

VICTOR OCTAVIO DUARTE TORRES

**Índice Bovespa (Ibovespa), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) e variáveis
macroeconômicas: análise de cointegração e causalidade**

Victor Octavio Duarte Torres

**Índice Bovespa (Ibovespa), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) e variáveis
macroeconômicas: análise de cointegração e causalidade**

Dissertação apresentada à Faculdade de Engenharia do Campus de Guaratinguetá, Universidade Estadual Paulista, para a obtenção do título de Mestre em Engenharia de Produção.

Orientador: Prof. Dr. Jorge Muniz Junior
Coorientador: Prof. Dr. Vagner Cavenaghi

T693i Torres, Victor Octavio Duarte
Índice Bovespa (Ibovespa), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE)
e variáveis macroeconômicas: análise de cointegração e causalidade /
Victor Octavio Duarte Torres – Guaratinguetá, 2021.
92 f : il.
Bibliografia: f. 67-77

Dissertação (Mestrado) – Universidade Estadual Paulista, Faculdade de
Engenharia de Guaratinguetá, 2021.

Orientador: Prof. Dr. Jorge Muniz Junior

Coorientador: Prof. Dr. Vagner Cavenaghi

1. Mercado de capitais. 2. Índices de mercado de ações.
3. Sustentabilidade. I. Título.

CDU 339.727(043)

VICTOR OCTAVIO DUARTE TORRES

ESTA DISSERTAÇÃO FOI JULGADA ADEQUADA PARA OBTENÇÃO DO TÍTULO DE
“MESTRE EM ENGENHARIA DE PRODUÇÃO”

PROGRAMA: ENGENHARIA DE PRODUÇÃO
CURSO: MESTRADO

APROVADA EM SUA FORMA FINAL PELO PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO


Prof. Dr.ª Gislaine Cristina Batistela
Coordenadora

BANCA EXAMINADORA:


Prof. Dr. JORGE MUNIZ JUNIOR
Orientador - UNESP
participou por videoconferência


Prof. Dr. ANTONIO FERNANDO CREPALDI
UNESP
participou por videoconferência


Prof. Dr. JOSÉ ROBERTO KASSAI
USP
participou por videoconferência

Novembro de 2021

DADOS CURRICULARES

VICTOR OCTAVIO DUARTE TORRES

NASCIMENTO 01.10.1997 – São Paulo / SP

2015/2019 Graduação – Ciências Econômicas
Pontifícia Universidade Católica de São Paulo

AGRADECIMENTOS

O trabalho desenvolvido ao longo das próximas páginas é resultado do apoio de diversas pessoas que tive a felicidade de conhecer durante o Mestrado. Antes de enumerar algumas delas, gostaria de registrar um especial agradecimento ao Programa de Pós-Graduação da UNESP-FEG e, dessa forma, a todos os profissionais que contribuem para o funcionamento do mesmo. Foram incontáveis as oportunidades de aprendizado proporcionadas nesse ínterim.

Não poderia deixar de agradecer meus orientadores, Prof. Dr. Jorge Muniz Junior e Prof. Dr. Vagner Cavenaghi, pelos ensinamentos e conselhos prestados durante essa trajetória. Agradeço, de igual maneira, os colegas de turma pelos momentos compartilhados. Por fim, registro minha gratidão à banca examinadora da dissertação, Prof. Dr. Antonio Fernando Crepaldi, Prof. Dr. José Roberto Kassai e Prof^{ta}. Dr^a. Gislaine Cristina Batistela, que, com suas considerações, direcionaram a finalização do trabalho.

RESUMO

O Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) da B3 – Brasil, Bolsa, Balcão, ao reunir ações de empresas comprometidas com práticas de sustentabilidade, serve como referência para analisar se companhias identificadas com essas causas apresentam performance diferente da média do mercado, representada pelo Índice Bovespa (Ibovespa), termômetro da bolsa brasileira. A análise da trajetória desses indicadores frente a choques provocados por quatro variáveis macroeconômicas – taxa básica de juros, câmbio, inflação e atividade econômica –, permite observar se o comportamento de ambos difere ao longo do tempo. Procede-se um estudo quantitativo que testa a causalidade e a cointegração (conceito ligado à presença de equilíbrio de longo prazo para um grupo de elementos) dos já citados índices com as variáveis macroeconômicas. Para tanto, a estacionariedade das séries é verificada, a ordem de defasagens para estimação do modelo é determinada e os testes de cointegração são realizados. Estabelecido o modelo, aplicam-se alguns diagnósticos voltados a assegurar sua qualidade. Os dados utilizados, de periodicidade mensal, partem de novembro de 2005, data em que foi divulgada a 1ª carteira do ISE. A análise se encerra em dezembro de 2019, em virtude da situação atípica vivida pelos mercados de capitais, afetados pela pandemia de Covid-19 a partir de 2020. O teste de causalidade de Granger revela que as variáveis selecionadas em conjunto causam, no sentido de Granger, ambos os índices. Os resultados da função de impulso resposta ortogonal mostram que os índices, frente a choques nas variáveis consideradas, comportam-se de forma semelhante. A decomposição da variância, por sua vez, indica que o câmbio, ao término do oitavo período da análise, figura como fator que melhor explica as variações nos dois índices. Para o espaço de tempo considerado, não se vê diferenciação expressiva no comportamento dos indicadores bursáteis, o que sugere que práticas de sustentabilidade ainda não se reverteram em ferramentas efetivas para a diferenciação da performance de companhias frente às variáveis macroeconômicas escolhidas. Visando expandir o arcabouço que trata do tema, trabalhos futuros podem utilizar índices do mercado local ou internacional, além de outras variáveis, macroeconômicas ou não. Uma possibilidade seria considerar indicadores que permitam verificar a aderência das práticas corporativas à Agenda 2030, estabelecida pela *United Nations* com o intuito de engajar governos e empresas na adoção de estratégias voltadas a erradicar a pobreza, proteger o meio ambiente e o clima e promover a paz e a prosperidade.

PALAVRAS-CHAVE: Mercado de Capitais. Mercado de Ações. Índices. Causalidade. Cointegração.

ABSTRACT

The Corporate Sustainability Index (ISE in the Portuguese original) maintained by B3 – Brasil, Bolsa, Balcão lists shares of companies committed to sustainability practices and serves as a reference to analyze whether companies identified with such themes perform differently from the market average, represented by the Bovespa Index (Ibovespa), the main thermometer for the Brazilian market. The trajectory analysis of these indexes in relation to shocks produced by four different variables – the base interest rate, foreign exchange rate, inflation, and economic activity – allows us to observe their performance over time. What follows is a quantitative study testing the causality and cointegration (a concept indicating a long-term equilibrium among a group of elements) of the indexes cited above against a set of macroeconomic variables. To that end, the stationarity of the series is verified, the lag length is determined for purposes of estimating the model, and the cointegration test is undertaken. Once the model is set, some diagnostics are applied to assure its quality. The data utilized, based on monthly reporting, begins in November 2005, the date when the first ISE portfolio was launched. Because of the atypical situation affecting capital markets since 2020, due to the Covid-19 pandemic, the analysis ends with data up to December 2019. Application of the Granger causality test shows that the variables, taken as a whole, cause both indexes in Granger's sense. Orthogonal impulse response function results demonstrate that the indexes, when confronted by the chosen variables, both behave in similar fashion. The variance decomposition, in its turn, shows that foreign exchange, after the lapse of the eight periods under analysis, was the factor that best explained variations in the two indexes. Given the period under consideration, there was no significant differentiation in the behavior of the market indexes, which suggests that practices underpinning sustainability have not yet become an effective mechanism for determining differentiated performance among companies in relation to the macroeconomic variables considered. Aiming to expand the framework that addresses the topic, future works may use local or international market indexes, in addition to other variables, whether macroeconomic or not. One possibility would be to consider indicators that allow verifying the adherence of corporate practices to the 2030 Agenda, established by the United Nations with the aim of engaging governments and businesses in the adoption of practices that contribute to the eradication of poverty, protection of the environment and the climate, and promotion of peace and prosperity.

KEYWORDS: Capital Markets. Stock Market. Indexes. Causality. Cointegration.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Impulso DretIBOV e DretISE.....	58
Figura 2 – Impulso DretCAMBIO	58
Figura 3 – Impulso DretJUROS	59
Figura 4 – Impulso DretIBC.....	60
Figura 5 – Impulso DretIPCA	60
Figura 6 – Valorização e Volatilidade dos Índices ISE e Ibovespa.....	63

LISTA DE QUADROS

Quadro 1 – Determinantes e Índices do Mercado de Ações.....	32
Quadro 2 – Recorrência das Variáveis (Contexto Brasil).....	33
Quadro 3 – Dados e Fontes.....	48

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Transformações nas Séries	48
Tabela 2 – Estatística Descritiva das Variáveis Estudadas	49
Tabela 3 – Estatística Descritiva das Variáveis Estudadas (Retornos)	49
Tabela 4 – Clemio e Clemao.....	50
Tabela 5 – Determinação do Número de Defasagens (IBOV)	51
Tabela 6 – Determinação do Número de Defasagens (ISE)	51
Tabela 7 – Teste de Johansen para Cointegração (IBOV)	52
Tabela 8 – Teste de Johansen para Cointegração (ISE).....	52
Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (IBOV).....	55
Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (ISE)	56
Tabela 11 – Decomposição da Variância (IBOV).....	61
Tabela 12 – Decomposição da Variância (ISE)	61
Tabela 13 – Carteiras ISE e Ibovespa	62
Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante)	78
Tabela 15 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência)	78
Tabela 16 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência Linear e Quadrática)	78
Tabela 17 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva).....	79
Tabela 18 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva).....	79
Tabela 19 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência Linear e Quadrática <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva)	79
Tabela 20 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante)	80
Tabela 21 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência).....	80
Tabela 22 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência Linear e Quadrática)	81
Tabela 23 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva).....	81
Tabela 24 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante	

e Tendência <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva).....	82
Tabela 25 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência Linear e Quadrática <i>Dummies</i> de Sazonalidade Aditiva)	82
Tabela 26 – Determinação do Número de Defasagens (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – IBOV)...	83
Tabela 27 – Determinação do Número de Defasagens (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – ISE)	83
Tabela 28 – VAR (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – IBOV).....	83
Tabela 29 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – IBOV)	84
Tabela 30 – VAR (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – ISE)	86
Tabela 31 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 <i>Dummy</i> – ISE).....	86
Tabela 32 – Condição de Estabilidade.....	89
Tabela 33 – Teste do Multiplicador de Lagrange	90
Tabela 34 – Teste Jarque-Bera (IBOV)	90
Tabela 35 – Teste Jarque-Bera (ISE)	91
Tabela 36 – Teste <i>Skewness</i> (IBOV).....	91
Tabela 37 – Teste <i>Skewness</i> (ISE)	91
Tabela 38 – Teste <i>Kurtosis</i> (IBOV)	92
Tabela 39 – Teste <i>Kurtosis</i> (ISE)	92

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	Dickey-Fuller Aumentado
AIC	<i>Akaike Information Criterion</i>
ANBIMA	Associação Brasileira das Entidades dos Mercados Financeiro e de Capitais
APT	<i>Arbitrage Pricing Theory</i>
BCB	Banco Central do Brasil
BDR	<i>Brazilian Depositary Receipt</i>
BM&F	Bolsa de Mercadorias e Futuros
Bovespa	Bolsa de Valores de São Paulo
BSE	<i>Bombay Stock Exchange</i>
CAPM	<i>Capital Asset Pricing Model</i>
Cetip	Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos
CISE	Conselho Deliberativo do ISE
CMA	<i>Capital Markets Authority of Saudi Arabia</i>
DF	Dickey-Fuller
DI	Depósito Interbancário
DJSI	<i>Dow Jones Sustainability Index</i>
EESG	<i>Economic, Environmental, Social and Corporate Governance</i>
ESG	<i>Environmental, Social and Corporate Governance</i>
EUA	Estados Unidos da América
GSIA	<i>Global Sustainable Investment Alliance</i>
GVces	Centro de Estudos em Sustentabilidade
IBC-Br	Índice de Atividade Econômica do Banco Central
Ibovespa	Índice Bovespa
IBrX-100	Índice Brasil 100
ICB	Índice de <i>Commodities</i> Brasil
ICO2	Índice Carbono Eficiente
IEE	Índice de Energia Elétrica
IFC	<i>International Finance Corporation</i>
IGP-M	Índice Geral de Preços – Mercado
IMOB	Índice Imobiliário
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
IPO	<i>Initial Public Offering</i>

ISE	Índice de Sustentabilidade Empresarial
NYSE	<i>New York Stock Exchange</i>
ODS	Objetivos de Desenvolvimento Sustentável
OIRF	Função de Resposta ao Impulso Ortogonal
OMS	Organização Mundial da Saúde
PIB	Produto Interno Bruto
SBC	<i>Schwarz Information Criterion</i>
S&P 500	<i>Standard & Poor's 500</i>
Selic	Sistema Especial de Liquidação e de Custódia
SRI	<i>Socially Responsible Investment</i>
UN	<i>United Nations</i>
UNCTAD	<i>United Nations Conference on Trade and Development</i>
VAR	<i>Vector Autoregression</i>
VEC	<i>Vector Error Correction</i>
WEF	<i>World Economic Forum</i>
WFE	<i>World Federation of Exchanges</i>

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	14
1.1	QUESTÃO DA PESQUISA E OBJETIVOS	15
1.2	JUSTIFICATIVA	16
1.3	DELIMITAÇÃO DA PESQUISA	17
1.4	ESTRUTURA DO TRABALHO	18
2	FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA	19
2.1	MERCADO DE CAPITAIS	19
2.2	FINANÇAS MODERNAS, CORRENTES E CONTRIBUIÇÕES	21
2.3	ESTUDOS SOBRE OS ÍNDICES DE AÇÕES	23
2.4	VARIÁVEIS E O MERCADO ACIONÁRIO	31
2.5	ÍNDICES DO MERCADO E INVESTIMENTO SUSTENTÁVEL	35
3	PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS UTILIZADOS	38
3.1	PRINCIPAIS CONCEITOS UTILIZADOS	39
3.2	QUEBRAS DE ESTRUTURAS	41
3.3	TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA	41
3.4	MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS	43
3.5	TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN	45
3.6	TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER	47
4	RESULTADOS E INTERPRETAÇÕES	48
4.1	TESTE DE QUEBRA DE ESTRUTURA	49
4.2	TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E COINTEGRAÇÃO	50
4.3	CORREÇÃO DE ERROS E VETORES AUTORREGRESSIVOS	53
4.4	IMPULSO RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA	57
4.5	COMPOSIÇÃO DOS PORTFÓLIOS	62
5	CONCLUSÃO	65
	REFERÊNCIAS	67
	APÊNDICE A	78

1 INTRODUÇÃO

O Relatório Global de Riscos¹ (WEF, 2021) destaca a grande preocupação da sociedade com as consequências da contínua degradação ambiental. De acordo com os entrevistados, os riscos globais com maior probabilidade de ocorrência nos próximos 10 anos estão relacionados a eventos climáticos extremos, falhas na mitigação das mudanças climáticas, desastres naturais, perda de biodiversidade e danos ambientais causados pelo homem.

Na sua 16ª edição, o relatório traz, pela primeira vez no topo da lista dos riscos, assuntos relacionados a uma única categoria², resultado que traduz a crescente conscientização da sociedade sobre a urgência da questão ambiental. Esse movimento invariavelmente recai sobre as empresas, cada vez mais cobradas por dar transparência aos impactos que suas operações provocam sobre a sociedade e o meio ambiente.

Esse novo padrão de exigência vem sendo adotado tanto por parte dos consumidores, que começam a valorizar empresas engajadas com boas práticas de sustentabilidade, como por investidores, que passam a ver a atuação responsável das corporações como uma forma de gerenciar riscos. Nesse sentido, as tomadas de decisões relacionadas a investimentos vêm sendo influenciadas por esses critérios, resumidos na sigla ESG (ambiental, social e governança corporativa, em inglês).

Tal sigla passou a ser vista com frequência nos meios eletrônicos, impressos e na academia, como ressalta Favaretto (2020), prova de que a agenda do mundo dos negócios passa por transformações. Dentro desse contexto, a autora recomenda que o apócrifo ganhe mais uma letra, o “E” de econômico, uma vez que as questões sociais, ambientais e de governança impactam e são impactadas por essa dimensão. Quando se fala em produção, investimento e consumo, o ideal, reforça Favaretto (2020), seria utilizar o termo EESG.

Os mercados, atentos a essa nova perspectiva, têm desenvolvido uma gama de produtos alinhados a tais conceitos. O estudo *Global Sustainable Investment Review* indica que 36% da soma aplicada em fundos de investimento, em termos globais, está dirigida a esse perfil de produtos (GSIA, 2018). No Brasil, essa fatia representa apenas 1%, segundo dados da Associação Brasileira dos Mercados Financeiro e de Capitais (ANBIMA).

¹ Estudo anual pautado em entrevistas com líderes empresariais, governamentais, da sociedade civil e academia que compõem a rede do *World Economic Forum* (WEF).

² Os temas avaliados na pesquisa abrangem cinco categorias: economia, meio ambiente, geopolítica, sociedade e tecnologia.

Em paralelo aos esforços feitos por gestores de fundos de investimento, há os das bolsas de valores, que passaram a incluir os índices de sustentabilidade em seus portfólios de produtos. O *Dow Jones Sustainability Index* (DJSI), da *New York Stock Exchange* (NYSE), e o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), da B3 – Brasil, Bolsa, Balcão³, são alguns exemplos. Esses indicadores, voltados a dar visibilidade às companhias abertas comprometidas com práticas sustentáveis, transformaram-se em uma espécie de selo de boas práticas. Portanto, apenas um grupo específico de empresas fazem parte das carteiras, uma vez que devem atestar a veracidade das atividades reportadas, integrando elementos ambientais, sociais e econômico-financeiros.

Ao terem suas ações incluídas nessas carteiras – que podem ser replicadas no mercado, por meio de fundos de investimento que espelham seus portfólios na composição do índice – as companhias não só atraem liquidez a seus papéis, como agregam valor às suas marcas. Há um ganho de reputação que é intangível. Mas não é claro, ainda, o ganho tangível de estar listada nesses índices. Segundo a UNCTAD (2014), um dos principais entraves para a leitura desse movimento é a falta de dados relacionados à performance desses investimentos sustentáveis, especialmente nas bolsas de valores.

1.1 QUESTÃO DA PESQUISA E OBJETIVOS

Diante da importância crescente de aspectos relacionados à sustentabilidade para a tomada de decisão de investimentos, a questão a ser respondida é se empresas cujas ações integram a carteira do ISE alcançam, em relação às demais companhias listadas, performance diferenciada em bolsa de valores.

A pesquisa tem como objetivo geral analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis e os referidos índices do mercado brasileiro. A existência de estruturas macroeconômicas sólidas, de acordo com a publicação *EMCompass* (IFC, 2017), é condição fundamental para o funcionamento dos mercados. Tais estruturas se refletem em diversas variáveis, sendo o câmbio, juros, inflação e atividade econômica as mais recorrentes nos trabalhos com a temática brasileira consultados para a realização deste estudo.

Já o objetivo específico é analisar a trajetória do ISE, que considera a performance das companhias listadas sob o prisma da sustentabilidade corporativa, comparando-a ao Ibovespa, que espelha o comportamento médio das ações mais negociadas no mercado brasileiro (B3,

³ Resultado da integração da BM&FBOVESPA e da Central de Custódia e de Liquidação Financeira de Títulos (Cetip), em março de 2017 (B3, 2017). A BM&FBOVESPA, por sua vez, surgiu da união da Bolsa de Mercadorias e Futuros (BM&F) e da Bolsa de Valores de São Paulo (BOVESPA) em 2008 (B3, 2008).

2020a), verificando como ambos reagem a choques provocados pelas variáveis câmbio, juros, inflação e atividade econômica ao longo do tempo.

1.2 JUSTIFICATIVA

A pesquisa experimental, ao abordar a interação entre as variáveis – taxa de câmbio, taxa de juros, atividade econômica e inflação – e os índices, contribui com evidências que se mostram relevantes para diferentes públicos, como investidores e profissionais de mercado, na medida em que proporciona um melhor entendimento sobre o impacto de boas práticas de sustentabilidade sobre o desempenho das ações em bolsa. Os resultados também podem ser úteis a outros interessados, como companhias abertas que avaliam um eventual ingresso na carteira do ISE.

As discussões sobre sustentabilidade se intensificaram nos fóruns internacionais, motivadas pelos desafios que surgem diante das mudanças climáticas (DZOMONDA; FATOKI, 2020). Um dos reflexos dessa tendência, de acordo com Sobrosa Neto *et al.* (2020), é a publicação de estudos voltados a verificar a relação entre o desempenho das empresas e a sustentabilidade.

Alguns pesquisadores apontam que a sustentabilidade impacta positivamente a performance financeira, enquanto outros indicam o contrário. Esses diferentes achados, reforçam Dzomonda e Fatoki (2020), motivam novos estudos, uma vez que o compromisso com práticas sustentáveis e performance se tornaram aspectos chave para empresas que perseguem a valorização de suas ações e a atração de investidores.

A revisão da literatura, que surge com o intuito de fornecer bases adequadas para o desenvolvimento do trabalho, pauta-se em fatores como a identificação de lacunas nas pesquisas e a contribuição conceitual (ou teórica) do estudo, o que permite entender como o assunto tem sido discutido (NAKANO; MUNIZ JR., 2018).

Inúmeros trabalhos se ocupam da análise da relação entre variáveis macroeconômicas e o mercado acionário, esse último caracterizado pela existência de carteiras de ações (índices) que mensuram o desempenho de um determinado setor ou até mesmo de um grupo de papéis com maior liquidez. Apesar do tema ser muito explorado, vê-se um *gap* de estudos em duas frentes: (i) para mercados não desenvolvidos, principalmente o latino-americano e (ii) sobre como critérios relacionados à sustentabilidade podem impactar o desempenho dos ativos, nesta pesquisa retratado pelo ISE.

No que tange à produção nacional, os trabalhos, em sua maior parte, pautaram-se no Ibovespa⁴, índice que reúne os ativos mais líquidos da bolsa e se concentra prevalentemente em empresas dos setores financeiro e de *commodities*, que representam apenas uma parcela do cenário brasileiro. Assim, verifica-se um hiato de estudos que consideram outras perspectivas do mercado de ações, para além do índice mais antigo da bolsa brasileira.

Esta pesquisa, ao analisar um índice focado em sustentabilidade, criado a partir da alta procura de investidores por papéis de companhias lucrativas e que adotam práticas ambientais e sociais diferenciadas (MENCARINI; NETO, 2008), encontra-se em linha com a produção crescente de conteúdos relacionados às temáticas Desenvolvimento Sustentável e Responsabilidade Social Corporativa⁵ (SILVEIRA; PETRINI, 2018). Pletsch, Silva e Hein (2015) destacam que a relação entre o desempenho das empresas e a responsabilidade social é importante. As comunidades precisam das firmas para seu desenvolvimento, e as empresas, por sua vez, dependem das pessoas para manterem suas atividades, interação benéfica para ambas as partes.

Adicionalmente, este trabalho, na medida em que adota a taxa de câmbio como uma das variáveis de estudo, mostra-se alinhado a outras oportunidades indicadas na literatura, dentre as quais, a importância de considerar informações relacionadas ao mercado internacional, uma vez que o Brasil está cada vez mais integrado ao processo de globalização financeira (SANTOS, 2009; SILVA; CORONEL, 2012).

1.3 DELIMITAÇÃO DA PESQUISA

Segundo Marconi e Lakatos (2003), a delimitação da pesquisa pode se dar pelo assunto escolhido e pela extensão, uma vez que contemplar o todo pode ser difícil, e por fatores que reduzam o campo de ação. O período de análise se inicia em 2005, data da 1ª carteira do ISE, e se estende até o fim de 2019, na 14ª carteira.

O ano de 2020 e os primeiros meses de 2021 não estão contemplados pela situação atípica vivida pelos mercados de capitais, cujos funcionamentos foram afetados pela pandemia da Covid-19. As tentativas de inseri-los não encontraram respaldo nos resultados dos testes de

⁴ Carvalho e Sekunda (2020) foram além do Ibovespa, considerando o desempenho do IBrX-100, índice composto pelas cem ações mais negociadas na bolsa.

⁵ O Desenvolvimento Sustentável visa a alcançar o equilíbrio entre sustentabilidade ambiental, econômica e social (MENSAH, 2019). Silveira e Petrini (SILVEIRA; PETRINI, 2018) destacam a multiplicidade de termos relacionados à temática sustentabilidade, abordando a convergência entre o Desenvolvimento Sustentável e o papel das organizações nesse contexto, que é refletido na expressão Responsabilidade Social Corporativa.

diagnósticos, não sendo possível assegurar a qualidade dos modelos. A revisão da literatura, da mesma forma, limitou-se a estudos que consideram cenários anteriores a pandemia.

