | -0.124727 (0.12936) [-0.96415] | 0.226057 (2.90276) [0.07788] | -0.292578 (0.62235) [-0.47012] |
| D(INF(-1)) | 0.006247 (0.01101) [0.56711] | 0.017057 (0.00671) [2.54362] | -0.005531 (0.01185) [-0.46685] | 0.005115 (0.00458) [1.11597] | 0.107575 (0.10285) [1.04591] | -0.055397 (0.02205) [-2.51214] |
| D(INF(-2)) | 0.020589 (0.00930) [2.21492] | 0.016840 (0.00566) [2.97572] | -0.010294 (0.01000) [-1.02953] | 0.011558 (0.00387) [2.98777] | 0.058527 (0.08680) [0.67428] | -0.044632 (0.01861) [-2.39828] |
| D(IR(-1)) | 0.008192 (0.04096) [0.19999] | 0.011842 (0.02494) [0.47486] | 0.013366 (0.04406) [0.30337] | 0.016131 (0.01705) [0.94634] | -0.453798 (0.38249) [-1.18643] | -0.742309 (0.08201) [-9.05191] |
| D(IR(-2)) | -0.009173 (0.04122) [-0.22251] | 0.028677 (0.02510) [1.14261] | 0.034665 (0.04434) [0.78177] | 0.020262 (0.01716) [1.18109] | -0.005104 (0.38495) [-0.01326] | -0.321058 (0.08253) [-3.89004] |
| C | 0.007024 (0.00330) [2.12647] | -0.000769 (0.00201) [-0.38254] | 0.006903 (0.00355) [1.94290] | -0.001248 (0.00137) [-0.90790] | 0.000353 (0.03084) [0.01144] | 0.011404 (0.00661) [1.72448] |
| R-squared | 0.117766 | 0.464865 | 0.241057 | 0.235856 | 0.346412 | 0.464840 |
| Adj. R-squared | 0.020512 | 0.405873 | 0.157394 | 0.151620 | 0.274363 | 0.405846 |
| Sum sq. resids | 0.129653 | 0.048057 | 0.150001 | 0.022453 | 11.30510 | 0.519666 |
| S.E. equation | 0.031951 | 0.019452 | 0.034367 | 0.013297 | 0.298356 | 0.063968 |
| F-statistic | 1.210908 | 7.880228 | 2.881280 | 2.799933 | 4.807998 | 7.879444 |
| Log likelihood | 295.4197 | 365.8862 | 285.0694 | 419.9129 | -21.81856 | 196.8489 |
| Akaike AIC | -3.949573 | -4.942059 | -3.803794 | -5.702999 | 0.518571 | -2.561251 |
| Schwarz SC | -3.637338 | -4.629824 | -3.491559 | -5.390764 | 0.830806 | -2.249016 |
| Mean dependent | 0.007414 | 0.000935 | 0.008067 | 0.000112 | -0.001268 | 0.001972 |
| S.D. dependent | 0.032284 | 0.025237 | 0.037440 | 0.014436 | 0.350248 | 0.082987 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | 8.14E-18 | | | | | |
| Determinant resid covariance | 4.17E-18 | | | | | |
| Log likelihood | 1632.431 | | | | | |
| Akaike information criterion | -21.55537 | | | | | |
| Schwarz criterion | -19.43217 | | | | | |
| Number of coefficients | 102 | | | | | |