Esse período de instabilidade pode ser verificado, por exemplo, com alguns números do desempenho do mercado de listados da B3: em março de 2020 – mês em que foi decretada a pandemia pela Organização Mundial da Saúde (OMS) – o *circuit breaker*, mecanismo de segurança ativado em oscilações atípicas de negociações, foi acionado seis vezes, quase um terço do total registrado desde sua criação, em 1997 (17 vezes até então). Já o número de negócios em um único dia chegou a somar 11,9 milhões de operações, quase o dobro do recorde anterior, de 6 milhões⁶.

1.4 ESTRUTURA DO TRABALHO

Ao longo do capítulo introdutório, alguns conceitos relacionados ao tema escolhido são apresentados com o intuito de delinear o escopo do trabalho e o período em que se encontra circunscrito. No capítulo seguinte, intitulado “Fundamentação Teórica”, realiza-se uma pesquisa bibliográfica sobre o tema, a fim de contribuir com a estruturação do arcabouço que sustenta os processos de construção e de análise dos dados.

O capítulo 3, denominado “Procedimentos Metodológicos Utilizados”, por sua vez, detalha o método de investigação adotado e indica os instrumentos empregados no decurso das etapas de seleção e coleta de dados. Definida a maneira de se observar o efeito que as variáveis selecionadas produzem nos objetos, o capítulo 4 apresenta as saídas obtidas com a consequente comparação dos resultados, descrevendo, assim, a relação entre taxa básica de juros, câmbio, inflação e atividade econômica, e os índices do mercado de ações.

Na sequência desses capítulos, em “Conclusão”, é apresentada uma breve revisão da análise construída no decorrer do trabalho, evidenciando a relevância que o tema sustentabilidade ganhou, no mercado financeiro, em contextos de tomada de decisão. Adicionalmente, a questão da pesquisa e o objetivo proposto são retomados com a finalidade de averiguar se os resultados alcançados corroboram as expectativas inicialmente apontadas.

⁶ Mais informações disponíveis no Relatório Anual 2020 da B3 (B3, 2020c).

2 FUNDAMENTAÇÃO TEÓRICA

Esta seção do trabalho se divide em cinco pontos. O primeiro deles, “Mercado de Capitais”, confere especial ênfase à mobilização de recursos financeiros que esse segmento de mercado proporciona. Ao combinar agentes superavitários e demandantes de recursos, mostra-se um importante vetor no desenvolvimento de negócios.

O segundo tópico tem como ponto de partida a corrente das Finanças Modernas⁷ inaugurada por Markowitz (1952), que se inclina ao estudo de portfólios e da conexão entre risco e retorno. Passa a ter maior reconhecimento a partir da década de 1970, acumulando seguidores e, com isso, modelos derivados. Aqui, tem-se como exemplos o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM) e o *Arbitrage Pricing Theory* (APT).

A partir do APT, vertente que se ocupa em mensurar o efeito de variáveis selecionadas sobre o retorno dos ativos, transcorre-se a revisão das produções que expõem o tema, com início nos trabalhos de Chen, Roll e Ross (1986) e Darrat e Mukherjee (1986), até produções nacionais publicadas em 2020. Ditas obras, em sua maioria, encontram-se listadas em bases como *Scopus* e *Web of Science*, e foram identificadas por meio de busca dos termos “Mercado de Ações”, “Cointegração”, “Índice de ações”, entre outros.

Uma vez exposto esse panorama, são detalhadas as variáveis que compõem a parte analítica deste trabalho. Por último, apresentam-se os métodos por trás das estruturas do Ibovespa e do ISE, estendendo-se, também, à análise do tema sustentabilidade e sua inserção no mercado nos últimos anos.

2.1 MERCADO DE CAPITAIS

Uma empresa pode se financiar por uma variedade de meios, como indica Filatotchev, Bell e Rasheed (2016). Como exemplos, mencionam as ofertas públicas iniciais de ações (IPO, na sigla em inglês), os empréstimos bancários e as emissões de títulos de dívida. Entre todas as alternativas, Assaf Neto (2003) afirma que as ações ocupam lugar de destaque. O fato de terem a bolsa de valores como mercado secundário, para dar liquidez a tais ativos, faz com que sejam os mais transacionados entre as alternativas. Além da liquidez, acrescenta Haugen (2001), tais

⁷ Saito, Savoia e Famá (2006) destacam que a base das Finanças Modernas se deu com o advento, nos anos 1950, das Finanças Corporativas (noção de que o valor da empresa independe de sua estrutura de capital), estabelecida por Modigliani e Miller em 1958, e de outra corrente, inaugurada por Markowitz em 1952, que transmitiu a ideia de que o portfólio de um investidor deve ser composto maximizando o retorno esperado e minimizando a variância dos mesmos, por meio da diversificação de ativos com baixa covariância.

mercados secundários permitem que os recursos se movimentem rapidamente, com segurança e sem impacto relevante sobre o valor de mercado.

Complementando o debate, Spaseska *et al.* (2016) ressalta a importância do mercado acionário por desempenhar um papel crucial na mobilização de recursos, na linha do que afirma Assaf Neto (2003). Para esse autor, a forma como o mercado se estrutura lhe confere um papel de facilitador entre os agentes que possuem capacidade de poupança e aqueles carentes de recursos, suprindo, dessa maneira, as necessidades de investimentos e financiamentos das partes envolvidas. Impulsiona, portanto, a “riqueza nacional” por meio da participação da poupança de cada agente econômico.

Laeven (2014), por sua vez, observa que mercados de capitais maduros contribuem para a disponibilidade de financiamento de longo prazo às empresas. A captação de recursos também é citada como um dos mecanismos que contribuem para a expansão desses mercados em estudo da UNCTAD e WFE (2017), ao lado da promoção da boa governança corporativa entre os emissores de ações e do investimento em Desenvolvimento Sustentável. Essas práticas, ressaltam as organizações, “incentivam a transparência, a responsabilidade e o respeito pelos direitos dos acionistas e demais partes interessadas”. O aumento da disciplina corporativa e a mobilização da poupança também são destacados, pela ANBIMA e B3 (2018), entre as quatro principais funções do mercado de capitais, ao lado de alocação eficiente dos recursos e gestão de riscos.

Os mercados de capitais se expandiram em muitos países, especialmente nos emergentes, por meio de reformas que buscavam fomentar a integração com mercados globais, segundo Laeven (2014). O estudo da UNCTAD e WFE (2017), já citado, informa que, nos últimos 40 anos, o número de países com bolsa de valores passou de pouco mais de 50, em 1975, para mais de 160 em 2015. Esse forte aumento, segundo a pesquisa, reflete o crescente consenso sobre o papel das bolsas de valores na promoção do desenvolvimento, opinião compartilhada pela ANBIMA e B3 (2018), quando afirmam que “países em que o mercado de capitais tem maior protagonismo, em geral, alcançam melhor desempenho em termos de crescimento econômico e desenvolvimento social”.

A expansão do número de países com bolsas de valores também pode ser entendida como reflexo da globalização financeira. Häusler (2002) avalia que esse contexto “trouxe consideráveis benefícios para os investidores e poupadores”, com mais opções à disposição dos participantes, melhores termos podem ser auferidos por eles, o que encoraja o investimento e a poupança.

Foi o que aconteceu, por exemplo, com as companhias brasileiras. Na década de 1990, grandes empresas – que antes conviviam com acesso limitado a recursos de terceiros, contando apenas com capital próprio e financiamento público para a execução de projetos – começaram a utilizar correntemente o endividamento externo, fazendo das captações de recursos no exterior uma prática mais frequente (LOPES; ANTUNES; CARDOSO, 2007).

Contudo, alerta Häusler (2002), a interconexão dos mercados também mudou a estrutura desses ambientes, criando novos riscos e desafios para os participantes. Uma vez que o risco se torna ativamente trocado entre instituições, investidores e países, é mais difícil detectar potenciais fraquezas e medir sua magnitude.

Para gerenciar os riscos que possam impactar a rentabilidade dos investimentos, Gupta e Reid (2012) recomendam a identificação dos fatores que afetam o desempenho dos papéis negociados em bolsa. Segundo os autores, é importante não só acompanhar a performance das ações, mas também ter uma clara leitura “dos eventos macroeconômicos que influenciam os índices gerais e os específicos de setores”. Como observam Amtiran *et al.* (2017), para que se aplique com segurança em determinado país, deve-se ter plena noção dos possíveis riscos, principalmente os causados por mudanças ou flutuações de fatores macroeconômicos.

2.2 FINANÇAS MODERNAS, CORRENTES E CONTRIBUIÇÕES

Delimitar a dependência dos ativos é algo crucial para o gerenciamento do risco, uma vez que a correlação e os movimentos que apresentam são importantes propriedades. Desde que as bases da seleção de portfólio foram estabelecidas, os pesquisadores têm se interessado pela correlação entre diferentes ativos, mercados e países (RAMOS-REQUENA; TRINIDAD-SEGOVIA; SÁNCHEZ-GRANERO, 2020).

Em 1952, Harry Markowitz, olhando para um grupamento de ativos, isto é, um portfólio, elaborou um modelo que, para um dado nível de retorno, possibilitava minimizar o risco em virtude da combinação de ativos. Ao se considerar diferentes níveis de retorno, tem-se a chamada curva de Markowitz, que estabelece uma fronteira em que distintas combinações de ativos que compõem um portfólio alcançam melhores retornos com um menor nível de risco (MARKOWITZ, 1952).

Posteriormente, em 1959, no livro *Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments*, Markowitz retoma as ideias de seu trabalho de 1952, ampliando-as e detalhando-as, de forma a facilitar o entendimento por leitores não muito habituados à matéria (RUBINSTEIN, 2002).

Pautados em Markowitz (1952), Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) introduziram o *Capital Asset Pricing Model* (CAPM), conforme relata Kandir (2008). Tal modelo visa o trato do risco de mercado que afeta o sistema econômico em sua completude e não é passível de diluição. Baseia-se em um enunciado de relação linear entre risco e retorno, sendo o coeficiente β (beta) o parâmetro utilizado para verificar a sensibilidade do portfólio ao risco de mercado. Pelo fato de o mercado assumir um papel único no modelo, o CAPM foi alvo de intensas críticas, de acordo com Kandir (2008).

Assim, como alternativa ao CAPM, surge o *Arbitrage Pricing Theory* (APT). Criado por Ross (1976), o modelo objetivava flexibilizar as premissas do CAPM, permitindo que outras variáveis fossem consideradas na análise do retorno dos ativos (MILANI; CERETTA, 2014).

Os autores ressaltam que apesar de Ross (1976) definir o APT, as variáveis a serem consideradas não foram especificadas. Esse tópico também foi tratado por Chen, Roll e Ross (1986). Empregando quatro variáveis (produto, inflação, taxa de juros e risco de crédito), alegaram que o preço das ações responde a forças externas ao mercado (MILANI; CERETTA, 2014). Segundo Maysami e Koh (2000), ao ilustrarem que forças econômicas afetam as taxas de desconto, a capacidade das firmas em gerar fluxo de caixa e os pagamentos futuros de dividendos, mostraram que as variáveis realmente têm efeito sobre o retorno das ações.

Com base no modelo teórico proposto por Chen, Roll e Ross (1986), o preço atual das ações reflete os fluxos de caixa esperados descontados por taxa de juros apropriada. Taxas muito baixas, por sua vez, fariam crescer os fluxos de caixa descontados, justificando o aumento no preço atual das ações (HUANG; MOLLICK; NGUYEN, 2016). Dessa forma, de acordo com Chen, Roll e Ross (1986), diversas variáveis poderiam impactar o mercado acionário e, consequentemente, o comportamento financeiro das empresas que participam do mesmo.

Granger (1986), por sua vez, propôs validar o equilíbrio de longo prazo entre variáveis macroeconômicas e o mercado de ações por meio da análise de cointegração (MAYSAMI; KOH, 2000; MUKHERJEE; NAKA, 1995). O conceito de cointegração, segundo Margarido e Anefalos (2001), “procura identificar se duas ou mais variáveis integradas de mesma ordem possuem uma relação de equilíbrio no longo prazo”. O desenvolvimento de tal análise, segundo Grôppo (2004), abre um outro enfoque no estudo da interação entre variáveis macroeconômicas e retornos acionários.

Cabe salientar que esta dissertação não tem como finalidade estimar um modelo APT. O objetivo geral do trabalho é analisar as relações entre variáveis selecionadas e os índices Ibovespa e ISE.

2.3 ESTUDOS SOBRE OS ÍNDICES DE AÇÕES

Darrat e Mukherjee (1986), apoiados no teste de causalidade de Granger⁸, encontraram uma relação causal significativa entre o retorno das ações e certas variáveis macroeconômicas no mercado indiano, usando dados de 1948 a 1984. Dentre os achados, taxas de juros de longo prazo exerceram grande impacto negativo sobre o retorno das ações na Índia, sugerindo, de acordo com os autores, que os agentes do mercado veem como substitutos as ações e os títulos de longo prazo. Outro resultado interessante foi que a inflação exerceu efeito negativo sobre o retorno das ações, uma descoberta semelhante à de Fama e Schwert (1977) para os Estados Unidos da América (EUA).

Lee (1992), por meio de um VAR⁹ (*Vector Autoregression*), investigou as interações entre retorno acionário, atividade real e inflação para os EUA, considerando um período que se inicia em 1947 e termina em 1987. Dentre os achados observados, viu-se que o retorno das ações se correlaciona de forma positiva com o crescimento da produção industrial. A inflação, diferentemente do que acontece com a taxa de juros, mostrou-se negativamente associada ao subsequente crescimento da produção industrial. Os resultados do autor se revelaram mais compatíveis com a explicação de Fama (1981)¹⁰ para a relação negativa entre retorno das ações e inflação. Além disso, não foram detectadas ligações causais entre o retorno das ações e o crescimento da oferta de moeda e, portanto, entre o retorno das ações e a inflação.

Também para o mercado estadunidense, Bahmani-Oskooee e Sohrabian (1992) estudaram a relação dos preços das ações e das taxas de câmbio. Para isso, utilizaram-se da causalidade de Granger e de técnicas de cointegração. Os autores mostraram a existência de causalidade bidirecional (ao menos para o curto prazo) entre o preço das ações (medidos pelo S&P 500) e a taxa de câmbio efetiva do dólar. Com a análise da cointegração, contudo, não foi possível identificar relação de longo prazo entre as variáveis.

Mukherjee e Naka (1995), por sua vez, empregaram o protocolo de Johansen (1991)¹¹ para investigar a existência de cointegração entre os retornos de ações da bolsa de Tóquio e variáveis como taxa de câmbio, oferta de moeda, inflação e produção industrial no período de

⁸ Método empregado para avaliar se uma série temporal influencia na previsão de outra (CHEN; HSIAO, 2010).

⁹ Os vetores autorregressivos (VAR) aparecem nos anos 1980 com o intuito de desenvolver modelos dinâmicos com o mínimo de restrições, tratando as variáveis como endógenas. Dessa forma, analisam as relações lineares entre as variáveis e os valores defasados delas (BCB, 2004).

¹⁰ A correlação negativa entre as ações e a inflação representa uma relação positiva entre os retornos desses ativos e a atividade real, induzida por uma relação negativa entre a atividade real e a inflação (LEE, 1992).

¹¹ Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990) desenvolveram uma abordagem que elimina limitações causadas por pressupostos de exogeneidade fraca (PEKMEZCI; DILEK, 2016). Além disso, permite modelar melhor as interações entre as variáveis, capturando as propriedades subjacentes das séries temporais (ZHOU, 2001).

1971 até 1990. A relação das ações negociadas na bolsa de Tóquio com a inflação se apresentou negativa e, com o índice de produção industrial, positiva. Resultados similares aos encontrados por Chen, Roll e Ross (1986) e Geske e Roll (1983). Além disso, a relação com a taxa de câmbio resultou positiva.

Abdalla e Murinde (1997) testaram a causalidade de Granger entre taxas de câmbio e preços de ações para os mercados da Índia, Coréia do Sul, Paquistão e das Filipinas nos anos de 1985-1994. Dentre os resultados verificados, relataram causalidade unidirecional das taxas de câmbio aos preços das ações em todos os países, exceto para as Filipinas.

Estudando o mercado japonês, Najand e Noronha (1998) analisaram as relações entre retornos acionários e inflação, produção industrial e taxa de juros no período de 1977 a 1994. Identificaram que a taxa de crescimento da produção industrial é afetada tanto pela inflação quanto pela taxa de juros, resultado consistente com a hipótese de *proxy* de Fama (1981), de que a inflação antecipa a taxa de crescimento na atividade real. Em contraste com Lee (1992), encontrou-se que a inflação tem efeito negativo e significativo no retorno das ações.

Naka, Mukherjee e Tufte (1998), empregando o já citado método de Johansen (1991), analisaram as relações de equilíbrio de longo prazo entre os retornos da BSE (*Bombay Stock Exchange*), a bolsa de valores indiana, e fatores como os índices de produção industrial e de preços, oferta de moeda e taxa de juros para um período de trinta e cinco anos (1960 até 1995). A análise dos resultados indicou que a produção industrial é um determinante positivo do preço das ações, mesma relação encontrada por Fama (1981), Chen, Roll e Ross (1986), Geske e Roll (1983) e Lee (1992) em estudos sobre os Estados Unidos, e por Mukherjee e Naka (1995), sobre o Japão. A inflação, por sua vez, foi o maior determinante negativo do preço das ações.

Por meio dos testes de causalidade de Granger, Ajayi, Friedman e Mehdian (1998) investigaram as relações entre retornos de ações e taxas de câmbio. Entretanto, analisaram quinze mercados, abrangendo países desenvolvidos e emergentes¹². Os resultados indicaram causalidade unidirecional, no sentido de Granger, entre os mercados de ações e moedas de todas as economias desenvolvidas, enquanto nenhuma relação causal consistente foi observada nas economias emergentes. O estudo compreendeu o intervalo de 1985 a 1991.

Cheung e Ng (1998), por meio do procedimento de Johansen (1991), testaram a existência de cointegração entre o preço de ações e alguns fatores macroeconômicos para o Canadá, Alemanha, Itália, Japão e EUA no intervalo de 1957 a 1992. Os índices do mercado de ações

¹² Canadá, Reino Unido, Itália, França, Alemanha e Japão (desenvolvidos), Taiwan, Coréia do Sul, Filipinas, Malásia, Cingapura, Hong Kong, Indonésia e Tailândia (emergentes).

estavam cointegrados a medidas de atividade real desses países, como o preço do petróleo, a oferta de moeda, consumo e o produto interno bruto.

Kwon e Shin (1999), usando testes de cointegração e de causalidade de Granger, constataram, para o período estudado (1980-1992), que os índices de preço das ações na Coreia do Sul refletem as variáveis macroeconômicas. Ilustraram que são cointegrados com o índice de produção, a taxa de câmbio, a oferta de moeda, além da balança comercial, indicando uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Gjerde e Sættem (1999), por meio do VAR, estudaram se as relações entre o retorno das ações e fatores macroeconômicos, observadas em outros mercados, caberiam à Noruega. Com dados mensais de 1974 até 1994, o estudo considerou variáveis como taxa de juros, inflação, consumo, produção industrial, taxa de câmbio e preço do petróleo. Os achados mostraram que tanto o preço do petróleo quanto a atividade real impactaram o mercado de ações.

Maysami e Koh (2000), usando o método de Johansen, examinaram as relações de equilíbrio de longo prazo entre o índice de ações da bolsa de valores de Cingapura e algumas variáveis macroeconômicas. Analisaram, também, a associação entre os mercados de Cingapura, Japão e Estados Unidos. A relação do mercado de ações de Cingapura foi positiva com taxa de juros de curto prazo, e negativa com a de longo prazo. Além do mais, as mudanças na oferta de moeda estiveram positivamente relacionadas com o retorno das ações, resultados consistentes com as descobertas de Mukherjee e Naka (1995) no Japão. Os níveis de preços, por sua vez, guardaram relação negativa com o mercado de ações, como detectado por Fama e Schwert (1977) e Chen, Roll e Ross (1986) para os EUA e, para o Japão, por Mukherjee e Naka (1995). A tese dos autores é a de que o mercado de Cingapura está significativa e positivamente cointegrado aos mercados do Japão e dos Estados Unidos para os anos estudados (1988-1995).

Muradoglu, Taskin e Bigan (2000) investigaram a relação causal entre taxas de câmbio e de juro, inflação e produção industrial com os retornos de ações em 19 mercados emergentes desde 1976 até 1997. O teste de causalidade de Granger, empregado para cada nação, mostrou que as características dos países ganharam relevância na determinação do retorno das ações. Ademais, fatores como o tamanho dos mercados e a interação além de suas fronteiras se revelaram importantes para a intensidade das conexões entre as variáveis.

Spyrou (2001) testou a cointegração entre a inflação e o retorno de ações na Grécia, durante a década de 1990. Os resultados indicaram que a relação entre as variáveis foi negativa e significativa até o ano de 1995. A partir daí, a relação encontrada não se mostrou estatisticamente significativa, podendo ser reflexo de flutuações monetárias vivenciadas no período, conforme relata o autor.

Hondroyiannis e Papapetrou (2001), utilizando o método de Johansen, examinaram as interações entre produção industrial, taxa de juros e de câmbio, desempenho do mercado de ações no exterior, preço do petróleo e o retorno de ações na Grécia para o período de 1984 a 1999. A análise dos resultados revelou que as mudanças nos preços do petróleo justificam os movimentos dos preços das ações, enquanto a atividade macroeconômica e as mudanças no mercado internacional de renda variável, por exemplo, explicam apenas parcialmente esses movimentos.

Apergis e Eleftheriou (2002) investigaram a relação entre preços de ações, inflação e taxas de juro na Grécia entre 1988 e 1999. Os resultados forneceram evidências de que os preços das ações na bolsa de Atenas seguem os movimentos da inflação. Wongbangpo e Sharma (2002), por seu turno, exploraram a relação dos retornos das ações com outras variáveis (PIB, índice de preços ao consumidor, taxa de juros, oferta de moeda e taxa de câmbio) para a Indonésia, Malásia, Filipinas, Cingapura e Tailândia entre os anos de 1985 e 1996. Os testes de Granger detectaram relações causais das variáveis para as ações em todos os mercados de estudados.

Nunes, Costa Jr. e Seabra (2003) estudaram, no período de 1995 a 2001, a relação dos retornos do Ibovespa com a taxa de câmbio real e o PIB real, considerando, também, o “risco Brasil”¹³ como forma de medir a disposição dos investidores internacionais de alocar recursos no país. Os resultados indicaram que o Ibovespa se mostra cointegrado às variáveis estudadas. Tal relação, seguem os autores, sinaliza a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Dentre outros resultados obtidos, destaca-se a causalidade unidirecional das flutuações de curto prazo do índice da bolsa e do fator de “risco Brasil”.

Ibrahim e Hassanuddeen (2003) estudaram as ligações entre os preços das ações na Malásia e os índices de produção industrial e de preços ao consumidor, além da taxa de câmbio e da oferta de moeda nos anos de 1977 a 1998. Verificou-se a presença de relação de longo prazo entre essas variáveis e o preço das ações e, também, de interações entre elas para o curto prazo.

Grôppo (2004) investigou a relação causal entre o Ibovespa e um grupo de variáveis (taxa de câmbio, índice de produção física industrial, preço do petróleo e taxa de juros Selic), abrangendo os anos de 1995 a 2003. Os resultados obtidos mostraram que a taxa básica de juros foi a variável que mais impactou o Ibovespa. Assim, o autor infere que os participantes do mercado acionário brasileiro enxergam na renda fixa um substituto das aplicações em ações.

¹³ Retratado pelos *spreads* dos títulos da dívida externa brasileira em relação aos da dívida estadunidense (NUNES; COSTA JR.; SEABRA, 2003).

Mishra (2004), para a Índia nos anos de 1992 a 2002, estudou a relação entre o retorno de ações, taxa de câmbio, taxa de juros e oferta de moeda. Os autores não detectaram a causalidade de Granger entre os retornos das ações e da taxa de câmbio. Além disso, os resultados mostraram que, embora a taxa de juros, o retorno das ações, a demanda por moeda e o retorno da taxa de câmbio estejam conectados, as relações entre eles não são consistentes.

Nishat e Shaneen (2004) analisaram a relação entre os retornos do mercado de ações do Paquistão e fatores como a oferta de moeda, a taxa de juros e os índices de produção industrial e de preços ao consumidor. A análise dos dados trimestrais, entre os anos de 1973 a 2002, indicou que a produção industrial foi o maior determinante positivo do preço das ações, enquanto a inflação, o maior determinante negativo. Os autores acharam, também, que as variáveis selecionadas causaram o preço das ações no sentido de Granger. Entretanto, a causalidade reversa foi observada apenas para produção industrial e preço das ações.

Maysami, Howe e Hamzah (2004) aplicando os protocolos de Johansen, examinaram as relações de equilíbrio entre o índice de preços ao consumidor, a produção industrial, as taxas de juros e de câmbio, a oferta de moeda e alguns índices¹⁴ da bolsa de valores de Cingapura para os anos de 1989 a 2001. Os autores concluíram que o mercado de Cingapura e o *Property Index* estabeleceram relações significativas com as variáveis. Para o *Finance Index*, a atividade econômica real e a oferta de moeda não se mostraram significativas, e, no caso do *Hotel Index*, a oferta de moeda e as taxas de juros resultaram insignificantes.

Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) analisaram a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos do Ibovespa nos anos de 1995 a 2004. Como variáveis, os autores usaram o PIB, taxas de juros, câmbio, inflação e o *spread* entre os títulos das dívidas externa brasileira e estadunidense de igual maturidade (com o intuito de registrar as compreensões de risco por parte dos investidores estrangeiros). Os resultados permitiram verificar que os retornos do mercado não funcionam como *hedge* contra a inflação esperada. Além disso, não foi constatada relação negativa entre inflação e atividade econômica. Outros achados, indicaram uma relação negativa entre taxa de juros e os retornos das ações.

Agrawalla (2006) examinou as relações causais entre o mercado de ações indiano e algumas variáveis, como a produção industrial e a taxa de câmbio. Os resultados mostraram causalidade decorrente da produção industrial para o índice de preços das ações, o que permite

¹⁴ *Finance Index*, que rastreia o desempenho do preço das ações de todas as instituições financeiras listadas; *Hotel Index*, considera o desempenho do preço das ações dos hotéis listados; *Property Index*, que mede o desempenho do preço das ações de todas as empresas *property* listadas (MAYSAMI; HOWE; HAMZAH, 2004).

concluir que o contexto econômico impacta os valores dos ativos no período estudado (1965-2000).

Gan *et al.* (2006), com base em testes de cointegração, examinaram as relações entre o mercado de ações neozelandês e algumas variáveis macroeconômicas (inflação, taxa de câmbio, PIB, oferta de moeda, taxas de juros e preço do petróleo) de 1990 a 2003. Os autores encontraram que o mercado de ações é determinado pela taxa de juros, oferta de moeda e PIB.

Ahmed e Imam (2007), por meio do teste de causalidade de Granger, analisaram as relações causais entre os retornos das ações em Bangladesh e um conjunto de variáveis, como o índice de produção industrial, a oferta de moeda e a taxa de juros. Os resultados apontaram para a existência de causalidade unidirecional da mudança na taxa de juros para o retorno do mercado de ações, de forma que o preço das ações não reflete as variações dos fatores macroeconômicos de maneira imediata.

Araújo e Bastos (2008) investigaram as relações entre atividade econômica, inflação, taxa de juros e retorno de ações para Brasil, Chile, México e Argentina entre 1995 e 2005. O estudo não encontrou relação significativa entre retorno de ações, atividade real e inflação. As taxas de juros, por sua vez, mostraram-se mais relevantes para os mercados. No entanto, destacam os autores, a evidência não foi robusta.

Pimenta Junior e Higuchi (2008), empregando técnicas econométricas, dentre elas o VAR, estudaram as relações entre taxa de juros (Selic), câmbio, inflação (IPCA) e o retorno do Ibovespa no intervalo de 1994 a 2005. A taxa de câmbio foi a variável que apresentou o maior nível de causalidade em relação ao índice da bolsa. Ainda assim, destacam os autores, nenhuma variável se mostrou estatisticamente significativa em referência aos retornos das ações.

Aydemir e Demirhan (2009) investigaram a relação causal entre a taxa de câmbio e alguns índices¹⁵ da bolsa de valores da Turquia, nos anos de 2001 a 2008. Os resultados apontaram a existência de relação causal bidirecional entre a taxa de câmbio e os índices estudados. Os autores identificaram relação causal positiva do índice de tecnologia para a taxa de câmbio, e negativa do câmbio para os demais índices.

Santos (2009) estudou as relações de curto e longo prazo do Ibovespa com a inflação, o risco país, a atividade econômica, a oferta de moeda, a taxa de câmbio e a taxa de juros para o período de 1995 a 2007. O autor encontrou, para o longo prazo, um comportamento positivo da inflação e da atividade econômica, e negativo do risco país, com o índice da bolsa. Os testes de causalidade, por sua vez, apontaram relação de curto prazo entre a taxa de câmbio, a inflação e

¹⁵ Índices *national 100*, serviços, financeiros, industriais e tecnologia (AYDEMIR; DEMIRHAN, 2009).

o risco país com o indicador bursátil. Ressalta-se que apenas o risco país e a inflação exibiram relações de curto e longo prazo com o índice de ações. O comportamento positivo da inflação, continua o autor, aponta para a rejeição da hipótese de *proxy* de Fama (1981), que propõe uma relação negativa entre as variáveis.

Kutty (2010) examinou a relação entre o preço das ações e as taxas de câmbio no México de 1989 a 2006. O teste de causalidade de Granger mostrou que o preço das ações influenciou as taxas de câmbio no curto prazo e, para o longo prazo, não se encontrou relação entre as variáveis, em linha com os achados de Bahmani-Oskooee e Sohrabian (1992).

Singh (2010) explorou a relação entre o índice do mercado de ações indiano (*Sensex*) e outras três variáveis (índice de preços, de produção industrial e taxa de câmbio) no intervalo de 1995 a 2009. Os resultados do teste de causalidade de Granger indicaram que a produção industrial foi a única variável que registrou relação bilateral com o *Sensex*. O índice de preços, segundo o autor, exibiu forte correlação com o mercado de ações, entretanto, a causalidade encontrada foi unilateral.

Adjasi, Biekpe e Osei (2011) examinaram as ligações entre os preços do mercado de ações e os movimentos das taxas de câmbio no período de 1992 a 2005 para sete países africanos: Egito, Gana, Quênia, Ilhas Maurício, Nigéria, África do Sul e Tunísia. Dentre os achados, os autores destacam que, para a Tunísia, a análise de cointegração indica relação de longo prazo entre as variáveis, de forma que depreciações no câmbio conduzem a uma redução do preço das ações.

Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011), para o Brasil, estudaram a relação entre taxa de câmbio, PIB, nível de preços (IGP-M), taxa de juros e retorno do Ibovespa. Os resultados mostraram uma relação significativa entre o índice da bolsa e o câmbio e, em menor medida, com a taxa de juros. Ao se falar do IGP-M e do PIB, para o período estudado (2000 a 2010), o indicador do mercado acionário apresentou pouca influência sobre eles. A respeito da relação entre o PIB e o Ibovespa, os autores destacam que países emergentes possuem comportamento de causalidade diferente dos desenvolvidos.

Silva e Coronel (2012) estudaram a relação de causalidade entre taxas de câmbio e de juros, inflação (IPCA), índice de produção industrial (*proxy* do PIB) e Ibovespa, abrangendo os anos de 1995 a 2010. Os testes de causalidade de Granger indicaram a existência de causalidade de curto prazo entre a inflação e o índice da bolsa, de forma que os outros fatores, para o período estudado, não causaram o Ibovespa no sentido de Granger. No tocante ao longo prazo, os resultados apontaram que o índice do mercado de ações respondeu aos desequilíbrios causados pelas variáveis selecionadas.

Tripathi e Seth (2014) examinaram as relações entre taxa de câmbio, taxa de juros, índice de preços, oferta de moeda, índice de produção industrial e preço do petróleo com o desempenho do mercado de ações da Índia (medido pelo *Sensex*, pela capitalização de mercado e pelo *market turnover*¹⁶), entre os anos de 1997 a 2011. Os resultados do teste de Johansen, para o longo prazo, indicaram a existência de relações causais entre (i) desempenho da bolsa e preço do petróleo; (ii) desempenho da bolsa e oferta de moeda; (iii) *Sensex* e índice de produção industrial; (iv) capitalização de mercado e índice de produção industrial; e (v) capitalização de mercado e índice de preços. Isso, de acordo com os autores, implica que os fatores estudados têm relação de equilíbrio de longo prazo com os indicadores de performance do mercado.

Aslam (2014) examinou a relação da taxa de câmbio com o mercado de ações do Paquistão entre 2006 e 2012. Os resultados mostraram a presença de correlação negativa entre o índice da bolsa de valores e o câmbio. O autor, por meio do teste de causalidade de Granger, encontrou relação bidirecional entre as variáveis.

Ribeiro, Leite e Justo (2016) analisaram a causalidade e a cointegração entre o Ibovespa e um grupo de variáveis (taxa de juros Selic, taxa de câmbio, produção industrial e índice *Dow Jones*) para o período de 1995 a 2012. Os resultados mostraram que os ativos mensurados pelo *Dow Jones* guardaram relação positiva com o preço das ações no mercado brasileiro. Constatou-se, ainda, que o índice de produção industrial manteve relação positiva com o preço das ações. Por sua vez, a taxa de câmbio se mostrou relacionada negativamente.

Machado, Gartner e Machado (2017) encontraram que as variáveis oferta de moeda, atividade econômica, importação e exportação, taxa de juros e de câmbio se relacionam no longo prazo com o retorno de ações no Brasil. Tal relação, todavia, não se confirmou para a inflação. Destacaram, também, que as taxas de juros e de câmbio exibem uma relação positiva com o Ibovespa no período analisado (1999-2017). Para as demais variáveis, constatou-se um impacto negativo no retorno das ações.

Santana, Silva e Ferreira (2018) examinaram a associação entre taxas de juros, câmbio e inflação com o Ibovespa, no intervalo de 1994 a 2014. As séries estudadas se mostraram cointegradas e, além disso, foi possível constatar uma forte correlação negativa entre o câmbio e os retornos do Ibovespa. Os autores mostraram, também, que o indicador bursátil é justificado pela inflação e pela taxa de juros.

Carvalho e Sekunda (2020), baseando-se nos testes de Johansen, Granger e outros procedimentos peculiares à análise de séries temporais, avaliaram a cointegração e a

¹⁶ Número total de ações negociadas multiplicado pelo respectivo preço de mercado em um determinado momento ou período (TRIPATHI; SETH, 2014).

causalidade entre os índices Ibovespa e IBrX-100¹⁷, da B3, e as variáveis PIB, taxas DI e Selic, no intervalo de 1997 a 2018. As principais conclusões do estudo fazem alusão à existência de vetores de cointegração entre os elementos selecionados e à influência dos juros no mercado de ações, que se revelou estatisticamente significativa, causando ambos os índices da bolsa.

Os trabalhos com temática centrada no Brasil datam predominantemente da última década, mesmo período verificado em estudos de outros países em desenvolvimento, principalmente os asiáticos, que passam a ocorrer com mais frequência. Já as pesquisas sobre mercados desenvolvidos, como Estados Unidos, Japão e nações europeias, mostram-se presentes ao longo de todo o período abordado.

A posição geográfica do mercado é um elemento das pesquisas que se soma, por exemplo, à periodicidade dos dados utilizados (mensal, trimestral, anual ou até mesmo diária) e à abordagem escolhida para manipulação dessas informações. Em se tratando dos resultados alcançados, verifica-se desarmonia nas relações de causalidade entre as variáveis e os movimentos dos mercados. Parte das análises revela que os índices de desempenho dos papéis podem ser influenciados por variáveis, como a taxa de câmbio, a taxa de juros e a inflação. Outros estudos, por sua vez, indicam a inexistência de relações.

As pesquisas com esse enfoque, para Ribeiro, Leite e Justo (2016), surgem devido à relevância que as bolsas de valores vêm conquistando em seus respectivos mercados. Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011), conferindo especial atenção ao contexto brasileiro, citam a relevância da bolsa de valores do Brasil em termos globais, que figura entre as maiores do mundo e registra número crescente de investidores.

2.4 VARIÁVEIS E O MERCADO ACIONÁRIO

Ao analisar o mercado acionário e o ambiente que o permeia, diversas variáveis podem ser incluídas nos modelos. Como visto na seção anterior, inflação, taxa de juros e câmbio, por exemplo, são algumas das variáveis mais recorrentes nas análises. Pilinkus e Boguslauskas (2009), nesse sentido, ressaltam não ser tarefa fácil escolher as variáveis mais determinantes no rastreamento das relações com o mercado.

Patra e Poshakwale (2006) destacam a importância de entender como esses fatores podem se relacionar com o mercado de ações e, mais especificamente, quais os impactos

¹⁷ O IBrX-100 é calculado desde janeiro de 1997. Enquanto a carteira do Ibovespa é formada por um número variável de ativos, reunindo os mais negociados na bolsa, o IBrX-100 se limita às 100 ações mais transacionadas nos 12 meses anteriores à sua composição (B3, 2020d, 2020a).

potenciais na formação do preço desses ativos. Humpe e Macmillan (2009) e Pilinkus e Boguslauskas (2009), citam Chen *et al.* (1986), em suas respectivas pesquisas, ao alertarem que a seleção de variáveis requer senso crítico, sendo conveniente ter como base a teoria existente e a evidência empírica.

Ao exibir as variáveis mais utilizadas em pesquisas sobre o mercado brasileiro, o Quadro 1 permite tomar conhecimento dos dados considerados mais relevantes para a análise de preços das ações. Identificar esses pontos, elencados no Quadro 2, auxilia no processo de seleção das variáveis para o estudo proposto.

Quadro 1 – Determinantes e Índices do Mercado de Ações

Nº	Autoria (Ano)	Variáveis								Índices dos Mercados de Ações						
		Exportações e Importações	Índice de Produção Industrial	Inflação	Oferta de Moeda	Preço do Petróleo	Produto Interno Bruto (PIB)	Risco Brasil	Taxa de Câmbio	Taxa de Juros	Dow Jones (EUA)	Ibovespa (Brasil)	IBrX 100 (Brasil)	IGPA (Chile)	IPC (México)	Merval (Argentina)
1.	Nunes, Costa Jr. e Seabra (2003)						x	x	x			x				
2.	Grôppo (2004)		x			x			x	x		x				
3.	Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005)			x			x	x	x	x		x				
4.	Araújo e Bastos (2008)		x	x						x		x		x	x	x
5.	Pimenta Jr e Higuchi (2008)			x					x	x		x				
6.	Santos (2009)		x	x	x			x	x	x		x				
7.	Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011)			x			x		x	x		x				
8.	Silva e Coronel (2012)		x	x					x	x		x				
9.	Ribeiro, Leite e Justo (2016)		x						x	x	x	x				
10.	Machado, Gartner e Machado (2017)	x		x	x		x		x	x		x				
11.	Santana, Silva e Ferreira (2018)			x					x	x		x				
12.	Carvalho e Sekunda (2020)						x			x		x	x			

Fonte: Autoria própria.

Quadro 2 – Recorrência das Variáveis (Contexto Brasil)

	Variáveis									Índices dos Mercados de Ações					
	Taxa de Juros	Taxa de Câmbio	Inflação	Índice de Produção Industrial	Produto Interno Bruto (PIB)	Risco Brasil	Oferta de Moeda	Exportações e Importações	Preço do Petróleo	Ibovespa (Brasil)	Dow Jones (EUA)	IBrX 100 (Brasil)	IGPA (Chile)	IPC (México)	Merval (Argentina)
Recorrência	11	10	8	5	5	3	2	1	1	12	1	1	1	1	1

Fonte: Autoria própria.

Taxas de juros e de câmbio surgem como as variáveis mais presentes nesses trabalhos, seguidas por inflação, índice de produção industrial e produto interno bruto, esses dois últimos empatados em número de aparições. Do mesmo modo, o panorama apresentado anteriormente possibilita o reconhecimento das variáveis menos utilizadas nos estudos¹⁸, razão pela qual não estão contempladas nesta pesquisa.

Quanto aos fatores que ocupam maior protagonismo na literatura, tem-se:

(i) Produto Interno Bruto e Índice de Produção Industrial. A teoria sugere que os fluxos de caixa corporativos se relacionam a medidas de produção agregada, como o produto interno bruto ou a produção industrial (HUMPE; MACMILLAN, 2009). A capacidade produtiva de uma economia, como sublinham Maysami, Howe e Hamzah (2004), depende da acumulação de ativos reais, que, por seu turno, favorece a capacidade das empresas em gerar fluxo de caixa. Padhan (2007), ao analisar o mercado indiano, utiliza o índice de produção industrial como *proxy* da atividade econômica, ressaltando a frequência mensal em que o mesmo é disponibilizado, o que permite refletir a situação de maneira mais eficaz.

Com o objetivo de mensurar os eventos em bases periódicas, a pesquisa utiliza o Índice de Atividade Econômica do Banco Central (IBC-Br¹⁹), que se pauta em *proxies* representativas dos índices de volume da produção agropecuária, do setor de serviços e, também, da indústria (BCB, 2018). Por incorporar outros setores, o IBC-Br permite verificar a evolução da atividade econômica do país de forma mais completa, não se limitando ao uso de um índice de menor alcance, como o de produção industrial.

(ii) Inflação. De acordo com Patra e Poshakwale (2006), desde que Fisher (1930) sugeriu que as ações podem ser consideradas uma boa proteção contra a inflação, a temática

¹⁸ Exportações e importações; oferta de moeda; preço do petróleo; e risco Brasil.

¹⁹ O IBC-Br é um indicador agregado de atividade econômica divulgado mensalmente, o que possibilita um rastreamento mais tempestivo dos movimentos da atividade econômica, ao passo que o PIB, de periodicidade trimestral, retrata quadro mais vasto da economia (BCB, 2018).

envolvendo ações e a variação nos preços de produtos e serviços tem sido um assunto de considerável interesse.

Segundo Fisher (1930), a taxa de juros real esperada se estabelece por fatores reais e independe da taxa de inflação esperada, por conseguinte, os ativos reais, como ações, representariam uma proteção contra alternâncias monetárias nominais (TERRA, 2006). Contudo, assinalam Patra e Poshakwale (2006), a evidência empírica indica que taxas de inflação crescentes e sujeitas a oscilações fazem aumentar a incerteza acerca do tema, o que conduz para a desvalorização das ações, desqualificando-as como *hedge* contra a flutuação dos preços de uma economia.

(iii) Taxa de Câmbio. Outra variável de interesse é a taxa de câmbio, posto que movimentos cambiais são capazes de submeter empresas a riscos financeiros consideráveis (PATRA; POSHAKWALE, 2006). Ademais, as teorias mostram uma importante associação entre o comportamento do câmbio e a performance do mercado, relatando que a valorização ou a depreciação de uma moeda pode repercutir de maneira negativa ou positiva sobre os preços das ações (HO, 2017).

No campo empírico, segundo Ho (2017), os resultados se mostram inconclusivos, isto é, enquanto alguns estudos apontam para uma relação positiva significativa entre o valor das ações e o câmbio, outros relatam uma relação negativa. De acordo com Maysami, Howe e Hamzah (2004), a forma como as mudanças nas taxas de câmbio se fazem sentir sobre uma economia depende, em grande parte, da inserção de tal país no comércio internacional e da dominância relativa dos setores de importação e exportação. Dessa forma, a depender do contexto, vê-se que a relação entre a taxa de câmbio e mercado acionário pode ser positiva ou negativa.

(iv) Taxa de Juros. Os pesquisadores, salientam ZIA-UR-REHMAN *et al.* (2011), possuem o entendimento de que variações na taxa de juros impactam os ganhos do mercado acionário, sugerindo, portanto, que ela exerce papel relevante ao afetar os preços dos ativos. Os autores pontuam, ainda, que muitos estudos encontram correlação positiva entre os retornos do mercado e as taxas de juros, não obstante, outros documentam correlação negativa entre essas variáveis.

Maysami, Howe e Hamzah (2004) supõem uma relação negativa entre a taxa de juros e o preço dos papéis. Sublinham que a primeira pode influir nos lucros corporativos, impactando o quanto os investidores estão dispostos a desembolsar, além disso, seguem os autores, diversas empresas se utilizam de empréstimos para financiar seus negócios, de forma que reduções nas taxas de juros diminuem os custos de tais empréstimos, instigando a expansão de suas atividades e os retornos futuros esperados.

Outra questão levantada por Maysami, Howe e Hamzah (2004) diz respeito à taxa de retorno exigida pelos investidores, uma vez que as taxas de juros aumentam, os participantes do mercado, ao realizarem suas aplicações, reivindicam um retorno maior, podendo afetar a demanda e, por consequência, o preço das ações.

2.5 ÍNDICES DO MERCADO E INVESTIMENTO SUSTENTÁVEL

Os mercados financeiros globais apresentam índices gerais, voltados a medir o cenário em que estão inseridos, de forma ampla. Há também índices setoriais, que medem o comportamento de um setor específico, como o bancário e o industrial (CMA, 2020). Segundo o mesmo estudo, um índice do mercado de ações tem a finalidade de espelhar o desempenho econômico das empresas em bolsa. Em tempos de alta demanda por produtos e/ou serviços das companhias, espera-se que atinjam lucros e remunerem os acionistas, o que se refletiria na elevação dos preços das ações e, conseqüentemente, do índice de mercado em que está inserida, funcionando como retrato do contexto econômico.

Hautcoeur (2006) destaca que, a depender do objetivo perseguido, alguns critérios são considerados na construção de um índice do mercado de ações, dentre os quais:

- (i) Frequência de publicação (diária ou mensal, por exemplo);
- (ii) Valores mobiliários incluídos – ações e/ou títulos (como títulos conversíveis e ações com direito a voto múltiplo);
- (iii) Método de ponderação (constante ou variável) e as variáveis de ponderação (capitalização, liquidez e flutuação); e
- (iv) Composição da carteira (inclusão ou exclusão dos ativos, de forma provisória ou definitiva).

Em meio a todas essas opções, o autor destaca a relevância da “ponderação”, haja vista a importância de reunir, em um mesmo índice, ações com diversidade de comportamentos. Hautcoeur (2006) alerta, ainda, que a decisão de optar por um ou mais desses critérios, depende dos dados disponíveis, do custo e dedicação necessários.

A bolsa de valores em operação no Brasil – a B3 – apresenta vários indicadores de desempenho das ações nela negociadas. Os ativos são reunidos em carteiras teóricas voltadas para o atendimento dos mais diferentes públicos/setores, como os índices amplos, de governança, segmentos/setoriais e de sustentabilidade.

O mais antigo dos índices, criado em 1968, é o Ibovespa. Trata-se de um índice de retorno total, como grande parte dos demais indicadores da bolsa, o que quer dizer que seu objetivo é

refletir mais do que as variações nos preços dos ativos integrantes do índice no tempo, alcançando o impacto que a distribuição de proventos, por parte das companhias emissoras, tem no retorno do índice (B3, 2018). Certificados de depósito de valores mobiliários (BDRs) e ativos de empresas em recuperação judicial, em regime especial de administração temporária ou sob intervenção não o compõem (B3, 2020a).

A carteira teórica do Ibovespa tem vigência de quatro meses, o que faz com que seja rebalanceada a cada quadrimestre (B3, 2018). A análise dos ativos abrange um período de 12 meses (relativo à vigência das três carteiras anteriores) e obedece os seguintes critérios (B3, 2020a):

- (i) Integrar uma lista de ações cuja negociabilidade somada represente 85% do total desses indicadores;
- (ii) Ter sido negociada em 95% dos pregões;
- (iii) Participar no mercado à vista (lote padrão), em termos de volume financeiro, com fatia superior ou igual a 0,1% do total; e
- (iv) Não ser uma *penny stock* (ativo com cotação inferior a R\$ 1,00).

A ponderação dos ativos, feita pela B3, considera o valor de mercado do *free float* (fatia do capital social que é negociado em bolsa), e a liquidez é tomada como referência para o limite de inclusão. Ressalta-se que o peso dos ativos de uma companhia no índice é de até 20% do total do portfólio (B3, 2020a).

Outro índice da B3, com critérios de inclusão similares aos do Ibovespa, é o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE), que também se baseia nos procedimentos e regras constantes do Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3, tendo sua composição alterada todos os anos. A primeira carteira do ISE, que vigorou de 1º de dezembro de 2005 a 30 de novembro de 2006, era composta por 28 empresas. A 15ª carteira do ISE, anunciada em novembro de 2019, por sua vez, reuniu 30 companhias com montante equivalente a 37,62% do total do valor das companhias com ações negociadas na B3, conforme base atualizada em 26/11/2019.