Fonte: Elaboração própria

Figura 9 – Estimativas do Modelo VEC IHFA

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| IHFA_L(-1) | 1.000000 | 0.000000 | | | | |
| EA_L(-1) | 0.000000 | 1.000000 | | | | |
| ER_L(-1) | -0.972191 (0.05546) [-17.5292] | 0.196876 (0.08988) [2.19036] | | | | |
| GDP_L(-1) | -0.687461 (0.63694) [-1.07932] | 3.838865 (1.03226) [3.71890] | | | | |
| INF(-1) | 0.521063 (0.05920) [8.80103] | 0.655935 (0.09595) [6.83619] | | | | |
| IR(-1) | 0.113124 (0.06734) [1.67985] | 0.280065 (0.10914) [2.56617] | | | | |
| C | -3.687255 | -24.32899 | | | | |
| Error Correction: | D(IHFA L) | D(EA L) | D(ER L) | D(GDP L) | D(INF) | D(IR) |
| CointEq1 | -0.007019 (0.01064) [-0.65987] | -0.032257 (0.01667) [-1.93453] | 0.053920 (0.03061) [1.76138] | -0.000736 (0.01168) [-0.06297] | -1.416956 (0.26532) [-5.34048] | -0.082539 (0.05721) [-1.44267] |
| CointEq2 | -0.005471 (0.00566) [-0.96625] | -0.012250 (0.00888) [-1.38007] | -0.028181 (0.01630) [-1.72942] | -0.009590 (0.00622) [-1.54211] | 0.176233 (0.14124) [1.24779] | 0.175762 (0.03046) [5.77116] |
| D(IHFA L(-1)) | 0.031980 (0.09182) [0.34829] | 0.952462 (0.14393) [6.61752] | -0.326510 (0.26424) [-1.23567] | 0.335386 (0.10084) [3.32602] | -0.217213 (2.29021) [-0.09484] | -0.651409 (0.49385) [-1.31905] |
| D(IHFA_L(-2)) | -0.099875 (0.11010) [-0.90709] | 0.041151 (0.17259) [0.23843] | 0.495338 (0.31685) [1.56331] | 0.019866 (0.12092) [0.16429] | 2.242306 (2.74624) [0.81650] | -1.446334 (0.59218) [-2.44237] |
| D(EA L(-1)) | -0.003132 (0.08394) [-0.03731] | -0.046866 (0.13157) [-0.35620] | -0.542067 (0.24155) [-2.24413] | 0.053361 (0.09218) [0.57888] | -1.213656 (2.09357) [-0.57971] | 0.093253 (0.45144) [0.20657] |
| D(EA_L(-2)) | -0.179828 (0.07130) [-2.52196] | 0.067323 (0.11177) [0.60233] | 0.452777 (0.20520) [2.20655] | -0.072141 (0.07831) [-0.92126] | -0.494797 (1.77849) [-0.27821] | -0.085974 (0.38350) [-0.22418] |
| D(ER L(-1)) | -0.047367 (0.03437) [-1.37835] | -0.116375 (0.05387) [-2.16037] | 0.256513 (0.09889) [2.59380] | -0.011145 (0.03774) [-0.29532] | -0.565387 (0.85714) [-0.65962] | -0.204100 (0.18483) [-1.10426] |
| D(ER_L(-2)) | -0.013250 (0.03364) [-0.39386] | 0.004441 (0.05273) [0.08422] | -0.030892 (0.09681) [-0.31910] | 0.003245 (0.03694) [0.08782] | -1.594184 (0.83908) [-1.89992] | -0.088974 (0.18093) [-0.49175] |
| D(GDP_L(-1)) | -0.049558 (0.11996) [-0.41312] | 0.391506 (0.18804) [2.08206] | 0.277833 (0.34521) [0.80482] | 0.159970 (0.13174) [1.21431] | 2.058707 (2.99204) [0.68806] | 0.125214 (0.64519) [0.19407] |
| D(GDP_L(-2)) | 0.190894 (0.11749) [1.62473] | -0.518223 (0.18417) [-2.81381] | -0.186321 (0.33811) [-0.55106] | -0.068136 (0.12903) [-0.52807] | -0.424455 (2.93052) [-0.14484] | -0.415653 (0.63192) [-0.65776] |
| D(INF(-1)) | 0.005793 (0.00417) [1.38978] | 0.011844 (0.00653) [1.81272] | 0.003793 (0.01200) [0.31619] | 0.003482 (0.00458) [0.76074] | 0.083497 (0.10397) [0.80310] | -0.070006 (0.02242) [-3.12257] |
| D(INF(-2)) | 0.007170 (0.00344) [2.08622] | 0.011459 (0.00539) [2.12687] | -0.006469 (0.00989) [-0.65400] | 0.009550 (0.00377) [2.52999] | 0.041692 (0.08573) [0.48633] | -0.043381 (0.01849) [-2.34672] |
| D(IR(-1)) | 0.007864 (0.01575) [0.49914] | -0.001000 (0.02470) [-0.04049] | 0.026403 (0.04534) [0.58237] | 0.012873 (0.01730) [0.74405] | -0.494875 (0.39296) [-1.25937] | -0.749502 (0.08473) [-8.84528] |
| D(IR(-2)) | 0.014828 (0.01556) [0.95316] | 0.019123 (0.02439) [0.78420] | 0.030596 (0.04477) [0.68342] | 0.018151 (0.01708) [1.06245] | 0.009846 (0.38802) [0.02537] | -0.290538 (0.08367) [-3.47238] |
| C | 0.009588 (0.00164) [5.84413] | -0.006402 (0.00257) [-2.48923] | 0.004795 (0.00472) [1.01562] | -0.002795 (0.00180) [-1.55131] | 0.001233 (0.04092) [0.03012] | 0.023012 (0.00882) [2.60776] |
| R-squared | 0.113792 | 0.497665 | 0.230731 | 0.246453 | 0.339676 | 0.453083 |
| Adj. R-squared | 0.016100 | 0.442290 | 0.145929 | 0.163384 | 0.266885 | 0.392793 |
| Sum sq. resids | 0.018359 | 0.045111 | 0.152042 | 0.022142 | 11.42160 | 0.531082 |
| S.E. equation | 0.012023 | 0.018847 | 0.034600 | 0.013204 | 0.299890 | 0.064666 |
| F-statistic | 1.164800 | 8.987113 | 2.720837 | 2.966869 | 4.666426 | 7.515065 |
| Log likelihood | 434.2051 | 370.3772 | 284.1099 | 420.9044 | -22.54648 | 195.3060 |
| Akaike AIC | -5.904297 | -5.005312 | -3.790280 | -5.716963 | 0.528824 | -2.539521 |
| Schwarz SC | -5.592062 | -4.693077 | -3.478045 | -5.404728 | 0.841059 | -2.227286 |
| Mean dependent | 0.008354 | 0.000935 | 0.008067 | 0.000112 | -0.001268 | 0.001972 |
| S.D. dependent | 0.012121 | 0.025237 | 0.037440 | 0.014436 | 0.350248 | 0.082987 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.29E-18 | | | | |
| Determinant resid covariance | | 6.60E-19 | | | | |
| Log likelihood | | 1763.231 | | | | |
| Akaike information criterion | | -23.39762 | | | | |
| Schwarz criterion | | -21.27442 | | | | |
| Number of coefficients | | 102 | | | | |