O que difere o ISE do Ibovespa, além do aspecto de negociabilidade²⁰, é o componente qualitativo, relacionado as boas práticas de sustentabilidade adotadas pelas companhias. Para avaliar essas questões, é utilizado um questionário que abrange temas em sete dimensões, integrando elementos ambientais, sociais e econômico-financeiros. Adicionalmente, as empresas enviam documentos para atestar, de forma amostral, a veracidade das práticas

²⁰ São elegíveis as empresas emissoras das 200 ações mais negociadas e que tenham presença em 50% dos pregões nos 12 meses anteriores à formação da carteira (B3, 2015).

reportadas. A fase seguinte consiste na avaliação das informações e evidências pelo Conselho Deliberativo do ISE (CISE), colegiado que também decide a composição da carteira, considerando o limite de 40 emissores. (GVCES, 2012).

A participação no processo seletivo do ISE é uma opção das empresas. Ao se voluntariarem de forma espontânea, e tendo sucesso nessa etapa, demonstram engajamento com os temas referentes a sustentabilidade. Isso se reverte em ganhos reputacionais, dado que o tema tem ganhado importância diante da sociedade e dos investidores (GVCES, 2012).

Em relação a esse último perfil de público, Cunha *et al.* (2020) observam um interesse crescente por investimentos sustentáveis, conceito que engloba a adoção de critérios ambientais, sociais e de governança (ESG) nas decisões de portfólio.

Esse movimento pelos investimentos socialmente responsáveis (SRI), relatam Marcondes e Bucarji (2010), teve início nos anos 1960 alavancado pelo ativismo da sociedade, que passou a cobrar, das empresas, responsabilidades maiores com o bem estar das comunidades. Nas décadas seguintes, o tema ambiental entrou em pauta diante do impacto, em escala global, da ação humana sobre o meio ambiente. Influenciados por essas mudanças de comportamento da sociedade, os investidores, especialmente os institucionais, passaram a valorizar empresas menos expostas a riscos de envolvimento em problemas sociais e ambientais. No fim da década de 1990, esses investimentos avançaram de forma acentuada, levando ao surgimento de fundos e índices relacionados a essa temática.

O ISE, da B3, é um desses exemplos. Sua criação atende à crescente demanda dos investidores por aplicações lastreadas em práticas socialmente responsáveis, seja por modismo ou por acreditarem que companhias sustentáveis criam valor no longo prazo, estando mais preparadas para enfrentar riscos econômicos, sociais e ambientais. (MACHADO *et al.*, 2012).

3 PROCEDIMENTOS METODOLÓGICOS UTILIZADOS

Segundo Berto e Nakano (2014), o processo de investigação científica deve considerar “uma etapa de configuração do pacote metodológico, que deve ser idealizado e composto a partir da escolha de métodos e técnicas ajustados e coerentes com o problema e a questão de pesquisa, os pressupostos ou hipóteses construídas e os objetivos propostos”. Os autores advertem, ainda, “que método e técnica são complementares e indissociáveis, uma vez que o método indica o percurso e a técnica provê o transcurso até o resultado”.

O procedimento metodológico compreende: (i) identificação das variáveis que se mostram capazes de impactar o mercado de ações, por meio do mapeamento dos resultados apresentados por outros autores; (ii) definição dos procedimentos, considerando, entre outros pontos, o estágio de conhecimento sobre o tema de estudo, o problema e os objetivos; e (iii) utilização de protocolos relacionados ao escopo do trabalho, seguida da análise dos resultados.

O método utilizado é o hipotético-dedutivo, no qual são formuladas hipóteses que exprimem as dificuldades do problema, revelando consequências que deverão ser testadas (LACERDA *et al.*, 2007). A respeito da abordagem que este trabalho utiliza (quantitativa), Cauchick Miguel *et al.* (2012), citando Bryman (1989), destaca que os estudos dessa natureza se atentam principalmente a: (i) mensurabilidade – para o teste de hipóteses, um grupo de variáveis suscetível de ser mensurado precisa ser bem-definido; (ii) causalidade – isto é, provar a existência de uma relação de causa e efeito entre as variáveis; (iii) generalização – que se ocupa da viabilidade dos resultados serem generalizados para além das fronteiras do estudo; e (iv) replicação – trata da possibilidade de um pesquisador repetir uma pesquisa de outro autor, variando cidade ou setor, por exemplo.

Berto e Nakano (2014), ao abordarem as técnicas de pesquisas mais comuns à Engenharia de Produção, definem o “estudo de relações de causa e efeito entre duas ou mais variáveis sob condições controladas pelo pesquisador” como experimento. Turrioni e Mello (2012) ressaltam que as ferramentas de análise estatística, ao checarem essas relações, são essenciais para a condução do experimento.

Este trabalho segue os procedimentos comuns à execução de modelos de vetores autorregressivos (VAR) e de correção de erros (VEC), empregados em estudos que abordam a relação entre índices do mercado de ações e variáveis, como nível de preços, taxas de juros e de câmbio, por exemplo. A estimação dos modelos e a interpretação dos resultados se dá por intermédio do *software* estatístico Stata (versão 13).

3.1 PRINCIPAIS CONCEITOS UTILIZADOS

Estão elencados, na sequência, os passos usualmente compreendidos por trabalhos que tratam de relações causais entre um grupo de variáveis e índices do mercado acionário. Concomitante à apresentação deles, empreende-se uma breve exposição de conceitos relevantes para o entendimento de cada etapa.

(i) Realizar testes de raiz unitária para averiguar a ordem de integração das séries, isto é, o número de diferenças necessárias que tornam determinada série estacionária:

Gujarati e Porter (2011) definem série temporal como o grupamento de observações dos valores que certa variável exhibe em diferentes períodos. Trabalhos que se pautam nessas séries, continuam os autores, supõem que a série temporal subjacente seja estacionária. Uma série é dita estacionária quando suas características estatísticas, como variância e média, não variam ao longo do tempo.

Para os casos em que a série temporal não é estacionária, a transformação em primeiras diferenças se mostra duplamente útil, posto que, amiúde, suas primeiras diferenças se tornam estacionárias e, além disso, existe a possibilidade de se evitar os problemas de autocorrelação (GUJARATI; PORTER, 2011).

(ii) Quando as séries forem $I(0)$, estima-se um Modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) sem a diferenciação delas. No caso de serem estacionárias em ordens diferentes, procede-se o teste de cointegração. Nas situações em que uma ou mais séries forem $I(1)$, com as outras $I(0)$, investiga-se a existência e o número de relações cointegrantes, partindo-se para um VEC:

Quando as séries forem estacionárias em nível, isto é, com as variáveis em sua forma original, o VAR pode ser aplicado sem maiores dificuldades. Esse tipo de modelo, como indica Santos (2009b), explora as relações entre cada variável endógena e os valores passados delas mesmas (é assumida certa defasagem p), possibilitando, ainda, a inclusão de variáveis exógenas. Apresenta, como restrição, a escolha do grupamento de variáveis a serem analisadas (valores correntes dos processos) e o número ótimo de defasagens consideradas, selecionada por meio de critérios estatísticos, como o de Akaike (AIC), Schwarz (BIC) e Hannan-Quinn (HQ).

Al-Subaihi (2002), a respeito de qual critério de informação utilizar, diz que o pesquisador não deve se apoiar integralmente em um critério, já que o funcionamento deles varia a depender das condições. Shittu e Asemota (2009), comparando esses critérios em diferentes situações, concluem que o desempenho deles depende, entre outros fatores, das variáveis consideradas e do tamanho da amostra.

A respeito da quantidade de defasagens a considerar, Santos (2009b) afirma ser desejável incluir o maior número possível, evitando a imposição de restrições falsas. No entanto, continua o autor, a ordem de defasagens acompanha a de parâmetros a serem estimados e, quanto maior uma, maior a outra, resultando em menos graus de liberdade para a estimação.

Nas ocasiões em que uma ou mais séries forem $I(1)$ ou, em outros termos, integradas em primeira diferença, com as demais $I(0)$, recorre-se ao teste de cointegração de Johansen que averigua a existência e a quantidade de relações de cointegração entre as séries. Ao se constatar relação cointegrante entre elas, de acordo com Santos (2009b), pode-se dizer que as mesmas apresentam relação estável no longo prazo. Nesse teste, a hipótese nula é a de que não existem vetores de cointegração, caso seja detectada a presença de um vetor, então, estima-se um modelo VEC em vez de um VAR (SANTOS, 2009b).

(iii) Diagnósticos, prezando pela boa especificação do modelo:

Durante a fase de desenvolvido de um modelo, é possível que se incorram em alguns erros de especificação, como a omissão de variáveis importantes e/ou a inclusão de outras irrelevantes. Quando um modelo não é corretamente especificado, tem-se o chamado viés de especificação (GUJARATI; PORTER, 2011).

São vários os testes que permitem verificar a adequação de um modelo. Uma das hipóteses mais recorrentes em estudos dessa natureza é a da normalidade do termo de erro. Para testar a normalidade de uma série, um teste amplamente utilizado, como apontam Morettin e Toloí (2006), é o de Jarque-Bera, que combina o cálculo do coeficiente de assimetria (*skewness*) e da medida de curtose (*kurtosis*):

$$JB = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K - 3)^2}{24} \right] \quad (1)$$

em que n = amostra; S = coeficiente de assimetria; e K = coeficiente de curtose.

Gujarati e Porter (2011) ressaltam que, tratando-se de variável normalmente distribuída, $S = 0$ e $K = 3$. Ante hipótese nula de normalidade, seguem os autores, o teste se distribui como uma estatística qui-quadrado com 2 graus de liberdade. Quando o p-valor for baixo (isto é, bastante diferente de zero), rejeita-se a hipótese de que a distribuição dos resíduos é normal. Quando o p-valor for alto (ou seja, próximo de zero), não se rejeita a hipótese de normalidade.

(iv) Testar a causalidade de Granger:

Granger, conforme destaca Morettin e Toloí (2020), define causalidade em termos de previsibilidade: X_t causa Y_t quando Y_t pode ser melhor prevista utilizando toda a informação disponível (incluindo o passado de Y_t e X_t).

(v) Examinar relações entre variáveis, função de impulso resposta e decomposição da variância:

As funções de impulso resposta permitem averiguar a resposta de uma variável em relação a choques ocorridos nela mesma ou em outras variáveis contempladas pelo modelo. A decomposição de variância, por sua vez, mostra a participação relativa que uma variável possui na explicação da variância de outra que integra o modelo.

3.2 QUEBRAS DE ESTRUTURAS

O estudo das quebras estruturais, isto é, das alterações na inclinação, dispersão e nível das séries, revela-se valoroso nas análises de cunho estatístico que utilizam séries temporais, já que podem influenciar o entendimento dos modelos. Mudanças na maneira de dirigir a economia de uma nação, eventos que contribuam para a composição de cenário político instável e crises com desdobramentos globais, por exemplo, são fatores que podem conduzir a quebras.

Para alguns testes de raiz unitária, como o de Dickey-Fuller Aumentado (ADF, tema detalhado mais adiante), há a possibilidade de que se produzam resultados errôneos quando as séries apresentam quebras de estruturas, o que pode implicar em falsos indicativos de não-estacionariedade. Ponderando a chance de que existam quebras estruturais nos dados, testes como o de Zandrews (ZIVOT; ANDREWS, 1992) e o de Clemao e Clemio (CLEMENTE; MONTAÑÉS; REYES, 1998) admitem testar a hipótese de raiz unitária em meio a prováveis rupturas nas séries.

A abordagem proposta por Clemente, Montañés e Reyes (1998), que identifica duas quebras estruturais nos dados, utiliza modelos de *Outliers* Inovação (Clemio), que permite mudanças graduais na série, e Aditivo (Clemao), que captura mudanças repentinas na série.

3.3 TESTE DE RAÍZ UNITÁRIA

Na presença de raiz unitária, as hipóteses de que a média e a variância sejam constantes ao longo do tempo é infringida, de maneira a comprometer as saídas obtidas com o uso dos modelos estatísticos (MARGARIDO; ANEFALOS, 2001). Com o intuito de averiguar a estacionariedade de uma série ao longo do tempo, executam-se os testes de raiz unitária.

O primeiro teste desse tipo foi desenvolvido por Dickey e Fuller, em 1979 (MARGARIDO; ANEFALOS, 1999). Como premissa, tem-se:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2)$$

em que u_t é um termo de erro.

De acordo com Gujarati e Porter (2011), nos casos em que $\rho = 1$, a Equação (2) passa a ser um modelo de passeio aleatório sem deslocamento, um processo estocástico não estacionário. A Equação (2) é passível de manipulação, subtraindo-se Y_{t-1} dos dois lados dela:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (3)$$

na qual $\delta = (\rho - 1)$ e Δ é o operador diferença.

Estima-se a Equação (3) para se testar a hipótese nula de que $\delta = 0$, contra a hipótese alternativa de que $\delta < 0$. Nos casos em que se aceita a hipótese nula ($\delta = 0$), $\rho = 1$ e se tem a presença de raiz unitária. Ao realizar o processo de primeiras diferenças de Y_t , com a regressão em Y_{t-1} , vê-se o coeficiente angular estimado ($= \hat{\delta}$): quando igual a zero, Y_t é não estacionária; e quando negativo, Y_t é estacionária (GUJARATI; PORTER, 2011).

Como destaca Grôppo (2004), testes de raiz unitária não usam a distribuição t de *Student*, mas sim a estatística τ (tau). Dickey e Fuller denotam que, sob a hipótese nula ($\delta = 0$), o coeficiente de Y_{t-1} na Equação (3) segue a estatística τ , que teve seus valores fundamentais computados a partir de simulações de Monte Carlo. Gujarati e Porter (2011), a esse respeito, comentam que tabelas extensas se encontram disponíveis em vários pacotes econométricos.

A implementação do teste DF abrange diferentes decisões. Um processo de passeio aleatório pode ter deslocamento, tendências determinísticas e, também, estocásticas (GUJARATI; PORTER, 2011). Englobando essas alternativas, estima-se o teste DF de três maneiras, com diferentes hipóteses nulas:

- (i) Y_t é um passeio aleatório

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + u_t \quad (4)$$

- (ii) Y_t é um passeio aleatório com deslocamento

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (5)$$

- (iii) Y_t é um passeio aleatório com deslocamento em torno de tendência determinística

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + u_t \quad (6)$$

em que t é a variável de tendência ou temporal. Aqui, a hipótese nula é $\delta = 0$ (existe raiz unitária, a série é não estacionária), contra a alternativa de que $\delta < 0$ (a série é estacionária). Quando se rejeita a hipótese nula, Y_t é estacionária com média zero na Equação (4), estacionária com média não zero [$= \beta_1 / (1 - \rho)$] na Equação (5), e, no caso da Equação (6), estacionária em torno de uma tendência determinística (GUJARATI; PORTER, 2011).

Os autores destacam que a condução do teste retratado nas Equações (4), (5) e (6) implica que u_t é não correlacionado. Para as situações em que os termos são correlacionados, Dickey e Fuller elaboraram outro teste, chamado de Dickey-Fuller Aumentado (ADF, na sigla em inglês). Por meio da adição dos valores defasados da variável ΔY_t , amplia-se o teste DF:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

O benefício em se utilizar o teste ADF, comparativamente ao teste de Dickey-Fuller, segundo Margarido e Junior (2006), surge do fato de, ao se introduzir um número suficiente de defasagens, ser possível sustentar que os resíduos não apresentam autocorrelação. Para a escolha do número de defasagens, Gujarati e Porter (2011) recomendam que se inicie com defasagens grandes, reduzindo-as por meio de algum critério de informação, como o de Akaike (AIC) ou de Schwarz (SBC).

3.4 MODELO DE VETORES AUTORREGRESSIVOS

Difundidos por Sims (1980), os Modelos de Vetores Autorregressivos ou Modelos Autorregressivos Vetoriais (VAR) permitem tratar as séries simetricamente, de forma que o questionamento sobre a dependência ou independência das variáveis passa a não existir (MARGARIDO, 2000).

A popularidade desses modelos, segundo Cavalcanti (2010), decorre da percepção de que possibilitam verificar relações entre variáveis desde um conjunto diminuto de restrições de identificação ou, em outros termos, de restrições que identificam o componente exógeno delas, oportunizando estimar o efeito de um choque em uma variável sobre as outras.

A respeito da identificação, ressalta o autor, diversos métodos podem ser encontrados na literatura. Alguns se pautam na imposição de restrições teóricas sobre as relações contemporâneas entre as variáveis ou sobre os efeitos de longo prazo de determinados choques. Existem, também, procedimentos que examinam as distribuições dos resíduos, quebras de estruturas e heterocedasticidade (CAVALCANTI, 2010).

O ponto de partida, segundo Grôppo (2004), é a representação geral do VAR:

$$B_0 X_t = \sum_{j=1}^p B_j X_{t-j} + S_0 \varepsilon_t \quad (8)$$

na qual X_t é um vetor ($n \times 1$), contendo as variáveis do modelo; B_0 é uma matriz de coeficientes de relações contemporâneas ($n \times n$), na qual se impõem as restrições com o intuito de alcançar

a forma reduzida do modelo; B_j são matrizes ($n \times n$) de coeficientes que relacionam valores defasados das variáveis com os correntes; ε_t se trata de um vetor ($n \times 1$) de choques ortogonais não correlacionados e com média zero; e $S_0 = I$.

Ambos os lados da Equação (8) podem ser multiplicados pela matriz inversa dos coeficientes de interações contemporâneas:

$$X_t = \sum_{j=1}^p B_0^{-1} B_j X_{t-j} + B_0^{-1} S_0 \varepsilon_t \quad (9)$$

Aqui, conforme apontam Margarido (2000) e Grôppo (2004), realiza-se a estimação por mínimos quadrados ordinários, de forma a obter os resíduos:

$$\mu_t = B_0^{-1} \varepsilon_t \quad (10)$$

Destaca-se que a matriz de covariância [$Cov(\mu_t) = \Sigma$] será empregada na estimação de B_0^{-1} . Contanto que Σ seja simétrico, a matriz compreenderá $(n^2 + n)/2$ elementos que podem ser estimados em B_0^{-1} (GRÔPPO, 2004). Uma vez que os elementos da diagonal principal de B_0 são 1, continua o autor, a matriz terá $(n^2 - n)$ valores desconhecidos. Para que se identifiquem os n^2 valores desconhecidos de $(n^2 + n)/2$ elementos distintos de Σ , faz-se preciso, como relata Grôppo (2004), impor $n^2 - [(n^2 + n)/2] = (n^2 - n)/2$ restrições ao modelo estrutural.

O próximo ponto corresponde à maximização da função logarítmica de verossimilhança de ε_t na Equação (10), distribuído multinormalmente, ao passo que D é a diagonal da matriz de covariância dos erros:

$$\ln L = -T \left(\frac{n}{2} \right) \ln(2\pi) + T \left[\ln |B_0| - \left(\frac{1}{2} \right) \ln |D| \right] - \left(\frac{T}{2} \right) \text{tr}(D^{-1} B_0 \Sigma B_0^{-1}) \quad (11)$$

Após a estimação de B e D , prossegue-se a análise da função impulso resposta e da decomposição da variância dos erros de previsão para as variáveis (GRÔPPO, 2004). O modelo VAR pode ser resolvido de maneira que:

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} C_j \mu_{t-j} \quad (12)$$

ao utilizar a Equação (9):

$$X_t = \sum_{j=1}^{\infty} C_j B_0^{-1} D^{\frac{1}{2}} \varepsilon_t \quad (13)$$

A análise de impulso resposta em um modelo VAR surge com o intuito de se compreender como uma variável reage a um choque nela mesma ou em outras variáveis que compõem o sistema. Normalmente, a presença de correlação entre os erros das equações do modelo pode

ser assinalada, de forma que os choques se mostram correlacionados e a obtenção do efeito exato de cada um resulta mais complexa, isto é, na ocorrência de um choque, seu impacto se intrinca ao efeito proveniente da correlação dos erros das demais variáveis.

Não sendo possível afirmar que os choques se dão nas variáveis de maneira isolada, faz-se preciso converter os erros em erros ortogonais. Cabe ressaltar que a ortogonalização dos mesmos requer a ordenação das variáveis em termos de exogeneidade, isto é, assume-se uma escala entre as variáveis da mais exógena para a menos exógena (decomposição de Cholesky). A ideia, nesse âmbito, é a de um mecanismo de transmissão, no qual um choque afeta primeiro determinada variável, seguida de outra e, assim, sucessivamente.

Já a decomposição da variância do erro de previsão, ou simplesmente decomposição da variância, é uma análise adicional à função de impulso resposta. A decomposição expõe o percentual do erro da variância dos choques em uma variável, alternativamente a choques em outras variáveis do sistema, tornando possível delinear a contribuição relativa de cada choque na redução do erro quadrático médio da previsão.

O maior desafio em um modelo VAR, segundo Gujarati e Porter (2011), é a escolha do número apropriado de defasagens. A especificação da ordem de defasagem p é obtida por meio do critério de seleção que anotar a menor medida, ressalta Santos (2009).

3.5 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

O conceito de cointegração está ligado à presença de equilíbrio de longo prazo para um grupo de variáveis. Em situações nas quais as séries temporais se mostram cointegradas, o sistema converge no tempo de tal maneira que não se afastam em demasia do equilíbrio no longo prazo. Com o intuito de verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis, utiliza-se o teste de cointegração de Johansen (MARGARIDO, 2004).

Por meio da realização do teste ADF, faz-se possível determinar a ordem de integração das variáveis. Em casos nos quais uma ou mais séries são $I(1)$, isto é, integradas de primeira ordem com as demais $I(0)$, procede-se o teste de Johansen, pautado em Johansen (1988) e Johansen e Juselius (1990), para averiguação da existência e quantidade de relações de cointegração.

O teste de cointegração de Johansen se apoia na relação entre o posto de uma matriz e suas raízes características. O posto, de acordo com Grôppo (2004), é o número de raízes características diferentes de zero. Com vistas a elucidar o processo aplicado na análise de cointegração, parte-se de um vetor autorregressivo (VAR) representado da seguinte forma:

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (14)$$

em que $\varepsilon_t \sim \mathcal{N}(0, \sigma)$; X_t é um vetor ($n \times 1$); Π_i é uma matriz de parâmetros ($n \times n$); e D_t retrata termos determinísticos (constante, tendência e *dummies* sazonais, por exemplo). Grôppo (2004) diz, ainda, que a Equação (14) é passível de ser reparametrizada em termos de um modelo de vetor de correção de erro (VEC), o que a leva à configuração:

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (15)$$

na qual $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$; ($i = 1, \dots, k-1$); e $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$. Em tal ponto, Margarido (2004) e Grôppo (2004), citando Harris (1995), destacam que, ao se anotar o sistema em termos do modelo de correção de erro, informações de curto e longo prazo são consideradas mediante ajustes nas alterações em X_t , dadas pelas estimativas de Γ_i e Π .

Essa última, segundo Grôppo (2004), representa a matriz de respostas de longo prazo, cujo posto se mostra importante para a obtenção de informações sobre a ordem de integração de X_t . O autor, definindo o posto Π igual a k , diz ser possível dar com três cenários: (i) na ocasião em que $k = n$, X_t se mostra estacionário; (ii) nos casos em que $k = 0$, as variáveis de X_t são $I(1)$; e (iii) as situações em que $0 < k < n$ denotam a existência de k combinações lineares cointegradas em X_t e Π pode ser redigido como na Equação (16):

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (16)$$

em que β é a matriz de vetores cointegrantes (exatamente k colunas) e α figura como a velocidade de ajustamento.

Johansen e Juselius (1990) indicam dois testes para se averiguar a existência de vetores de cointegração das séries sob análise: a estatística do traço (λ_{trace}), expressa na Equação (17), e o máximo autovalor (λ_{max}), retratado na Equação (18).

$$\lambda_{trace}(k) = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (17)$$

$$\lambda_{max}(k, k+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{k+1}) \quad (18)$$

Conforme ressalta Grôppo (2004), a estatística do traço testa a hipótese nula de que existam no máximo k vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que a quantidade deles é maior que k . Nela, T denota as observações e $\hat{\lambda}_i$ representa a estimativa das raízes características obtidas da matriz Π . A estatística do máximo autovalor, por sua vez, testa a hipótese nula de que existam k vetores de cointegração, contra a hipótese alternativa de que o número de tais vetores é igual a $k + 1$ (GRÔPPO, 2004).

3.6 TESTE DE CAUSALIDADE DE GRANGER

Com o objetivo de averiguar as relações de causa e efeito entre as séries, Granger (1986) e Engle e Granger (1987) sugerem um teste que verifica se uma série temporal pode contribuir para a previsão de outra série. Nos casos em que o teste, chamado de causalidade de Granger, confirma a existência de relação entre as variáveis, diz-se que variável a causa, no sentido de Granger, a variável b ou, em outros termos, a variável a Granger causa a variável b . Caso não seja comprovada, pode-se declarar, por exemplo, que a não Granger causa b .

As particularidades da relação de duas variáveis, segundo Leite, Costa e Monte (2012), podem ser averiguadas por meio dos resíduos de duas regressões: a primeira delas com determinada variável dependente como função de sua própria defasagem e da defasagem de outra variável explicativa e, a segunda, em que há uma troca de papéis entre as variáveis – a dependente se torna a explicativa e essa assume o papel de variável explicada.

Como ressalta Santos (2009), é preciso que as séries sejam estacionárias, isto é, variem de forma aleatória ao redor de uma média constante, com variância constante ao longo do tempo. Caso não estacionárias em nível, continua o autor, adota-se a primeira diferença, de forma que:

$$\Delta Y_t = \alpha_y + \sum_{i=1}^p \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_{y,t} \quad (19)$$

$$\Delta Z_t = \alpha_z + \sum_{i=1}^p \beta_{z,i} \Delta Z_{t-i} + \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{z,t} \quad (20)$$

Nas Equações (19) e (20), Y_t e Z_t retratam variáveis consideradas em certo estudo, Y_{t-1} e Z_{t-1} refletem seus valores defasados, enquanto $\varepsilon_{y,t}$ e $\varepsilon_{z,t}$ constituem os resíduos dos processos. A hipótese nula testada em (19) é a de que ΔZ_t não Granger causa ΔY_t , contra a alternativa de que ao menos uma defasagem de ΔZ_t Granger causa ΔY_t . Nesse ponto, Santos (2009) comenta que a utilização do teste de Wald com distribuição F permite testar se, em conjunto, os parâmetros da regressão são iguais a zero, ou seja, $H_0: \sum_{i=1}^p \gamma_{y,i} = \sum_{i=1}^p \gamma_{z,i} = 0$.

A respeito das limitações do teste de causalidade de Granger, Grôppo (2004) observa que o mesmo é mais indicado para os casos em que se tem um único vetor de cointegração. Assim, na presença de outras variáveis explicativas, diversas relações de equilíbrio podem se fazer presentes, de maneira que o teste não será o mais apropriado. Além disso, a endogeneidade do regressor é um fator a ser levado em consideração. Para as duas situações, de acordo com Grôppo (2004), recomenda-se a aplicação do método de Johansen.

4 RESULTADOS E INTERPRETAÇÕES

O processo tem início com a transformação das séries, método usualmente adotado em pesquisas que se dedicam a verificar os efeitos que choques em determinadas variáveis acarretam a índices do mercado acionário. Grôppo (2004), Santos (2009), Silva e Coronel (2012) e Carvalho e Sekunda (2020), por exemplo, trabalham com variáveis logaritimizadas.

Conforme ressaltam Morettin e Tolo (2006), a avaliação de riscos de uma carteira é objetivo recorrente na área de finanças, e o risco, por sua vez, apresenta-se frequentemente medido em termos de variações de preços dos ativos. Nesse ponto, seguem os autores, é mais aconselhável trabalhar com retornos, livres de escala, do que com preços, já que os primeiros têm propriedades mais interessantes do ponto de vista estatístico, como a estacionariedade.

Quadro 3 – Dados e Fontes

Variáveis	Fonte
Índice Bovespa (IBOV)	Economática
Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE)	Economática
Taxa de Câmbio (CAMBIO)	Banco Central do Brasil
Inflação (IPCA)	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
Índice de Atividade Econômica (IBC)	Banco Central do Brasil
Taxa Selic (SELIC)	Economática

Fonte: Autoria própria.

Tabela 1 – Transformações nas Séries

Variáveis	Transformações nas Séries
retIBOV	$\ln(\text{ibovespa}_{[n]}) - \ln(\text{ibovespa}_{[n-1]})$
retISE	$\ln(\text{ise}_{[n]}) - \ln(\text{ise}_{[n-1]})$
retCAMBIO	$\ln(\text{cambioptax}_{[n]}) - \ln(\text{cambioptax}_{[n-1]})$
retIPCA	IPCA/100
retIBC	$\ln(\text{AD}_{[n]}) - \ln(\text{AD}_{[n-1]})$
retSELIC	$\ln(1+j_{\text{real}})$
j_{real}	$((1+(\text{SELIC}/100))/(1+(\text{IPCA}/100)))-1$

Fonte: Autoria própria.

Com vistas a garantir o tratamento adequado das variáveis empregadas no estudo e evitar problemas de colinearidade, uma vez que a série juros contempla o efeito inflacionário, procede-se a remoção do efeito inflação da série, admitindo, dessa forma, que se trabalhe o efeito real. Na sequência, a Tabela 2 expõe uma breve descrição das características primárias do grupo de dados utilizado, constituindo a base da análise das variáveis. A Tabela 3, por seu turno, apresenta as mesmas características para o conjunto de informações na forma de retornos.

Tabela 2 – Estatística Descritiva das Variáveis Estudadas

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mín.	Q1	Q2	Q3	Máx.
IBOV	170	60462	16500	31916	50414	57449	66662	120000
ISE	170	2197	604,9	1000	1858	2244	2517	4140
CAMBIO	170	2,530	0,800	1,560	1,870	2,210	3,240	4,220
SELIC	170	0,850	0,230	0,370	0,670	0,850	1,020	1,470
IBC	170	135	9,140	111,8	129,4	137,3	141,3	148,7
IPCA	170	0,440	0,290	-0,230	0,250	0,430	0,570	1,320

Fonte: Autoria própria.

Tabela 3 – Estatística Descritiva das Variáveis Estudadas (Retornos)

Variável	Obs.	Média	Desvio Padrão	Mín.	Q1	Q2	Q3	Máx.
retIBOV	169	0,01	0,06	-0,28	-0,03	0,01	0,05	0,16
retISE	169	0,01	0,06	-0,29	-0,03	0,01	0,05	0,17
retCAMBIO	169	0	0,05	-0,11	-0,03	0	0,03	0,16
retSELIC	170	0	0	-0,01	0	0	0,01	0,01
retIBC	169	0	0,01	-0,04	0	0	0,01	0,03
retIPCA	170	0	0	0	0	0	0,01	0,01

Fonte: Autoria própria.

4.1 TESTE DE QUEBRA DE ESTRUTURA

A Tabela 4 exhibe os resultados do teste de Clemente, Montañés e Reyes (1998) para a abordagem IO, com mudanças graduais, e para a abordagem AO que admite uma mudança repentina na série de dados.

Tabela 4 – Clemio e Clemao

Teste	Variável	Data da Quebra 1	Data da Quebra 2
clemio2	DretISE	2008m9	2009m5
clemao2	DretISE	2008m8	2009m4
clemio2	retISE	2008m4	2008m9
clemao2	retISE	2008m7	2008m12
clemio2	DretIBOV	2008m9	2009m5
clemao2	DretIBOV	2008m8	2009m4
clemio2	retIBOV	2008m4	2008m9
clemao2	retIBOV	2008m6	2008m8

Fonte: Autoria própria.

Diante da conjuntura excepcional vivida pelos mercados de capitais, impactados pela Covid-19, dados referentes ao ano de 2020 e 2021 não foram incluídos no estudo. Essa decisão foi tomada após tentativa de inseri-los, mas a fase de diagnósticos se mostrou problemática, não sendo possível assegurar a qualidade do modelo. Para contornar essa situação, foi considerada a utilização de *dummies* para o efeito visto a partir de 2020, mas sem sucesso. Diferentemente da crise de 2008, que surgiu no bojo da economia, a pandemia não se restringe a esse âmbito. Trata-se de um evento sem precedentes, ainda sem desfecho.

4.2 TESTES DE RAIZ UNITÁRIA E COINTEGRAÇÃO

Nesse ponto, com o objetivo de identificar a estacionariedade das séries e a ordem de integração, empreendem-se os testes de Dickey e Fuller Aumentado (ADF). Os resultados, em nível e em primeira diferença, podem ser observados nas tabelas relacionadas no Apêndice A. A determinação do número de defasagens pode ser feita de várias maneiras, uma comum é a seleção por meio do critério de informação de Akaike (AIC), no qual é selecionado aquele que produziu o menor critério.

Averiguada a ordem de integração das séries, procede-se o teste de cointegração, objetivando checar a existência e o número de relações cointegrantes. No caso de uma ou mais séries serem $I(1)$ com as outras $I(0)$, realiza-se, para o estudo de cointegração, o teste de Johansen (1988). Para determinar o número de defasagens a serem incluídas são utilizados os critérios de informação retratados à continuação:

Tabela 5 – Determinação do Número de Defasagens (IBOV)

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-2463,08				1,2E+07	30,4701	30,5088	30,5654
1	-1451,27	2023,6	25	0,000	60,222	18,2873	18,5194*	18,859*
2	-1411,36	79,825	25	0,000	50,1396	18,1032	18,5288	19,1514
3	-1384,23	54,258	25	0,001	48,9458	18,0769	18,6959	19,6016
4	-1357,98	52,498	25	0,001	48,395	18,0614	18,874	20,0627
5	-1330,61	54,742	25	0,001	47,3131	18,0322	19,0382	20,5099
6	-1306,94	47,342	25	0,004	48,5738	18,0486	19,248	21,0028
7	-1285,14	43,591	25	0,012	51,2371	18,0881	19,481	21,5188
8	-1251	68,282*	25	0,000	46,6243*	17,9753*	19,5617	21,8824

Fonte: Autoria própria.

Tabela 6 – Determinação do Número de Defasagens (ISE)

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	-1859,61				6839,25	23,0198	23,0585	23,1151
1	-908,036	1903,1	25	0,000	0,073643	11,5807	11,8128	12,1525*
2	-866,035	84,003	25	0,000	0,059753	11,3708	11,7964*	12,4191
3	-841,05	49,97	25	0,002	0,059895	11,371	11,9901	12,8957
4	-813,249	55,602	25	0,000	0,058097*	11,3364*	12,1489	13,3376
5	-788,975	48,548	25	0,003	0,059012	11,3454	12,3514	13,8231
6	-765,505	46,94	25	0,005	0,060735	11,3643	12,5637	14,3184
7	-739,952	51,107	25	0,002	0,061161	11,3574	12,7503	14,7881
8	-718,831	42,242*	25	0,017	0,065359	11,4053	12,9917	15,3125

Fonte: Autoria própria.

Tabela 7 – Teste de Johansen para Cointegração (IBOV)

Max Rank	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	Valor Crítico 5%	Max Statistic	Valor Crítico 5%	SBIC	HQIC	AIC
0	-1516,9852		97,9327	68,52	40,4915	33,46	18,9743*	18,6429	18,4165
1	-1496,7395	0,21417	57,4413	47,21	21,3496	27,07	19,0078	18,5769	18,2826
2	-1486,0647	0,11934	36,0917	29,68	21,2501	20,97	19,0942	18,5860	18,2389
3	-1475,4396	0,11882	14,8415*	15,41	13,5539	14,07	19,1203	18,5568	18,1719
4	-1468,6626	0,07751	1,2876	3,76	1,2876	3,76	19,1311	18,5345*	18,1269
5	-1468,0188	0,00764					19,1539	18,5463	18,1312

Fonte: Autoria própria.

Tabela 8 – Teste de Johansen para Cointegração (ISE)

Max Rank	LL	Eigenvalue	Trace Statistic	Valor Crítico 5%	Max Statistic	Valor Crítico 5%	SBIC	HQIC	AIC
0	-953,52196		101,1124	68,52	40,3645	33,46	12,2665*	11,9350	11,7086
1	-933,33973	0,21358	60,7479	47,21	22,4601	27,07	12,3007	11,8698	11,5755
2	-922,10968	0,12514	38,2878	29,68	20,9821	20,97	12,3805	11,8723	11,5251
3	-911,61862	0,11741	17,3057	15,41	14,0272	14,07	12,4081	11,8446	11,4598
4	-904,60503	0,08010	3,2785*	3,76	3,2785	3,76	12,4161	11,8195*	11,4120
5	-902,96578	0,01933					12,4271	11,8194	11,4044

Fonte: Autoria própria.

Os resultados do *trace test* ou teste do traço indicam, ao nível de 5%, a existência de 4 e 3 equações de cointegração para o ISE e o Ibovespa, respectivamente. A ocorrência de ao menos um vetor cointegrante significa que as variáveis se movimentam juntas no longo prazo, portanto, a estimação do modelo pode se dar por um Vetor de Correção de Erros (VEC).

4.3 CORREÇÃO DE ERROS E VETORES AUTORREGRESSIVOS

Os resultados do modelo, apesar de apontarem a presença de relações de longo prazo, são instáveis. A saída, que apresenta os valores próprios da matriz complementar e de seus módulos associados, em todas as especificações adotadas, tanto para o Ibovespa quanto para o ISE, exibe que ao menos uma das raízes é 1, de forma que se tem a imposição de um módulo de unidade, sugerindo, portanto, que o VEC não é estável. Diante disso, e com a estabilidade do modelo não podendo ser assegurada, parte-se para um VAR.

A próxima etapa, a de verificação do modelo VAR, permite pesar os efeitos originários de choques nas variáveis selecionadas sobre os índices do mercado de ações brasileiro. Para isso, aplica-se o processo de ortogonalização dos resíduos do modelo, pautado na decomposição de Cholesky. Em virtude da ordenação dos dados, o modelo possibilita que se captem os choques e seus efeitos sobre as variáveis em questão.

Destaca-se que o modelo assumido é aquele das variáveis com retorno, ou seja, o Modelo 2. Como todas as séries são estacionárias em $I(0)$, com *dummies* de sazonalidade aditiva (pelo critério AIC), estimou-se um VAR, que se mostrou problemático em relação à autocorrelação dos resíduos.

Dessa maneira, para contornar essa situação, executa-se a primeira diferença das séries. Em $I(1)$, grande parte das séries são estacionárias com *dummies* de sazonalidade aditiva, representando o menor critério de informação para quase todas as variáveis. A exceção fica pelo Ibovespa e o ISE, contudo, ressalta-se que os mesmos também se mostram estacionários em *dummies* de sazonalidade aditiva.

Com as séries estacionárias em mesma ordem, o primeiro passo é encontrar o número ótimo de defasagens. Para esse fim, adota-se um VAR restrito, estimado de 1 a 8 defasagens, que funciona como um ponto de saída, afinal, seu papel é o de informar o melhor número de defasagens a adotar. Com 8 *lags*, o modelo se mostra adequado, sendo aprovado nos testes de autocorrelação.

Além disso, posto que o teste de Clemente, Montañés e Reyes (1998) sugere quebras estruturais, são inseridas nesses períodos *dummies* que possibilitam um ajuste superior no modelo²¹. Em seguida, com a intenção de se definir a manutenção ou não de ditas *dummies*,

²¹ Foram estimados modelos com e sem *dummies* de quebra. Enquanto os modelos sem as *dummies* apresentam rejeição de normalidade em todas as regressões, a inclusão delas permite que se obtenha um melhor ajuste na normalidade das séries e, principalmente, nas variáveis de interesse. Outras especificações também foram testadas, contudo, sem resolver o problema de normalidade para os modelos estimados.

prosseguem-se os testes paramétricos. Aqui, apenas a *dummy* de quebra da crise de 2008 (2008_8 *Dummy*) se revela não significativa, o que faz com que seja excluída.

Por conveniência, detalha-se apenas o processo de ajuste para o modelo final, isto é, com *dummies* e quebras estruturais para os períodos de 2008_9, 2008_10, 2009_4 e 2009_5. Para tanto, é apresentado, nas Tabelas 26 e 27 do Apêndice A, a seleção do número de defasagens pelo VAR restrito e, posteriormente, nas Tabelas 29 e 31 do referido Apêndice, os resultados do VAR irrestrito. Pode ser constatada, para o Ibovespa e o ISE, a significância estatística dos dados ($P > \chi^2 = 0,0000$), sendo explicada, respectivamente, 69% e 70% da variação dos índices (Tabelas 28 e 30 – Apêndice A).

Nesse processo, faz-se necessário checar a existência de má especificação nos resíduos do VAR, verificando a correlação serial e a normalidade do modelo. Além dessas questões, a realização de teste para diagnóstico de estabilidade (Tabela 32 – Apêndice A) se mostra igualmente importante, permitindo certificar se o modelo é dinamicamente estável ou não.

O teste revela que todos os *eigenvalues* estão no interior do círculo unitário, o que evidencia a estabilidade do modelo. Ainda, com a finalidade de checar a adequação do grupo de dados utilizado, prosseguem-se os testes do Multiplicador de Lagrange (Tabela 33 – Apêndice A) para autocorrelação serial e, também, dos testes de Jarque-Bera (Tabelas 34 e 35 – Apêndice A), *Skewness* (Tabelas 36 e 37 – Apêndice A) e *Kurtosis* (Tabelas 38 e 39 – Apêndice A). Em se tratando da autocorrelação entre os erros, diz-se que há autocorrelação quando um termo de erro, referente a alguma das observações empregadas, é impactado por outro termo de erro, em uma situação na qual se confirma a sucessiva dependência dos resíduos no tempo.

Pautado nos valores de χ^2 , os três testes indicam, tanto para DretIBOV quanto para DretISE, que o erro é normalmente distribuído. Aqui, é válido ressaltar que, mesmo com as *dummies*, nem todos apontam para a distribuição normal. Entretanto, as variáveis de interesse têm asseguradas sua distribuição normal, perfazendo, assim, as condições de adequação do modelo.

Em seguida, com o propósito de revelar o grau e o sentido da causalidade entre as variáveis, são apresentados os resultados do teste de causalidade de Granger:

Tabela 9 – Teste de Causalidade de Granger (IBOV)

Variável 1	Sentido	Variável 2	chi2	Prob>chi2
DretIBOV	←	DretCAMBIO	9,619	0,293
DretIBOV	←	DretSELIC	15,033	0,059
DretIBOV	←	DretIBC	49,83	0,000
DretIBOV	←	DretIPCA	14,782	0,064
DretIBOV	←	Todas	86,988	0,000
DretCAMBIO	←	DretIBOV	14,072	0,080
DretCAMBIO	←	DretSELIC	28,612	0,000
DretCAMBIO	←	DretIBC	13,972	0,083
DretCAMBIO	←	DretIPCA	29,824	0,000
DretCAMBIO	←	Todas	71,994	0,000
DretSELIC	←	DretIBOV	2,7461	0,949
DretSELIC	←	DretCAMBIO	13,511	0,095
DretSELIC	←	DretIBC	21,818	0,005
DretSELIC	←	DretIPCA	43,491	0,000
DretSELIC	←	Todas	93,017	0,000
DretIBC	←	DretIBOV	16,44	0,036
DretIBC	←	DretCAMBIO	10,139	0,255
DretIBC	←	DretSELIC	9,1361	0,331
DretIBC	←	DretIPCA	13,73	0,089
DretIBC	←	Todas	54,427	0,008
DretIPCA	←	DretIBOV	4,5744	0,802
DretIPCA	←	DretCAMBIO	14,528	0,069
DretIPCA	←	DretSELIC	27,884	0,000
DretIPCA	←	DretIBC	25,852	0,001
DretIPCA	←	Todas	79,514	0,000

Fonte: Autoria própria.

A pergunta a ser respondida é: a variável *a* causa, no sentido de Granger, a variável *b*? Ou, em outros termos, a variável *a* Granger causa a variável *b*? A hipótese nula é que a variável *a* não causa, no sentido de Granger, a variável *b*.

Dessa forma, não se pode rejeitar a hipótese nula de que DretCAMBIO, DretSELIC e DretIPCA não causam DretIBOV, uma vez que o valor de chi2 é maior que 5%. No caso do DretIBC e das variáveis em conjunto, rejeita-se a hipótese de que não causam, em favor da hipótese alternativa de que causam DretIBOV.

Nunes, Costa Jr. e Seabra (2003) também encontram que o câmbio não causa o Ibovespa, contudo, mencionam a mesma relação para a atividade econômica. Similarmente, Araújo e Bastos (2008) aceitam a hipótese nula para a atividade econômica e, além dela, para inflação e taxa de juros, como nos resultados aqui expostos.

Pimenta Junior e Higuchi (2008) aceitam a hipótese nula de não-causalidade para Selic, câmbio e inflação, de tal sorte que as variáveis, nas palavras dos autores, não funcionam como preditores do retorno dos ativos medido pelo Ibovespa. Santos (2009), por sua vez, relata a causalidade da taxa de câmbio e da inflação em direção ao mercado de ações.

Os achados de Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011) apontam para a aceitação da hipótese de que câmbio não causa o Ibovespa. Silva e Coronel (2012) constatam que as variáveis atividade econômica, Selic e câmbio não podem preceder, no sentido de Granger, o Ibovespa, uma vez que não se rejeita a hipótese nula. Contudo, os autores encontram causalidade entre a inflação e o Ibovespa. Sekunda e Carvalho (2020), por seu turno, mostram que a Selic não causa o Ibovespa, aceitando, então, a hipótese nula.

Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (ISE)

Variável 1	Sentido	Variável 2	chi2	(continua)
				Prob>chi2
DretISE	←	DretCAMBIO	7,1912	0,516
DretISE	←	DretSELIC	18,926	0,015
DretISE	←	DretIBC	38,457	0,000
DretISE	←	DretIPCA	19,328	0,013
DretISE	←	Todas	77,04	0,000
DretCAMBIO	←	DretISE	11,099	0,196
DretCAMBIO	←	DretSELIC	31,781	0,000
DretCAMBIO	←	DretIBC	13,151	0,107
DretCAMBIO	←	DretIPCA	31,917	0,000
DretCAMBIO	←	Todas	68,031	0,000
DretSELIC	←	DretISE	6,4021	0,602
DretSELIC	←	DretCAMBIO	14,706	0,065

Tabela 10 – Teste de Causalidade de Granger (ISE)

Variável 1	Sentido	Variável 2	chi2	(conclusão)
				Prob>chi2
DretSELIC	←	DretIBC	26,596	0,001
DretSELIC	←	DretIPCA	45,135	0,000
DretSELIC	←	Todas	98,701	0,000
DretIBC	←	DretISE	23,027	0,003
DretIBC	←	DretCAMBIO	10,183	0,252
DretIBC	←	DretSELIC	8,2114	0,413
DretIBC	←	DretIPCA	14,119	0,079
DretIBC	←	Todas	62,432	0,001
DretIPCA	←	DretISE	7,7071	0,463
DretIPCA	←	DretCAMBIO	15,062	0,058
DretIPCA	←	DretSELIC	30,365	0,000
DretIPCA	←	DretIBC	30,075	0,000
DretIPCA	←	Todas	84,074	0,000

Fonte: Autoria própria.

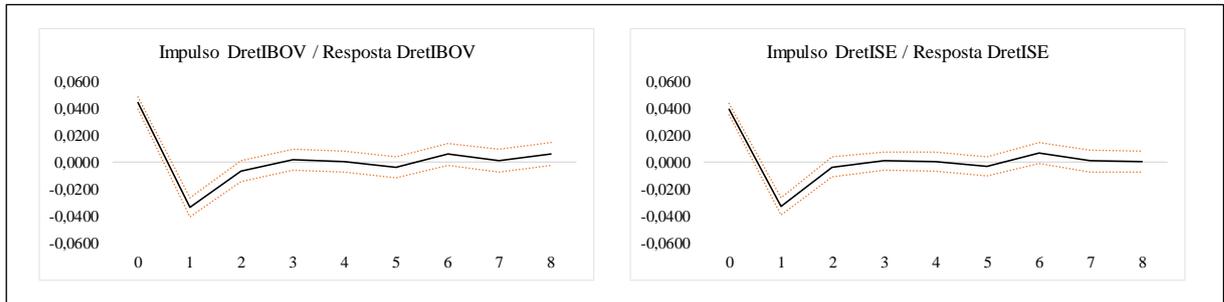
Os resultados do teste mostram um panorama diferente quando o ISE exerce o papel de retratar o mercado de ações brasileiro. Tem-se que DretCAMBIO não causa DretISE. Para as demais, a hipótese nula é rejeitada, ou seja, DretSELIC, DretIBC e DretIPCA causam DretISE. Como no caso do Ibovespa, em conjunto, todas as variáveis causam, no sentido de Granger, DretISE.

4.4 IMPULSO RESPOSTA E DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA

O comportamento dos índices diante de choques nas variáveis que compõem o estudo está retratado em gráficos que abrangem um intervalo de oito meses. Para a correta leitura, as linhas sólidas representam os pontos da função de resposta ao impulso ortogonal (OIRF), e as tracejadas representam o intervalo de confiança. Quando a região delimitada pelas linhas tracejadas compreender o eixo horizontal, pode-se considerar o efeito insignificante.

No caso de choque dos índices sobre eles mesmos, observa-se, no primeiro período, um efeito positivo decrescente. A trajetória, nos meses subsequentes, comporta-se de forma semelhante, tanto para o Ibovespa quanto para o ISE.