Fonte: Elaboração própria

Figura 10 – Estimativas do Modelo VEC IMA-Geral

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | CointEq2 | | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| IMA L(-1) | 1.000000 | 0.000000 | | | | |
| EA L(-1) | 0.000000 | 1.000000 | | | | |
| ER_L(-1) | -0.911817 (0.05712) [-15.9645] | 0.119506 (0.09153) [1.30562] | | | | |
| GDP_L(-1) | -0.377540 (0.65287) [-0.57828] | 2.298369 (1.04627) [2.19672] | | | | |
| INF(-1) | 0.540106 (0.06018) [8.97431] | 0.623402 (0.09645) [6.46352] | | | | |
| IR(-1) | 0.166638 (0.07006) [2.37851] | 0.270378 (0.11228) [2.40815] | | | | |
| C | -5.774469 | -16.60605 | | | | |
| Error Correction: | D(IMA L) | D(EA L) | D(ER L) | D(GDP L) | D(INF) | D(IR) |
| CointEq1 | -0.004967 (0.01038) [-0.47846] | -0.032146 (0.02195) [-1.46441] | 0.084948 (0.03514) [2.41761] | 0.004099 (0.01388) [0.29540] | -1.518988 (0.30148) [-5.03841] | -0.130114 (0.06409) [-2.03009] |
| CointEq2 | 0.003486 (0.00644) [0.54126] | -0.013824 (0.01362) [-1.01505] | -0.046680 (0.02180) [-2.14127] | -0.013821 (0.00861) [-1.60514] | 0.281957 (0.18705) [1.50740] | 0.208566 (0.03976) [5.24497] |
| D(IMA_L(-1)) | 0.093704 (0.09900) [0.94646] | 0.311580 (0.20937) [1.48821] | -0.346894 (0.33513) [-1.03511] | 0.020593 (0.13236) [0.15558] | -2.330451 (2.87544) [-0.81047] | -1.550043 (0.61129) [-2.53567] |
| D(IMA_L(-2)) | 0.115819 (0.10221) [1.13316] | 0.004438 (0.21614) [0.02053] | 0.032721 (0.34597) [0.09458] | -0.199170 (0.13665) [-1.45756] | 0.851901 (2.96849) [0.28698] | -1.278657 (0.63108) [-2.02615] |
| D(EA_L(-1)) | 0.052336 (0.06445) [0.81207] | -0.066485 (0.13629) [-0.48782] | -0.330453 (0.21816) [-1.51475] | 0.077183 (0.08616) [0.89578] | -1.064129 (1.87181) [-0.56850] | -0.395967 (0.39793) [-0.99507] |
| D(EA_L(-2)) | -0.041696 (0.06079) [-0.68591] | 0.027614 (0.12855) [0.21480] | 0.490736 (0.20577) [2.38486] | -0.088059 (0.08127) [-1.08352] | -0.738776 (1.76554) [-0.41844] | -0.180448 (0.37534) [-0.48076] |
| D(ER_L(-1)) | -0.026630 (0.03115) [-0.85482] | -0.161777 (0.06588) [-2.45572] | 0.276786 (0.10545) [2.62482] | -0.037296 (0.04165) [-0.89549] | -0.888939 (0.90477) [-0.98251] | -0.445500 (0.19235) [-2.31614] |
| D(ER_L(-2)) | 0.042448 (0.03118) [1.36160] | -0.010016 (0.06593) [-0.15192] | -0.018452 (0.10553) [-0.17485] | -0.022059 (0.04168) [-0.52925] | -1.678954 (0.90543) [-1.85431] | -0.208278 (0.19249) [-1.08203] |
| D(GDP_L(-1)) | -0.115546 (0.10025) [-1.15259] | 0.525023 (0.21200) [2.47655] | 0.148371 (0.33934) [0.43723] | 0.181227 (0.13403) [1.35217] | 2.440265 (2.91158) [0.83812] | 0.367511 (0.61898) [0.59374] |
| D(GDP_L(-2)) | -0.025028 (0.09970) [-0.25103] | -0.603457 (0.21084) [-2.86212] | -0.193965 (0.33749) [-0.57472] | -0.100242 (0.13330) [-0.75203] | -0.143866 (2.89571) [-0.04968] | 0.247360 (0.61560) [-0.40182] |
| D(INF(-1)) | -0.002641 (0.00351) [-0.75352] | 0.017478 (0.00741) [2.35801] | -0.004226 (0.01186) [-0.35622] | 0.004234 (0.00469) [0.90348] | 0.083994 (0.10180) [0.82508] | -0.066206 (0.02164) [-3.05917] |
| D(INF(-2)) | 0.001934 (0.00297) [0.65201] | 0.014656 (0.00627) [2.33682] | -0.008893 (0.01004) [-0.88586] | 0.009882 (0.00396) [2.49235] | 0.046063 (0.08613) [0.53478] | -0.049809 (0.01831) [-2.72014] |
| D(IR(-1)) | -0.011413 (0.01352) [-0.84389] | 0.005882 (0.02860) [0.20567] | 0.020142 (0.04578) [0.43998] | 0.009891 (0.01808) [0.54704] | -0.478950 (0.39279) [-1.21934] | -0.757662 (0.08350) [-9.07326] |
| D(IR(-2)) | -0.021247 (0.01328) [-1.60008] | 0.025559 (0.02808) [0.91019] | 0.035116 (0.04495) [0.78126] | 0.018608 (0.01775) [1.04816] | 0.012216 (0.38566) [0.03167] | -0.316033 (0.08199) [-3.85462] |
| C | 0.006315 (0.00156) [4.03977] | -7.82E-05 (0.00331) [-0.02364] | 0.008296 (0.00529) [1.56782] | 0.002056 (0.00209) [0.98396] | 0.033756 (0.04540) [0.74353] | 0.031728 (0.00965) [3.28733] |
| R-squared | 0.106118 | 0.334200 | 0.224899 | 0.186714 | 0.347986 | 0.475096 |
| Adj. R-squared | 0.007579 | 0.260804 | 0.139455 | 0.097060 | 0.276110 | 0.417233 |
| Sum sq. resids | 0.013370 | 0.059791 | 0.153195 | 0.023897 | 11.27788 | 0.509707 |
| S.E. equation | 0.010260 | 0.021698 | 0.034731 | 0.013717 | 0.297997 | 0.063352 |
| F-statistic | 1.076918 | 4.553419 | 2.632112 | 2.082610 | 4.841496 | 8.210647 |
| Log likelihood | 456.7209 | 350.3748 | 283.5736 | 415.4877 | -21.64740 | 198.2227 |
| Akaike AIC | -6.221421 | -4.723589 | -3.782727 | -5.640672 | 0.516161 | -2.580602 |
| Schwarz SC | -5.909186 | -4.411354 | -3.470492 | -5.328437 | 0.828396 | -2.268367 |
| Mean dependent | 0.008108 | 0.000935 | 0.008067 | 0.000112 | -0.001268 | 0.001972 |
| S.D. dependent | 0.010300 | 0.025237 | 0.037440 | 0.014436 | 0.350248 | 0.082987 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 1.05E-18 | | | | |
| Determinant resid covariance | | 5.38E-19 | | | | |
| Log likelihood | | 1777.730 | | | | |
| Akaike information criterion | | -23.60183 | | | | |
| Schwarz criterion | | -21.47863 | | | | |
| Number of coefficients | | 102 | | | | |

Fonte: Elaboração própria