Figura 1 – Impulso DretIBOV e DretISE

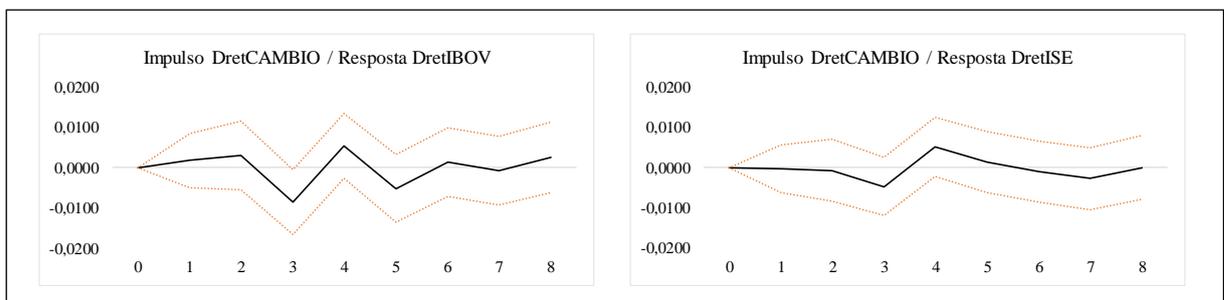


Fonte: Autoria própria.

A Figura 2 apresenta o comportamento do Ibovespa e do ISE a um choque de extensão igual a um desvio-padrão no câmbio. Nos períodos iniciais, o Ibovespa responde de maneira positiva, e o ISE, de forma negativa. Já no terceiro mês, a resposta para os dois índices é negativa e, no quarto mês, positiva. Nos períodos que se seguem, as trajetórias se assemelham, entretanto, com intensidades diferentes.

Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) relatam que, para o Ibovespa, os efeitos causados pela taxa de câmbio atingem seu ápice no primeiro período e se anulam ao redor do terceiro. Pimenta Junior e Higuchi (2008), observando a reação do índice ao câmbio, inflação e juros, constatam que o impulso provocado na primeira dessas variáveis se mostra mais significativo. Santos (2009) aponta que os retornos do mercado reagem de forma positiva a um choque no câmbio. Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011) destacam uma forte relação entre as variáveis. Os achados de Ribeiro, Leite e Justo (2016) indicam que, a princípio, o Ibovespa reage de forma negativa e, em períodos subsequentes, de maneira positiva.

Figura 2 – Impulso DretCAMBIO



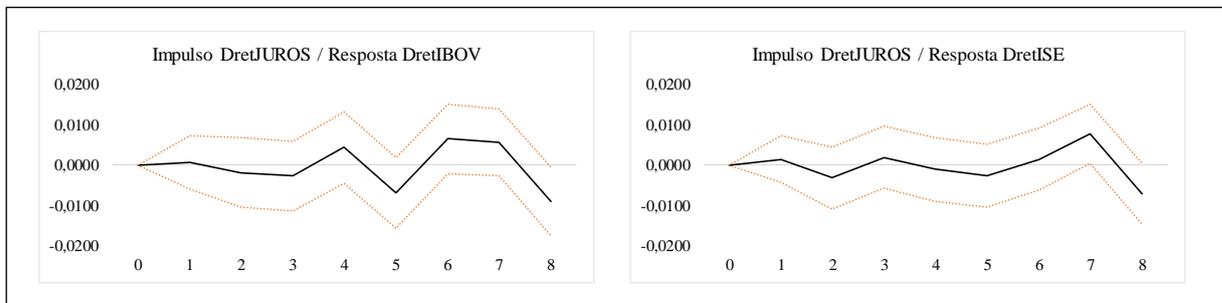
Fonte: Autoria própria.

Um choque na taxa de juros, retratado na Figura 3, provoca respostas positivas e negativas em ambos os índices até o segundo mês. A partir daí, a trajetória muda. O Ibovespa

apresenta uma forte resposta ao choque nos juros do quarto para o quinto mês, movimento que se mostra mais gradual para o ISE. Já no sétimo mês, vê-se um efeito negativo e significativo sobre o retorno das carteiras.

A respeito da variação do Ibovespa a choques na taxa de juros, tanto Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005), quanto Santos (2009), indicam que os juros praticamente não impactam os retornos do mercado. Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011), por sua vez, mostram que o choque na taxa de juros conduz o Ibovespa a oscilações que tardam sete períodos para desaparecer, em linha com os achados de Grôppo (2004). As conclusões de Ribeiro, Leite e Justo (2016), acerca dos choques na taxa Selic, sugerem que o Ibovespa reage de forma negativa.

Figura 3 – Impulso DretJUROS

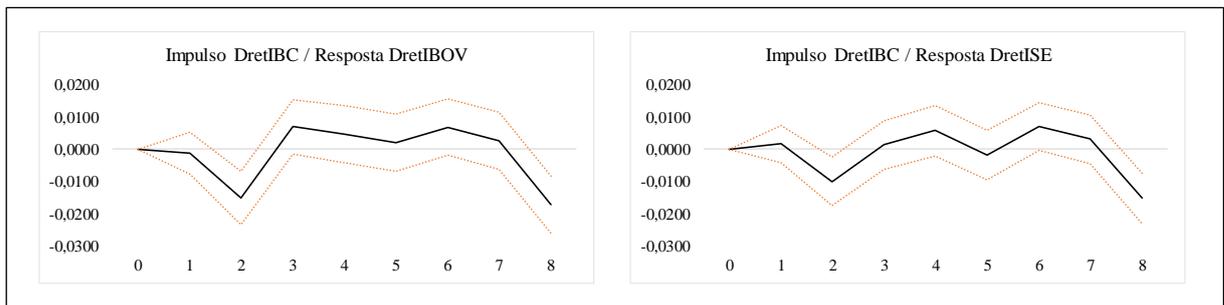


Fonte: Autoria própria.

Na maioria das vezes, o índice do Banco Central influencia positivamente o retorno das carteiras do Ibovespa e do ISE (Figura 4). A maior diferença pode ser observada no segundo mês, com impacto mais negativo para o Ibovespa quando comparado ao ISE.

O trabalho de Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) utiliza o PIB para representar a atividade econômica e, na análise que apresentam, os choques em tal variável conduzem a uma resposta negativa e persistente do Ibovespa. Santos (2009), por seu turno, relata que o Ibovespa responde de forma positiva ao choque da atividade econômica, retratada em seu estudo pela produção industrial. Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011), utilizando-se do PIB, encontram que o choque deste não afeta o mercado de maneira significativa, mesma conclusão registrada por Ribeiro, Leite e Justo (2016) em estudo baseado em variações na produção industrial.

Figura 4 – Impulso DretIBC

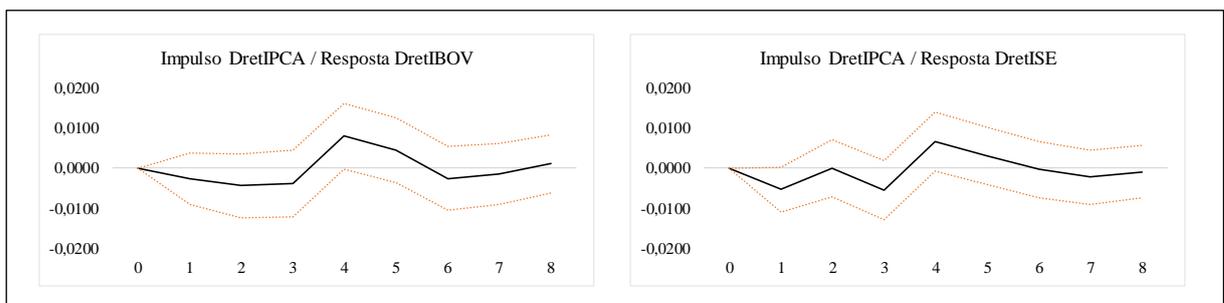


Fonte: Autoria própria.

Para um choque na inflação (Figura 5), o ISE sofre efeitos positivos e negativos que se intercalam até o quarto período, diferente do que se observa na trajetória do Ibovespa. Nos outros períodos, ambos sofrem queda, seguida de efeito positivo.

Em relação ao impacto da inflação sobre o comportamento do Ibovespa, Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005) dizem que é moderado, dissipando-se próximo do terceiro mês. Santos (2009) descreve que os choques na inflação conduzem a resultados positivos do Ibovespa. Em contrapartida, o estudo de Silva Junior, Menezes e Fernandez (2011) exibe uma resposta praticamente insignificante do Ibovespa.

Figura 5 – Impulso DretIPCA



Fonte: Autoria própria.

Sobre os desvios causados pela variância do Ibovespa e do ISE, as Tabelas 11 e 12 mostram que, em grande parte, eles se justificam por choques neles mesmos (encarregados, respectivamente, por 99,6% e 98,7% da variância no segundo mês). Transcorridos quatro meses, no caso do Ibovespa, as variáveis que mais explicam sua variância são DretIBC (7,81%), DretCAMBIO (2,41%) e DretIPCA (1,16%). Para o ISE, as variáveis que melhor traduzem a variância do índice são DretIBC (3,69%), DretIPCA (2,11%) e DretCAMBIO (0,81%).

No oitavo mês, DretIBC segue como a variável que melhor explica as variações nos índices. Na decomposição da variância do Ibovespa, DretSELIC aparece com o segundo maior poder de explicação (3,85%), seguido por DretCAMBIO (3,63%) e DretIPCA (3,33%). Ao se falar do ISE, os resultados mostram que DretCAMBIO é a variável com a menor participação (1,88%) na decomposição da variância, DretIPCA, por sua vez, surge na segunda colocação (3,72%), seguida pela DretSELIC (2,76%).

Tabela 11 – Decomposição da Variância (IBOV)

Período	DretIBOV	DretCAMBIO	DretSELIC	DretIBC	DretIPCA
1	1	0	0	0	0
2	0,99600	0,00099	0,00011	0,00050	0,00234
3	0,92000	0,00353	0,00112	0,06740	0,00781
4	0,88300	0,02410	0,00314	0,07810	0,01160
5	0,85100	0,03120	0,00833	0,08130	0,02800
6	0,83000	0,03730	0,02080	0,07980	0,03250
7	0,81000	0,03660	0,03110	0,08910	0,03310
8	0,80200	0,03630	0,03850	0,09000	0,03330

Fonte: Autoria própria.

Tabela 12 – Decomposição da Variância (ISE)

Período	DretISE	DretCAMBIO	DretSELIC	DretIBC	DretIPCA
1	1	0	0	0	0
2	0,98700	0,00007	0,00078	0,00098	0,01080
3	0,94800	0,00023	0,00458	0,03710	0,01040
4	0,92800	0,00809	0,00579	0,03690	0,02110
5	0,89600	0,01660	0,00604	0,04670	0,03480
6	0,89000	0,01700	0,00848	0,04720	0,03770
7	0,87600	0,01680	0,00887	0,06160	0,03650
8	0,85400	0,01880	0,02760	0,06290	0,03720

Fonte: Autoria própria.

4.5 COMPOSIÇÃO DOS PORTFÓLIOS

Das 39 empresas cujas ações integram a 16ª carteira do ISE, com vigência de janeiro a dezembro de 2021, 32 estão no Ibovespa. Essa concentração tem sido uma característica recorrente na trajetória do ISE. Desde 2018, isso ocorre com, no mínimo, 80% das companhias que figuram na carteira, parcela que, nos dez anos anteriores, sempre oscilou entre 60% e 70%²².

Tabela 13 – Carteiras ISE e Ibovespa

Anos	Número de Empresas na Carteira ISE	Número de Empresas na Carteira Ibovespa e ISE	%
2006	28	13	46%
2007	34	19	56%
2008	32	20	63%
2009	30	20	67%
2010	34	24	71%
2011	38	26	68%
2012	37	25	68%
2013	37	25	68%
2014	40	29	73%
2015	39	30	77%
2016	34	25	74%
2017	34	26	76%
2018	30	24	80%
2019	30	26	87%
2020	30	25	83%
2021	39	32	82%

Fonte: Autoria própria.

²² Os anos de 2006 e 2007, os primeiros do ISE, fogem a essa regra, o que pode ser explicado pela novidade da iniciativa e critérios de seleção em teste nos primeiros anos.

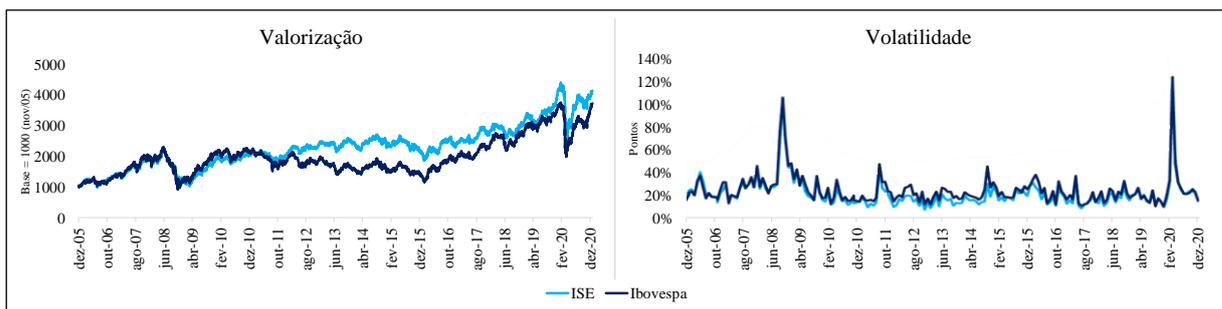
Essa coincidência na composição dos portfólios é um aspecto que favorece a simetria observada no comportamento de ambos os índices. Ainda que os métodos adotados para selecionar as ações que os compõem sejam distintos – os critérios do Ibovespa são quantitativos e os do ISE mesclam informações qualitativas –, esse cenário leva a alguns questionamentos.

O primeiro é o acesso ao índice de sustentabilidade. Para dele fazer parte, a companhia deve atender a uma série de critérios e práticas relacionadas a diversas esferas, como meio ambiente, responsabilidade social, governança corporativa e práticas de relacionamento com *stakeholders*, entre outras.

Outro ponto recai sobre o real impacto das práticas de sustentabilidade no desempenho em bolsa. Pelos dados aqui apresentados, não há diferenciação no comportamento das carteiras ao longo do tempo, o que leva a crer que o fato de a companhia emitir menos carbono ou compensar os gases de efeito estufa, por exemplo, não se traduz em performance diferenciada na bolsa. Assim, as oscilações do ISE, que acompanham de perto as do Ibovespa, ainda não permitem identificar a relevância das práticas ESG para o mercado e os investidores.

A simetria no comportamento dos indicadores encontra respaldo, ainda, na Figura 6, que se pauta em informações emitidas pela B3 em seus de boletins informativos sobre os índices. As trajetórias expressas no Gráfico Volatilidade se sobrepõem na maior parte do tempo. As flutuações (Gráfico Valorização – Figura 6), por sua vez, também corroboram os achados da pesquisa: mesmo com o descolamento das curvas entre os anos de 2012 e 2017, o desempenho se manteve síncrono.

Figura 6 – Valorização e Volatilidade dos Índices ISE e Ibovespa



Fonte: Adaptado de B3 (2020b).

Estudando a trajetória do índice de sustentabilidade, há um caso emblemático: o da companhia Vale, que compôs o portfólio entre os anos de 2011 e 2015. Na edição de 2016, ela não foi incluída, em decorrência do acidente ambiental ocorrido na cidade de Mariana (MG)

dois meses antes do anúncio da nova carteira, retornando ao índice em 2019. Contudo, novo acidente ambiental, em janeiro daquele ano, fez com fosse retirada do ISE pela B3.

Esse histórico de acidentes ambientais não influenciou a valorização das ações. Entre a tragédia de Mariana e a de Brumadinho – um intervalo de três anos –, o valor de mercado da Vale mais que triplicou: pulou de R\$ 81,25 bilhões para R\$ 289,77 bilhões, segundo dados da consultoria Economatica. Essa curva ascendente se manteve mesmo após o segundo desastre. Na véspera da tragédia, a ação era negociada por R\$ 50,24. No pregão seguinte ao ocorrido, o papel desvalorizou 25%, fechando em R\$ 37,92. Já no encerramento do primeiro trimestre de 2021, a ação estava cotada em R\$ 97,97, quase o dobro do registrado antes do acidente.

Essa valorização não ocorreu pela atuação social e ambientalmente responsável da companhia ou por integrar algum índice de sustentabilidade. O que favoreceu a impulsão do preço do ativo foi o contexto de câmbio desvalorizado e alta demanda internacional por minério de ferro, reforçando que outras variáveis que não as sustentáveis contribuíram para o ganho de valor observado.

Exemplos como esse não se esgotam, e os desafios trazidos pela pandemia corroboram esse cenário. Papéis de empresas de tecnologia se valorizaram em 2020, decorrência da maior demanda por soluções de TI motivada pelos novos hábitos de consumo e de trabalho impostos pelo isolamento social. Na contramão, os valores das ações de companhias aéreas foram impactados diante da queda das viagens a turismo ou negócios.

Nos 14 anos estudados, não é evidente que práticas de sustentabilidade, refletidas pelo ISE, tragam algum diferencial para as companhias em bolsa. No futuro, isso pode mudar. As novas demandas dos investidores, que trouxeram em anos recentes a pauta ESG para suas decisões de investimento, ainda não oferecem um histórico que permita verificar o quanto essas exigências impactam nas variações de mercado. Outro fator que pode trazer um panorama diferente é a reforma do ISE, ocorrida em 2021 e que influenciará a formação da carteira a partir do ciclo de 2022.

Os novos critérios consideram as informações de domínio público, adicionalmente às declaradas pela própria empresa, e diferenciam as avaliações por setores de atuação. Por fim, nos últimos anos, a B3 tem visto um aumento expressivo de empresas dos mais variados portes e setores indo a mercado. A bolsa teve 28 IPOs em 2020 e, nos primeiros quatro meses de 2021, outros 22. Com variedade de empresas listadas, haverá uma concorrência maior entre as que tenham interesse em integrar o ISE. Portanto, é possível que se veja, ao longo dos próximos anos, uma dissolução da concentração de grandes empresas nesse indicador.

5 CONCLUSÃO

São diversos os estudos que buscam identificar a relação entre carteiras teóricas do mercado de ações e fatores macroeconômicos. Dentre as tantas variáveis contempladas nas pesquisas, quatro se fizeram mais recorrentes quando o tema estudado era o mercado de capitais brasileiro: (i) inflação; (ii) atividade econômica; (iii) taxa de câmbio; e (iv) taxa de juros. Dada a predominância, esses fatores foram os escolhidos para o estudo das carteiras do Ibovespa e do ISE, entre os anos de 2005 e 2019.

A análise foi desenvolvida com o objetivo de identificar similaridades ou diferenças expressivas na performance do Ibovespa e do ISE, verificando como ambos reagem, ao longo do tempo, a choques provocados pelas quatro variáveis anteriormente citadas. Para isso, fez-se uso do teste de causalidade de Granger, revelando que as variáveis selecionadas em conjunto causam, no sentido de Granger, ambos os índices.

Os resultados da função de impulso resposta ortogonal mostraram que os índices se comportam de maneira parecida frente a choques nas variáveis consideradas. Além disso, a decomposição da variância indica que, ao término do oitavo período, DretIBC figura como fator que melhor explica as variações nos dois índices.

A semelhança na composição dos portfólios de tais indicadores é um fator a ser considerado. Ao longo dos anos, grande parte das companhias cujas ações formaram a carteira do ISE também figuraram no Ibovespa, percentual superior a 60% desde 2008. Nos últimos três anos, essa fatia se elevou para mais de 80%, circunstância que limita analisar a efetividade das práticas ESG, refletidas pelo ISE.

Os dados apresentados permitem afirmar que, ao longo do período estudado, não há diferenciação expressiva nas variações dos índices, sugerindo que, diante das variáveis macroeconômicas consideradas, papéis de empresas que se destacam por iniciativas sustentáveis não alcançam desempenho superior ou inferior à média do mercado, representada pelo Ibovespa.

Em relação aos procedimentos utilizados para a análise dos dados, os mesmos podem ser aplicados em estudos que contemplem outros índices da própria B3, como o de Carbono Neutro (ICO2), para ficar na esfera da sustentabilidade. Há ainda os setoriais, que permitiriam verificar o impacto das quatro variáveis consideradas, entre outras, nos papéis de empresas ligadas a determinados segmentos. Os índices de *Commodities* (ICB), de Energia Elétrica (IEE) ou Imobiliário (IMOB) são exemplos de referências setoriais que poderiam ser utilizadas.

O estudo pode ser estendido para comparações entre o ISE e indicadores internacionais similares, como o *Dow Jones Sustainability Index*, da *New York Stock Exchange* (NYSE), ou *FTSE4Good*, da *London Stock Exchange*. Nessas alternativas, com o intuito de obter uma melhor fotografia dos contextos de cada um dos mercados considerados, será necessário ampliar os critérios e variáveis analisadas.

Também podem ser considerados outros indicadores que permitam verificar, por exemplo, a aderência das práticas de empresas listadas aos Objetivos de Desenvolvimento Sustentável (ODS), no âmbito da Agenda 2030. Por meio dessa iniciativa global²³, que estabelece 17 ODS, a *United Nations* espera, até o fim desta década, engajar governos e empresas na adoção de práticas voltadas a erradicar a pobreza, proteger o meio ambiente e o clima e promover a paz e a prosperidade.

²³ Mais informações disponíveis na publicação *The Sustainable Development Goals Report* (UN, 2021).

REFERÊNCIAS

- ABDALLA, I. S. A.; MURINDE, V. Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. **Applied Financial Economics**, [S.l.], v. 7, n. 1, p. 25–35, 1997.
- ADJASI, C. K. D.; BIEKPE, N. B.; OSEI, K. A. Stock prices and exchange rate dynamics in selected African countries: a bivariate analysis. **African Journal of Economic and Management Studies**, [S.l.], v. 2, n. 2, p. 143–164, 2011.
- AGRAWALLA, R. K. **Share prices and macroeconomic variables in India**: an approach to investigate the relationship between stock markets and economic growth. Disponível em: http://www.igidr.ac.in/conf/money/mfc_08/Share Prices & Macroeconomic Variables...Raman K Agarawalla.pdf. Acesso em: 11 abr. 2020.
- AHMED, N.; IMAM, M. O. Macroeconomic factors and Bangladesh stock market: impact analysis through co integration approach. **International Review of Business Research Papers**, [S.l.], v. 3, n. 5, p. 21–35, 2007.
- AJAYI, R. A.; FRIEDMAN, J.; MEHDIAN, S. M. On the relationship between stock returns and exchange rates: tests of granger causality. **Global Finance Journal**, [S.l.], v. 9, n. 2, p. 241–251, 1998.
- AL-SUBAIHI, A. A. Variable selection in multivariable regression using SAS/IML. **Journal of Statistical Software**, [S.l.], v. 7, n. 12, p. 1–20, 2002.
- AMTIRAN, P. Y. *et al.* Macroeconomic factors and stock returns in APT framework. **International Journal of Economics and Management**, [S.l.], v. 11, n. S1, p. 197–206, 2017.
- ANBIMA; B3. **Mercado de capitais**: caminho para o desenvolvimento. Disponível em: <https://www.anbima.com.br/data/files/0A/D6/9F/C5/D9A956105B26D856A9A80AC2/Relatorio-Agenda-Mercado-de-Capitais-ANBIMA-B3-Digital.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2020.
- APERGIS, N.; ELEFThERIOU, S. Interest rates, inflation, and stock prices: the case of the Athens Stock Exchange. **Journal of Policy Modeling**, New York, v. 24, n. 3, p. 231–236, 2002.
- ARAUJO, E.; BASTOS, F. A. DA S. The relationship of stock returns, interest rates, economic activity and inflation: evidence from Latin America. **Brazilian Business Review**, Vitória, v. 5, n. 1, p. 49–68, 2008.
- ASLAM, W. Relationship between stock market volatility and exchange rate: a study of KSE. **Journal of Public Administration, Finance and Law**, Iași, v. 5, n. 5, p. 62–72, 2014.
- ASSAF NETO, A. **Mercado financeiro**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2003.
- AYDEMIR, O.; DEMIRHAN, E. The relationship between stock prices and exchange rates evidence from Turkey. **International Research Journal of Finance and Economics**, [S.l.], v. 1, n. 23, p. 207–215, 2009.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Relatório Anual 2008**. Disponível em: https://mz-filemanager.s3.amazonaws.com/5fd7b7d8-54a1-472d-8426-eb896ad8a3c4/relatorio-anual/c8247e63e57ff77a3a68d8d746e1a2631ebc7c9db11e65105e17d3c7395cbcb6/relatorio_anual_2008.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Metodologia do Índice de Sustentabilidade**. Disponível em: <http://www.b3.com.br/data/files/B2/F2/C9/24/98E615107623A41592D828A8/ISE-Metodologia-pt-br.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2021.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Relatório Anual 2017**. Disponível em: https://mz-filemanager.s3.amazonaws.com/5fd7b7d8-54a1-472d-8426-eb896ad8a3c4/relatorio-anual/1b0ab9260796c533c580620e7aef7cdea0e26c30b754821366ad7ac4c207bb48/relatorio_anual_2017.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Manual de definições e procedimentos dos índices da B3**. Disponível em: <http://www.b3.com.br/data/files/AF/83/C4/BA/25CB7610F157B776AC094EA8/Conceitos-Procedimentos-nov2018.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2020.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Metodologia do Índice Bovespa (Ibovespa)**. Disponível em: http://www.b3.com.br/data/files/9C/15/76/F6/3F6947102255C247AC094EA8/IBOV-Metodologia-pt-br__Novo_.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021a.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Boletim ISE dezembro 2020**. Disponível em: http://www.b3.com.br/data/files/7B/27/CC/5B/B2068710240ED387AC094EA8/122020_boII SE_pt-BRa.pdf. Acesso em: 28 ago. 2021b.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Relatório Anual 2020**. Disponível em: <https://api.mziq.com/mzfilemanager/v2/d/5fd7b7d8-54a1-472d-8426-eb896ad8a3c4/4521364a-41ca-c3fa-ca98-fe6f54cf31ed?origin=1>. Acesso em: 27 mar. 2021c.

B3 – BRASIL, BOLSA, BALCÃO. **Metodologia do Índice Brasil 100 (IBrX 100)**. Disponível em: http://www.b3.com.br/data/files/CA/41/5A/43/96D947102255C247AC094EA8/IBXX-Metodologia-pt-br__Modelo_Novo_.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021d.

BAHMANI-OSKOOEE, M.; SOHRABIAN, A. Stock prices and the effective exchange rate of the dollar. **Applied Economics**, [S.l.], v. 24, n. 4, p. 459–464, 1992.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Relatório de inflação**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/htms/relinf/port/2004/06/ri200406P.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2021.

BCB – BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Aspectos metodológicos e comparações dos comportamentos do IBC-Br e do PIB**. Disponível em: https://www.bcb.gov.br/conteudo/relatorioinflacao/EstudosEspeciais/Metodologia_ibc-br_pib_estudos_especiais.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

BERTO, R. M. V. DE S.; NAKANO, D. Revisitando a produção científica nos anais do Encontro Nacional de Engenharia de Produção. **Production**, Rio de Janeiro, v. 24, n. 1, p. 225–232, 2014.

BRYMAN, A. **Research methods and organization studies**. London: Routledge, 1989.

CARVALHO, P. L. DE; SEKUNDA, A. Influência de variáveis macroeconômicas sobre desempenho do mercado de capitais brasileiro. *In: USP INTERNATIONAL CONFERENCE IN ACCOUNTING*, 20., 2020, São Paulo. **Anais [...]**. São Paulo: USP, 2020. Disponível em: <https://congressosp.fipecafi.org/anais/20UspInternational/ArtigosDownload/2475.pdf>. Acesso em: 01 ago. 2020.

CAUCHICK MIGUEL, P. A. *et al.* **Metodologia de Pesquisa em Engenharia de Produção e Gestão de Operações**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2012.

CAVALCANTI, M. A. F. H. Identificação de modelos VAR e causalidade de granger: uma nota de advertência. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 14, n. 2, p. 251–260, 2010.

CHEN, N.-F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and stock market. **The Journal of Business**, Chicago, v. 59, n. 3, p. 383–403, 1986.

CHEN, P.; HSIAO, C.-Y. **Looking behind granger causality**. Disponível em: https://mpra.ub.uni-muenchen.de/24859/1/MPRA_paper_24859.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

CHEUNG, Y.-W.; NG, L. K. International evidence on the stock market and aggregate economic activity. **Journal of Empirical Finance**, [S.l.], v. 5, n. 3, p. 281–296, 1998.

CLEMENTE, J.; MONTAÑÉS, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 59, n. 2, p. 175–182, 1998.

CMA – CAPITAL MARKETS AUTHORITY OF SAUDI ARABIA. **Financial investments and stock markets**. Disponível em: https://cma.org.sa/en/Awareness/Publications/booklets/Booklet_7.pdf. Acesso em: 11 abr. 2020.

CUNHA, F. A. F. DE S. *et al.* Can sustainable investments outperform traditional benchmarks? Evidence from global stock markets. **Business Strategy and the Environment**, New Jersey, v. 29, n. 2, p. 682–697, 2020.

DARRAT, A. F.; MUKHERJEE, T. K. The behavior of the stock market in a developing economy. **Economics Letters**, Amsterdam, v. 22, n. 2–3, p. 273–278, 1986.

DZOMONDA, O.; FATOKI, O. Environmental sustainability commitment and financial performance of firms listed on the Johannesburg Stock Exchange (JSE). **International Journal of Environmental Research and Public Health**, Basel, v. 17, n. 20, p. 1–21, 2020.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. **Econometrica**, Bristol, v. 55, n. 2, p. 251–276, 1987.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation, and money. **The American Economic Review**, Menasha, v. 71, n. 4, p. 545–565, 1981.

FAMA, E. F.; SCHWERT, G. W. Asset returns and inflation. **Journal of Financial Economics**, Glasgow, v. 5, n. 2, p. 115–146, 1977.

FAVARETTO, S. **EESG: o novo ESG**. Disponível em: <https://www.revistari.com.br/241/1600>. Acesso em: 28 ago. 2021.

FILATOTCHEV, I.; BELL, R. G.; RASHEED, A. A. Globalization of capital markets: implications for firm strategies. **Journal of International Management**, Philadelphia, v. 22, n. 3, p. 211–221, 2016.

FISHER, I. **The theory of interest**. New York: Macmillan, 1930.

GAN, C. *et al.* Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. **Investment Management and Financial Innovations**, Sumy, v. 3, n. 4, p. 89–101, 2006.

GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. **The Journal of Finance**, Baltimore, v. 38, n. 1, p. 1–33, 1983.

GJERDE, Ø.; SÆTTEM, F. Causal relations among stock returns and macroeconomic variables in a small, open economy. **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, [S.l.], v. 9, n. 1, p. 61–74, 1999.

GRANGER, C. W. J. Developments in the study of cointegrated economic variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 48, n. 3, p. 213–228, 1986.

GRÔPPO, G. DE S. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-06012005-165535/publico/gustavo.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2020.

GSIA – GLOBAL SUSTAINABLE INVESTMENT ALLIANCE. **Global Sustainable Investment Review 2018**. Disponível em: http://www.gsi-alliance.org/wp-content/uploads/2019/03/GSIR_Review2018.3.28.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

GUJARATI, D. N.; PORTER, D. C. **Econometria básica**. 5. ed. Porto Alegre: AMGH Editora Ltda., 2011.

GUPTA, R.; REID, M. **Macroeconomic surprises and stock returns in South Africa**. Disponível em: https://repository.up.ac.za/bitstream/handle/2263/31783/Gupta_Macroeconomic%282013%29.pdf?sequence=1&isAllowed=y. Acesso em: 11 abr. 2020.

GVCES – CENTRO DE ESTUDOS EM SUSTENTABILIDADE. **O valor do ISE principais estudos e a perspectiva dos investidores**. Disponível em: http://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/15382/O_valor_do_ISE_principais_estudos_e_a_perspectiva_dos_investidores_Portugues.pdf?sequence=6&isAllowed=y. Acesso em: 27 mar. 2021.

- HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995.
- HAUGEN, R. A. **Modern investment theory**. 5th ed. London: Pearson, 2001.
- HÄUSLER, G. The globalization of finance. **Finance & Development**, Washington, v. 39, n. 1, 2002.
- HAUTCOEUR, P.-C. **Why and how to measure stock market fluctuations? The early history of stock market indices, with special reference to the French case**. Disponível em: <https://halshs.archives-ouvertes.fr/halshs-00590522/document>. Acesso em: 11 abr. 2020.
- HO, S.-Y. The macroeconomic determinants of stock market development: evidence from Malaysia. **Munich Personal RePEc Archive**, [S.l.], n. 77232, p. 1–27, 2017.
- HONDROYIANNIS, G.; PAPAPETROU, E. Macroeconomic influences on the stock market. **Journal of Economics and Finance**, [S.l.], v. 25, n. 1, p. 33–49, 2001.
- HUANG, W.; MOLLICK, A. V.; NGUYEN, K. H. U.S. stock markets and the role of real interest rates. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, San Diego, v. 59, p. 231–242, 2016.
- HUMPE, A.; MACMILLAN, P. Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. **Applied Financial Economics**, [S.l.], v. 19, n. 2, p. 111–119, 2009.
- IBRAHIM, M. H.; AZIZ, H. Macroeconomic variables and the Malaysian equity market: a view through rolling subsamples. **Journal of Economic Studies**, Bingley, v. 30, n. 1, p. 6–27, 2003.
- IFC – INTERNATIONAL FINANCE CORPORATION. **The importance of local capital markets for financing development**. Disponível em: <https://www.ifc.org/wps/wcm/connect/3784b5b2-6e70-4067-87d8-3ab54cced330/EM+compass+Note+28+Capital+Markets+FINAL+1-26+FINAL2.pdf?MOD=AJPERES&CVID=IDuoHOp#:~:text=The creation of local capital,liquidity needs%2C and other factors>. Acesso em: 11 abr. 2020.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, Amsterdam, v. 12, n. 2–3, p. 231–254, 1988.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, Vermont, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, Oxford, v. 52, n. 2, p. 169–210, 1990.
- KANDIR, S. Y. Macroeconomic variables, firm characteristics and stock returns: evidence from Turkey. **International Research Journal of Finance and Economics**, [S.l.], n. 16, p. 35–45, 2008.

KUTTY, G. The relationship between exchange rates and stock prices: the case of Mexico. **North American Journal of Finance and Banking Research**, [S.l.], v. 4, n. 4, p. 1–12, 2010.

KWON, C. S.; SHIN, T. S. Cointegration and causality between macroeconomic variables and stock market returns. **Global Finance Journal**, [S.l.], v. 10, n. 1, p. 71–81, 1999.

LACERDA, D. P. *et al.* **Algumas caracterizações dos métodos científicos em Engenharia de Produção**: uma análise de periódicos nacionais e internacionais. Disponível em: http://www.abepro.org.br/biblioteca/enegep2007_tr660483_0125.pdf. Acesso em: 11 abr. 2020.

LAEVEN, L. **The development of local capital markets**: rationale and challenges. Disponível em: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/The-Development-of-Local-Capital-Markets-Rationale-and-Challenges-42551>. Acesso em: 11 abr. 2020.

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

LEITE, A. R.; COSTA, R. F. R. DA; MONTE, P. A. DO. Análise da causalidade entre o Ibovespa e a taxa de câmbio em um contexto de crise. **Pensamento & Realidade**, São Paulo, v. 27, n. 4, p. 4–21, 2012.

LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. **The Review of Economics and Statistics**, Cambridge, v. 47, n. 1, p. 13–37, 1965.

LOPES, C. F. L. R.; ANTUNES, L. P.; CARDOSO, M. A. S. Financiamento de longo prazo: mercado de debêntures e programa de emissão da BNDESPAR. **Revista do BNDES**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 27, p. 43–70, 2007.

MACHADO, M. A. V. *et al.* Análise da relação entre investimentos socioambientais e a inclusão de empresas no Índice de Sustentabilidade Empresarial – (ISE) da BM&FBovespa. **Revista de Ciências da Administração**, Santa Catarina, v. 14, n. 32, p. 141–156, 2012.

MACHADO, M. R. R.; GARTNER, I. R.; MACHADO, L. D. S. Relação entre Ibovespa e variáveis macroeconômicas: evidências a partir de um modelo markov-switching. **Revista Brasileira de Finanças**, Rio de Janeiro, v. 15, n. 3, p. 435–468, 2017.

MARCONDES, A. W.; BACARJI, C. D. **ISE Sustentabilidade no Mercado de Capitais**. São Paulo: Report Editora, 2010.

MARCONI, M. DE A.; LAKATOS, E. M. **Fundamentos de Metodologia Científica**. 5. ed. São Paulo: Atlas, 2003.

MARGARIDO, M. A. **Transmissão de preços agrícolas internacionais sobre preços agrícolas domésticos**: caso do Brasil. 2000. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2000. Disponível em: <https://teses.usp.br/teses/disponiveis/11/11132/tde-20200111-140953/publico/MargaridoMarioAntonio.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2021.

- MARGARIDO, M. A. Teste de co-integração de Johansen utilizando o SAS. **Revista Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87–101, 2004.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de raiz unitária e o software SAS. **Revista Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 46, n. 2, p. 19–45, 1999.
- MARGARIDO, M. A.; ANEFALOS, L. C. Testes de co-integração utilizando o SAS: teoria e aplicação. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 31, n. 1, p. 7–21, 2001.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. **The Journal of Finance**, Chicago, v. 7, n. 1, p. 77–91, 1952.
- MARKOWITZ, H. **Portfolio selection: efficient diversification of investments**. New York: John Wiley & Sons, Inc., 1959.
- MAYSAMI, R. C.; HOWE, L. C.; HAMZAH, M. A. Relationship between macroeconomic variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. **Jurnal Pengurusan**, [S.l.], v. 24, p. 47–77, 2004.
- MAYSAMI, R. C.; KOH, T. S. A vector error correction model of the Singapore stock market. **International Review of Economics and Finance**, Amsterdam, v. 9, n. 1, p. 79–96, 2000.
- MENCARINI, E. S.; NETO, J. A. **Avaliando o desempenho do Índice de Sustentabilidade Empresarial e as implicações da sustentabilidade para o setor privado**. Disponível em: <https://sites.usp.br/redecoop/wp-content/uploads/sites/633/2019/11/fcav-amato-2008.pdf>. Acesso em: 27 mar. 2021.
- MENSAH, J. Sustainable development: meaning, history, principles, pillars, and implications for human action. **Cogent Social Sciences**, Abingdon, v. 5, n. 1, p. 1–21, 2019.
- MILANI, B.; CERETTA, P. S. O modelo de precificação por arbitragem no contexto dos fundos de investimentos brasileiros. **Revista do Departamento de Ciências Econômicas, do Departamento de Ciências Administrativas e do Programa de Pós-Graduação em Administração da Universidade de Santa Cruz do Sul**, Santa Cruz do Sul, v. 39, p. 55–78, 2014.
- MISHRA, A. K. Stock market and foreign exchange market in India: are they related? **South Asia Economic Journal**, New Delhi, v. 5, n. 2, p. 209–232, 2004.
- MODIGLIANI, F.; MILLER, M. H. The cost of capital, corporation finance and the theory of investment. **The American Economic Review**, Menasha, v. 48, n. 3, p. 261–297, 1958.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais**. 2. ed. São Paulo: Blucher, 2006.
- MORETTIN, P. A.; TOLOI, C. M. C. **Análise de séries temporais volume 2: modelos multivariados e não lineares**. São Paulo: Blucher, 2020.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. **Econometrica**, New Haven, v. 34, n. 4, p. 768–783, 1966.

MUKHERJEE, T. K.; NAKA, A. Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. **Journal of Financial Research**, [S.l.], v. 18, n. 2, p. 223–237, 1995.

MURADOGLU, G.; TASKIN, F.; BIGAN, I. Causality between stock returns and macroeconomic variables in emerging markets. **Russian & East European Finance and Trade**, New York, v. 36, n. 6, p. 33–53, 2000.

NAJAND, M.; NORONHA, G. Causal relations among stock returns, inflation, real activity, and interest rates: evidence from Japan. **Global Finance Journal**, [S.l.], v. 9, n. 1, p. 71–80, 1998.

NAKA, A.; MUKHERJEE, T. K.; TUFTE, D. R. **Macroeconomic variables and the performance of the Indian stock market**. Disponível em: https://www.researchgate.net/publication/23694412_Macroeconomic_variables_and_the_performance_of_the_Indian_Stock_Market. Acesso em: 11 abr. 2020.

NAKANO, D.; MUNIZ JR., J. Writing the literature review for empirical papers. **Production**, Rio de Janeiro, v. 28, p. 1–9, 2018.

NISHAT, M.; SHAHEEN, R. Macroeconomic factors and the Pakistani equity market. **The Pakistan Development Review**, [S.l.], v. 43, n. 4, p. 619–637, 2004.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A. DA; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p. 585–607, 2005.

NUNES, M. S.; COSTA JR., N. C. A. DA; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, “risco Brasil” e retornos no mercado de ações brasileiro. **Revista de Economia e Administração**, [S.l.], v. 2, n. 3, p. 26–42, 2003.

PADHAN, P. C. The nexus between stock market and economic activity: an empirical analysis for India. **International Journal of Social Economics**, [S.l.], v. 34, n. 10, p. 741–753, 2007.

PATRA, T.; POSHAKWALE, S. Economic variables and stock market returns: evidence from the Athens Stock Exchange. **Applied Financial Economics**, [S.l.], v. 16, n. 13, p. 993–1005, 2006.

PEKMEZCI, A.; DILEK, M. The comparison of performances of widely used cointegration tests. **Communications in Statistics - Simulation and Computation**, [S.l.], v. 45, n. 6, p. 2070–2080, 2016.

PILINKUS, D.; BOGUSLAUSKAS, V. The short-run relationship between stock market prices and macroeconomic variables in Lithuania: an application of the impulse response function. **Engineering Economics**, Kaunas, v. 5, n. 65, p. 26–34, 2009.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R. H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. **Revista Eletrônica de Administração**, Porto Alegre, v. 14, n. 2, p. 296–315, 2008.

PLETSCH, C. S.; SILVA, A. DA; HEIN, N. Responsabilidade social e desempenho econômico-financeiro das empresas listadas no Índice de Sustentabilidade Empresarial – ISE. **Revista de Gestão Social e Ambiental**, São Paulo, v. 9, n. 2, p. 53–69, 2015.

RAMOS-REQUENA, J. P.; TRINIDAD-SEGOVIA, J. E.; SÁNCHEZ-GRANERO, M. Á. An alternative approach to measure co-movement between two time series. **Mathematics**, Basel, v. 8, n. 2, p. 1–24, 2020.

RIBEIRO, A. A. DA S.; LEITE, Á. R.; JUSTO, W. R. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o Índice *Dow Jones* sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da UFSM**, Santa Maria, v. 9, n. 1, p. 121–137, 2016.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. **Journal of Economic Theory**, [S.l.], v. 13, n. 3, p. 341–360, 1976.

RUBINSTEIN, M. Markowitz’s “Portfolio selection”: a fifty-year retrospective. **The Journal of Finance**, Oxford, v. LVII, n. 3, p. 1041–1045, 2002.

SAITO, A. T.; SAVOIA, J. R. F.; FAMÁ, R. A evolução da função financeira. **Revista de Gestão USP**, São Paulo, v. 13, n. especial, p. 31–44, 2006.

SANTANA, H. N.; SILVA, S. A. DE L. E; FERREIRA, B. P. 20 anos de Plano Real: uma análise da relação entre câmbio, inflação, taxa de juros e o Ibovespa. **Revista Gestão & Tecnologia**, Pedro Leopoldo, v. 18, n. 2, p. 61–87, 2018.

SANTOS, A. G. Q. DOS. **Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro**: uma abordagem por meio de vetores auto-regressivos. 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009. Disponível em: <https://repositorio.ufba.br/ri/bitstream/ri/8807/1/Alex%2520Gama%2520Queiroz%2520dos%2520Santosseg.pdf>. Acesso em: 11 abr. 2020a.

SANTOS, A. J. DOS. **Modelos vetoriais auto-regressivos com transição suave estruturados por árvores – STVAR-Tree**. 2009. Dissertação (Mestrado em Engenharia Elétrica) – Departamento de Engenharia Elétrica, Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, 2009. Disponível em: <https://www.maxwell.vrac.puc-rio.br/colecao.php?strSecao=resultado&nrSeq=15888@1>. Acesso em: 28 ago. 2021b.

SHARPE, W. A theory of market equilibrium under conditions of risk. **The Journal of Finance**, Worcester, v. XIX, n. 3, p. 425–442, 1964.

SHITTU, O. I.; ASEMOTA, M. J. Comparison of criteria for estimating the order of autoregressive process: a monte carlo approach. **European Journal of Scientific Research**, [S.l.], v. 30, n. 3, p. 409–416, 2009.

SILVA, F. M. DA; CORONEL, D. A. Análise da causalidade e cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. **Revista de Administração FACES Journal**, Belo Horizonte, v. 11, n. 3, p. 31–52, 2012.

SILVA JUNIOR, J. C. A. DA; MENEZES, G.; FERNANDEZ, R. N. Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil. **Revista Economia e Desenvolvimento**, Santa Maria, v. 23, p. 54–72, 2011.

SILVEIRA, L. M. DA; PETRINI, M. Desenvolvimento sustentável e responsabilidade social corporativa: uma análise bibliométrica da produção científica internacional. **Gestão & Produção**, São Carlos, v. 25, n. 1, p. 56–67, 2018.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, Bristol, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.

SINGH, D. Causal relationship between macro-economic variables and stock market: a case study for India. **Pakistan Journal of Social Sciences**, [S.l.], v. 30, n. 2, p. 263–274, 2010.

SOBROSA NETO, R. DE C. *et al.* Sustainable development and corporate financial performance: a study based on the Brazilian Corporate Sustainability Index (ISE). **Sustainable Development**, [S.l.], v. 28, n. 4, p. 960–977, 2020.

SPASESKA, T. *et al.* Analysis of knowledge about capital market activities in Republic of Macedonia. **Ekonomika**, Niš, v. 62, n. 2, p. 71–83, 2016.

SPYROU, S. I. Stock returns and inflation: evidence from an emerging market. **Applied Economics Letters**, [S.l.], v. 8, n. 7, p. 447–450, 2001.

TERRA, P. R. S. Inflação e retorno do mercado acionário em países desenvolvidos e emergentes. **Revista de Administração Contemporânea**, Maringá, v. 10, n. 3, p. 133–158, 2006.

TRIPATHI, V.; SETH, R. Stock market performance and macroeconomic factors: the study of Indian equity market. **Global Business Review**, New Delhi, v. 15, n. 2, p. 291–316, 2014.

TURRIONI, J. B.; MELLO, C. H. P. **Metodologia de pesquisa em Engenharia de Produção**. Disponível em: http://www.marco.eng.br/adm-organizacao-I/Apostila_Metodologia_Completa_2012_UNIFEI.pdf. Acesso em: 11 abr. 2020.

UN – UNITED NATIONS. **The Sustainable Development Goals Report 2021**. Disponível em: <https://unstats.un.org/sdgs/report/2021/The-Sustainable-Development-Goals-Report-2021.pdf>. Acesso em: 18 set. 2021.

UNCTAD – UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT. **World Investment Report**. Disponível em: https://unctad.org/system/files/official-document/wir2014_en.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

UNCTAD – UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT; WFE – WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **The role of stock exchanges in fostering economic growth and sustainable development**. Disponível em: https://unctad.org/system/files/official-document/WFE_UNCTAD_2017_en.pdf. Acesso em: 11 abr. 2020.

WEF – WORLD ECONOMIC FORUM. **The Global Risks Report 2021**: 16th Edition. Disponível em: http://www3.weforum.org/docs/WEF_The_Global_Risks_Report_2021.pdf. Acesso em: 27 mar. 2021.

WONGBANGPO, P.; SHARMA, S. C. Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. **Journal of Asian Economics**, [S.l.], v. 13, n. 1, p. 27–51, 2002.

ZHOU, S. The power of cointegration tests versus data frequency and time spans. **Southern Economic Journal**, Lawrence, v. 67, n. 4, p. 906–921, 2001.

ZIA-UR-REHMAN, M. *et al.* The relationship between stock market volatility and macroeconomic volatility: evidence from Pakistan. **SSRN Electronic Journal**, Rochester, v. 6, n. 24, p. 1–34, 2011.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business and Economic Statistics**, Richmond, v. 10, n. 3, p. 251–270, 1992.

APÊNDICE A

Tabela 14 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,9362	Aceita H_0	-219,446	-213,186	-216,906
IBC	I(0)	2	0,1245	Aceita H_0	512,123	524,595	517,185
IBOV	I(0)	0	0,9606	Aceita H_0	3250,1	3256,36	3252,64
IPCA	I(0)	8	0,06836	Aceita H_0	-20,9988	9,81529	-8,487
ISE	I(0)	0	0,9656	Aceita H_0	2082,11	2088,37	2084,65
SELIC	I(0)	8	0,07375	Aceita H_0	14,0314	44,8454	26,5431

Fonte: Autoria própria.

Tabela 15 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,5077	Aceita H_0	-223,685	-214,295	-219,874
IBC	I(0)	2	0,7346	Aceita H_0	513,997	529,587	520,325
IBOV	I(0)	3	0,9171	Aceita H_0	3192,37	3211,04	3199,95
IPCA	I(0)	8	0,232	Aceita H_0	-19,0118	14,8837	-5,24885
ISE	I(0)	0	0,7629	Aceita H_0	2080,55	2089,94	2084,36
SELIC	I(0)	8	0,1714	Aceita H_0	14,9353	48,8308	28,6983

Fonte: Autoria própria.

Tabela 16 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência Linear e Quadrática)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,5869	Aceita H_0	-223,473	-210,954	-218,393
IBC	I(0)	2	0,8228	Aceita H_0	514,404	533,112	521,997
IBOV	I(0)	3	0,8279	Aceita H_0	3188,28	3210,06	3197,12
IPCA	I(0)	8	0,3028	Aceita H_0	-18,9856	17,9912	-3,97152
ISE	I(0)	0	0,8793	Aceita H_0	2078,21	2090,73	2083,29
SELIC	I(0)	8	0,6506	Aceita H_0	16,8322	53,8091	31,8463

Fonte: Autoria própria.

Tabela 17 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,9435	Aceita H_0	-223,201	-182,513	-206,689
IBC	I(0)	2	0,1644	Aceita H_0	528,159	574,929	547,142
IBOV	I(0)	1	0,9452	Aceita H_0	3238,58	3282,32	3256,33
IPCA	I(0)	2	0,0003639	Rejeita H_0	-21,0392	25,7307	-2,0563
ISE	I(0)	0	0,9697	Aceita H_0	2093,69	2134,38	2110,2
SELIC	I(0)	2	0,01912	Rejeita H_0	6,9223	53,6922	25,9052

Fonte: Autoria própria.

Tabela 18 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,6253	Aceita H_0	-226,767	-182,948	-208,984
IBC	I(0)	2	0,7727	Aceita H_0	530,049	579,937	550,297
IBOV	I(0)	1	0,9534	Aceita H_0	3238,7	3285,56	3257,71
IPCA	I(0)	2	0,002583	Rejeita H_0	-19,2322	30,6557	1,01616
ISE	I(0)	1	0,6399	Aceita H_0	2079,97	2126,83	2098,98
SELIC	I(0)	3	0,01454	Rejeita H_0	7,23527	60,1391	28,7093

Fonte: Autoria própria.

Tabela 19 – Teste de Raiz Unitária em Nível (Modelo 1 com Constante e Tendência Linear e Quadrática *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
CAMBIO	I(0)	0	0,7485	Aceita H_0	-226,098	-179,15	-207,046
IBC	I(0)	2	0,8739	Aceita H_0	530,658	583,664	552,172
IBOV	I(0)	3	0,8614	Aceita H_0	3196,52	3252,53	3219,26
IPCA	I(0)	0	4,13E-07	Rejeita H_0	-24,0317	22,9168	-4,97912
ISE	I(0)	1	0,8056	Aceita H_0	2078,04	2128,03	2098,33
SELIC	I(0)	3	0,07464	Aceita H_0	8,92373	64,9395	31,6609

Fonte: Autoria própria.

Tabela 20 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	18	7,44E-06	Rejeita H_0	-463,566	-403,487	-439,157
DretIBOV	I(1)	9	2,10E-10	Rejeita H_0	-405,655	-371,966	-391,973
DretIPCA	I(1)	7	9,01E-16	Rejeita H_0	-1498,09	-1470,36	-1486,83
DretISE	I(1)	16	1,25E-06	Rejeita H_0	-421,818	-367,507	-399,754
DretSELIC	I(1)	7	3,32E-14	Rejeita H_0	-1464,14	-1436,41	-1452,88
DretIBC	I(1)	7	1,96E-12	Rejeita H_0	-1048,44	-1020,77	-1037,21
retCAMBIO	I(0)	0	1,15E-20	Rejeita H_0	-553,496	-547,248	-550,96
retIBOV	I(0)	0	2,24E-17	Rejeita H_0	-455,109	-448,861	-452,573
retIPCA	I(0)	8	0,06836	Aceita H_0	-1503,86	-1473,05	-1491,35
retISE	I(0)	0	2,51E-18	Rejeita H_0	-493,371	-487,123	-490,835
retSELIC	I(0)	8	0,07479	Aceita H_0	-1469,7	-1438,89	-1457,19
retIBC	I(0)	1	1,27E-10	Rejeita H_0	-1117,6	-1108,24	-1113,8

Fonte: Autoria própria.

Tabela 21 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	18	6,88E-05	Rejeita H_0	-461,802	-398,719	-436,173
DretIBOV	I(1)	9	1,73E-09	Rejeita H_0	-403,759	-367,008	-388,834
DretIPCA	I(1)	7	1,77E-15	Rejeita H_0	-1496,18	-1465,36	-1483,66
DretISE	I(1)	16	8,92E-06	Rejeita H_0	-420,843	-363,514	-397,553
DretSELIC	I(1)	7	1,21E-13	Rejeita H_0	-1462,21	-1431,39	-1449,7
DretIBC	I(1)	7	1,08E-11	Rejeita H_0	-1046,47	-1015,72	-1033,98
retCAMBIO	I(0)	0	4,59E-20	Rejeita H_0	-553,467	-544,095	-549,663
retIBOV	I(0)	0	2,11E-16	Rejeita H_0	-453,171	-443,799	-449,368
retIPCA	I(0)	8	0,232	Aceita H_0	-1501,88	-1467,98	-1488,11
retISE	I(0)	0	2,23E-17	Rejeita H_0	-491,374	-482,002	-487,571
retSELIC	I(0)	8	0,1727	Aceita H_0	-1468,81	-1434,91	-1455,04
retIBC	I(0)	1	1,30E-10	Rejeita H_0	-1118,96	-1106,49	-1113,89

Fonte: Autoria própria.

Tabela 22 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência Linear e Quadrática)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	18	4,57E-04	Rejeita H_0	-459,806	-393,719	-432,956
DretIBOV	I(1)	9	5,88E-10	Rejeita H_0	-401,76	-361,947	-385,591
DretIPCA	I(1)	7	2,89E-33	Rejeita H_0	-1494,49	-1460,6	-1480,73
DretISE	I(1)	16	6,73E-05	Rejeita H_0	-418,843	-358,497	-394,327
DretSELIC	I(1)	7	1,30E-26	Rejeita H_0	-1463,06	-1429,16	-1449,29
DretIBC	I(1)	7	1,60E-15	Rejeita H_0	-1044,47	-1010,64	-1030,74
retCAMBIO	I(0)	0	2,57E-19	Rejeita H_0	-552,913	-540,417	-547,841
retIBOV	I(0)	0	7,46E-16	Rejeita H_0	-453,992	-441,496	-448,92
retIPCA	I(0)	8	0,3028	Aceita H_0	-1501,85	-1464,87	-1486,84
retISE	I(0)	0	1,04E-16	Rejeita H_0	-491,447	-478,951	-486,376
retSELIC	I(0)	8	0,6525	Aceita H_0	-1466,91	-1429,94	-1451,9
retIBC	I(0)	1	4,98E-13	Rejeita H_0	-1117,77	-1102,18	-1111,44

Fonte: Autoria própria.

Tabela 23 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	12	1,67E-07	Rejeita H_0	-488,142	-412,056	-457,237
DretIBOV	I(1)	8	9,86E-11	Rejeita H_0	-401,021	-336,574	-374,849
DretIPCA	I(1)	7	4,04E-12	Rejeita H_0	-1498,25	-1436,63	-1473,23
DretISE	I(1)	16	3,56E-06	Rejeita H_0	-410,081	-322,58	-374,534
DretSELIC	I(1)	7	1,22E-09	Rejeita H_0	-1470,47	-1408,84	-1445,45
DretIBC	I(1)	7	1,14E-11	Rejeita H_0	-1035,05	-973,55	-1010,08
retCAMBIO	I(0)	0	9,18E-19	Rejeita H_0	-557,997	-517,385	-541,514
retIBOV	I(0)	0	3,20E-16	Rejeita H_0	-447,305	-406,694	-430,823
retIPCA	I(0)	2	0,0003639	Rejeita H_0	-1559,17	-1512,4	-1540,18
retISE	I(0)	4	1,13E-06	Rejeita H_0	-475,193	-422,495	-453,799
retSELIC	I(0)	2	0,01908	Rejeita H_0	-1532,04	-1485,27	-1513,06
retIBC	I(0)	1	4,56E-10	Rejeita H_0	-1102,22	-1058,57	-1084,5

Fonte: Autoria própria.

Tabela 24 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	12	1,83E-06	Rejeita H_0	-486,167	-407,038	-454,026
DretIBOV	I(1)	8	7,89E-10	Rejeita H_0	-399,061	-331,545	-371,644
DretIPCA	I(1)	7	2,52E-11	Rejeita H_0	-1496,42	-1431,71	-1470,15
DretISE	I(1)	16	2,66E-05	Rejeita H_0	-409,006	-318,487	-372,232
DretSELIC	I(1)	7	1,37E-08	Rejeita H_0	-1468,52	-1403,81	-1442,24
DretIBC	I(1)	7	7,62E-11	Rejeita H_0	-1033,09	-968,507	-1006,86
retCAMBIO	I(0)	0	4,62E-18	Rejeita H_0	-557,692	-513,957	-539,942
retIBOV	I(0)	0	3,32E-15	Rejeita H_0	-445,392	-401,657	-427,642
retIPCA	I(0)	2	0,002583	Rejeita H_0	-1557,36	-1507,47	-1537,11
retISE	I(0)	4	1,25E-05	Rejeita H_0	-473,205	-417,408	-450,553
retSELIC	I(0)	3	0,01449	Rejeita H_0	-1522,52	-1469,61	-1501,04
retIBC	I(0)	1	6,70E-10	Rejeita H_0	-1103,38	-1056,61	-1084,4

Fonte: Autoria própria.

Tabela 25 – Teste de Raiz Unitária em Primeira Diferença e em Nível (Modelo 2 com Constante e Tendência Linear e Quadrática *Dummies* de Sazonalidade Aditiva)

Série	Ordem	Lags	P-Valor	Teste	AIC	BIC	HQC
DretCAMBIO	I(1)	12	1,31E-05	Rejeita H_0	-484,258	-402,085	-450,881
DretIBOV	I(1)	8	1,17E-10	Rejeita H_0	-397,14	-326,555	-368,476
DretIPCA	I(1)	7	2,17E-14	Rejeita H_0	-1494,81	-1427,02	-1467,29
DretISE	I(1)	16	1,89E-04	Rejeita H_0	-407,008	-313,473	-369,009
DretSELIC	I(1)	7	1,49E-09	Rejeita H_0	-1469,7	-1401,91	-1442,17
DretIBC	I(1)	7	4,67E-13	Rejeita H_0	-1031,12	-963,463	-1003,64
retCAMBIO	I(0)	0	2,70E-17	Rejeita H_0	-557,24	-510,38	-538,222
retIBOV	I(0)	0	1,16E-14	Rejeita H_0	-446,307	-399,448	-427,289
retIPCA	I(0)	0	4,13E-07	Rejeita H_0	-1580,58	-1533,63	-1561,53
retISE	I(0)	4	4,40E-05	Rejeita H_0	-472,838	-413,941	-448,928
retSELIC	I(0)	3	0,07468	Aceita H_0	-1520,82	-1464,81	-1498,09
retIBC	I(0)	1	2,79E-11	Rejeita H_0	-1102,24	-1052,35	-1081,99

Fonte: Autoria própria.

Tabela 26 – Determinação do Número de Defasagens (Excluída 2008_8 *Dummy* – IBOV)

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2657,65				7,0E-21	-32,2206	-31,5963	-30,683
1	2765,14	214,98	25	0,000	2,5E-21	-33,2518	-32,4323	-31,2337*
2	2816,61	102,93	25	0,000	1,8E-21	-33,5826	-32,568	-31,084
3	2878,12	123,03	25	0,000	1,2E-21	-34,039	-32,8293*	-31,0599
4	2906,89	57,533	25	0,000	1,1E-21	-34,0861	-32,6813	-30,6265
5	2941,26	68,746	25	0,000	1,0E-21	-34,2032	-32,6033	-30,2632
6	2979,94	77,352	25	0,000	8,8E-22	-34,3742	-32,5792	-29,9536
7	3007,93	55,994	25	0,000	8,8E-22	-34,4117	-32,4215	-29,5106
8	3043,12	70,374*	25	0,000	8,0E-22*	-34,539*	-32,3537	-29,1574

Fonte: Autoria própria.

Tabela 27 – Determinação do Número de Defasagens (Excluída 2008_8 *Dummy* – ISE)

Lag	LL	LR	df	p	FPE	AIC	HQIC	SBIC
0	2654,83				7,3E-21	-32,1853	-31,561	-30,6477
1	2766,02	222,39	25	0,000	2,5E-21	-33,2628	-32,4433	-31,2447*
2	2813,83	95,62	25	0,000	1,9E-21	-33,5479	-32,5333	-31,0493
3	2874,46	121,26	25	0,000	1,2E-21	-33,9933	-32,7836*	-31,0142
4	2903,86	58,806	25	0,000	1,2E-21	-34,0483	-32,6435	-30,5887
5	2940,09	72,46	25	0,000	1,0E-21	-34,1887	-32,5887	-30,2486
6	2975,64	71,099	25	0,000	9,3E-22	-34,3205	-32,5255	-29,9
7	3001,84	52,396	25	0,001	9,5E-22	-34,3355	-32,3454	-29,4345
8	3042,26	80,835*	25	0,000	8,1E-22*	-34,5282*	-32,343	-29,1467

Fonte: Autoria própria.

Tabela 28 – VAR (Excluída 2008_8 *Dummy* – IBOV)

Equation	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
DretIBOV	0,054921	0,6945	363,6848	0,0000
DretCAMBIO	0,041435	0,7224	416,413	0,0000
DretSELIC	0,002161	0,6014	241,417	0,0000
DretIBC	0,008627	0,6352	278,5509	0,0000
DretIPCA	0,00206	0,5685	210,8184	0,0000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 29 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 Dummy – IBOV)

(continua)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
DretIBOV						
retIBOV						
LD.	-0,7392557	0,0996885	-7,42	0,000	-0,9346415	-0,5438699
L2D.	-0,6675738	0,1237183	-5,40	0,000	-0,9100573	-0,4250904
L3D.	-0,6311761	0,1412851	-4,47	0,000	-0,9080898	-0,3542624
L4D.	-0,4631513	0,1448961	-3,20	0,001	-0,7471425	-0,1791601
L5D.	-0,5669514	0,1434913	-3,95	0,000	-0,8481892	-0,2857137
L6D.	-0,3319625	0,1370493	-2,42	0,015	-0,6005743	-0,0633508
L7D.	-0,2521483	0,1162654	-2,17	0,030	-0,4800243	-0,0242723
L8D.	0,031984	0,0904608	0,35	0,724	-0,1453158	0,2092839
retCAMBIO						
LD.	0,0550787	0,1377426	0,40	0,689	-0,2148918	0,3250493
L2D.	0,1604116	0,1808805	0,89	0,375	-0,1941076	0,5149308
L3D.	-0,0881476	0,2021483	-0,44	0,663	-0,484351	0,3080557
L4D.	-0,0098804	0,2152004	-0,05	0,963	-0,4316655	0,4119046
L5D.	-0,2294436	0,2139112	-1,07	0,283	-0,6487019	0,1898147
L6D.	-0,1942524	0,1981248	-0,98	0,327	-0,5825699	0,1940651
L7D.	-0,181621	0,168082	-1,08	0,280	-0,5110556	0,1478137
L8D.	-0,0803999	0,1208385	-0,67	0,506	-0,317239	0,1564393
retSELIC						
LD.	-6,99282	8,717776	-0,80	0,422	-24,07935	10,09371
L2D.	-24,29915	9,961748	-2,44	0,015	-43,82381	-4,774479
L3D.	-36,02364	10,42601	-3,46	0,001	-56,45825	-15,58904
L4D.	-11,67824	11,89699	-0,98	0,326	-34,99591	11,63943
L5D.	13,58967	11,77938	1,15	0,249	-9,497492	36,67683
L6D.	27,5165	9,654609	2,85	0,004	8,593816	46,43919
L7D.	16,73469	10,28077	1,63	0,104	-3,41524	36,88463
L8D.	8,438924	9,184179	0,92	0,358	-9,561736	26,43958

Tabela 29 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 *Dummy* – IBOV)

(continuação)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retIBC						
LD.	-0,2115493	0,4867191	-0,43	0,664	-1,165501	0,7424026
L2D.	-2,580097	0,6564715	-3,93	0,000	-3,866758	-1,293437
L3D.	-2,952304	0,7596035	-3,89	0,000	-4,4411	-1,463509
L4D.	-2,782832	0,8060703	-3,45	0,001	-4,362701	-1,202963
L5D.	-2,47788	0,7794116	-3,18	0,001	-4,005499	-0,950262
L6D.	-0,8440489	0,74251	-1,14	0,256	-2,299342	0,611244
L7D.	0,7317024	0,6793076	1,08	0,281	-0,5997161	2,063121
L8D.	-0,7324194	0,5122655	-1,43	0,153	-1,736441	0,2716025
retIPCA						
LD.	-7,658513	9,158009	-0,84	0,403	-25,60788	10,29085
L2D.	-22,69048	10,37503	-2,19	0,029	-43,02517	-2,355784
L3D.	-34,59949	10,79668	-3,20	0,001	-55,76059	-13,4384
L4D.	-11,00145	12,35126	-0,89	0,373	-35,20947	13,20657
L5D.	18,24707	12,24262	1,49	0,136	-5,74803	42,24217
L6D.	26,74698	10,32823	2,59	0,010	6,504022	46,98994
L7D.	14,34733	10,5617	1,36	0,174	-6,35323	35,04788
L8D.	10,9914	9,137401	1,20	0,229	-6,917579	28,90037
d1	-0,0423013	0,0184137	-2,30	0,022	-0,0783916	-0,006211
d2	0,0135744	0,0194470	0,70	0,485	-0,024541	0,0516897
d3	0,0134844	0,0192240	0,70	0,483	-0,0241939	0,0511628
d4	0,0117269	0,0192926	0,61	0,543	-0,026086	0,0495398
d5	-0,0725386	0,0192664	-3,77	0,000	-0,1103001	-0,0347771
d6	-0,0089151	0,0178521	-0,50	0,618	-0,0439046	0,0260744
d7	0,0354471	0,0176079	2,01	0,044	0,0009362	0,0699579
d8	0,0200902	0,0191320	1,05	0,294	-0,0174078	0,0575883
d9	0,0149154	0,0202914	0,74	0,462	-0,024855	0,0546859
d10	0,0483869	0,0200880	2,41	0,016	0,0090152	0,0877586
d11	-0,0267184	0,0192198	-1,39	0,164	-0,0643886	0,0109517

Tabela 29 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 *Dummy* – IBOV)

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	(conclusão) [95% Conf. Interval]	
d12	-0,0157520	0,0185431	-0,85	0,396	-0,0520958	0,0205917
crise2008_9	-0,0417759	0,0542393	-0,77	0,441	-0,1480831	0,0645312
crise2008_10	-0,3271056	0,0569028	-5,75	0,000	-0,438633	-0,2155782
crise2009_4	0,2338829	0,0654698	3,57	0,000	0,1055644	0,3622013
ano_2009_5	0,2580583	0,0637945	4,05	0,000	0,1330233	0,3830933

Fonte: Autoria própria.

Tabela 30 – VAR (Excluída 2008_8 *Dummy* – ISE)

Equation	RMSE	R-sq	chi2	P>chi2
DretISE	0,048907	0,6995	372,4308	0,0000
DretCAMBIO	0,041793	0,7176	406,5679	0,0000
DretSELIC	0,002137	0,6102	250,4344	0,0000
DretIBC	0,008471	0,6483	294,9228	0,0000
DretIPCA	0,002041	0,5766	217,8771	0,0000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 31 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 *Dummy* – ISE)

	Coeficiente	Std. Err.	z	P> z	(continua) [95% Conf. Interval]	
DretISE						
retISE						
LD.	-0,8602674	0,0872292	-9,86	0,000	-1,031233	-0,6893013
L2D.	-0,8551760	0,1158553	-7,38	0,000	-1,082248	-0,6281038
L3D.	-0,8207937	0,1384386	-5,93	0,000	-1,092128	-0,549459
L4D.	-0,6807416	0,1428913	-4,76	0,000	-0,9608034	-0,4006799
L5D.	-0,6474175	0,1386056	-4,67	0,000	-0,9190795	-0,3757555
L6D.	-0,3645897	0,1298548	-2,81	0,005	-0,6191004	-0,110079
L7D.	-0,2041512	0,1086234	-1,88	0,060	-0,4170492	0,0087467
L8D.	-0,0350800	0,0795228	-0,44	0,659	-0,1909418	0,1207817

Tabela 31 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 Dummy – ISE)

(continuação)

	Coeficiente	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retCAMBIO						
LD.	-0,0351314	0,1037159	-0,34	0,735	-0,2384108	0,168148
L2D.	-0,1246589	0,1379711	-0,90	0,366	-0,3950773	0,1457595
L3D.	-0,3500547	0,1615342	-2,17	0,030	-0,6666559	-0,0334535
L4D.	-0,3425335	0,1765738	-1,94	0,052	-0,6886119	0,0035449
L5D.	-0,2714158	0,1769810	-1,53	0,125	-0,6182921	0,0754605
L6D.	-0,2023090	0,1604087	-1,26	0,207	-0,5167043	0,1120864
L7D.	-0,1333209	0,1335124	-1,00	0,318	-0,3950005	0,1283586
L8D.	-0,0976062	0,0943600	-1,03	0,301	-0,2825484	0,0873361
retSELIC						
LD.	-13,304950	7,6990270	-1,73	0,084	-28,39476	1,784869
L2D.	-23,183610	8,9154240	-2,60	0,009	-40,65751	-5,709696
L3D.	-32,429350	9,2839290	-3,49	0,000	-50,62552	-14,23318
L4D.	-12,033710	10,793690	-1,11	0,265	-33,18896	9,121542
L5D.	14,108590	10,623910	1,33	0,184	-6,713893	34,93107
L6D.	26,953970	8,6024000	3,13	0,002	10,09357	43,81436
L7D.	19,795150	9,2844870	2,13	0,033	1,597891	37,99241
L8D.	-0,1106157	8,2856450	-0,01	0,989	-16,35018	16,12895
retIBC						
LD.	0,1789152	0,4374138	0,41	0,683	-0,67840	1,036231
L2D.	-1,2258010	0,5949195	-2,06	0,039	-2,391822	-0,0597803
L3D.	-1,9469170	0,6635810	-2,93	0,003	-3,247512	-0,6463224
L4D.	-1,6905350	0,6978521	-2,42	0,015	-3,058301	-0,3227704
L5D.	-1,7629550	0,6696134	-2,63	0,008	-3,075373	-0,4505369
L6D.	-0,3295787	0,6420632	-0,51	0,608	-1,587999	0,9288420
L7D.	1,1557450	0,5876599	1,97	0,049	0,00395	2,307537
L8D.	-0,2661182	0,4433949	-0,60	0,548	-1,135156	0,6029198

Tabela 31 – Resultados do VAR (Excluída 2008_8 Dummy – ISE)

					(conclusão)	
	Coeficiente	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
retIPCA						
LD.	-15,275040	8,0470670	-1,90	0,058	-31,047	0,496922
L2D.	-21,962240	9,2666700	-2,37	0,018	-40,12458	-3,799896
L3D.	-33,692450	9,5991700	-3,51	0,000	-52,50648	-14,87843
L4D.	-11,651520	11,188780	-1,04	0,298	-33,58112	10,27807
L5D.	16,520000	11,011420	1,50	0,134	-5,06198	38,10199
L6D.	27,139320	9,2095270	2,95	0,003	9,08898	45,18966
L7D.	17,163980	9,5110450	1,80	0,071	-1,47732	35,80529
L8D.	1,4663400	8,2259970	0,18	0,859	-14,65632	17,58900
d1	-0,0467303	0,0161988	-2,88	0,004	-0,0784794	-0,0149811
d2	-0,0027217	0,0171497	-0,16	0,874	-0,0363346	0,0308911
d3	0,0129546	0,0169977	0,76	0,446	-0,0203603	0,0462696
d4	0,0183082	0,0174190	1,05	0,293	-0,0158324	0,0524489
d5	-0,0501880	0,0174031	-2,88	0,004	-0,0842974	-0,0160786
d6	-0,0021337	0,0160905	-0,13	0,895	-0,0336705	0,0294031
d7	0,0263472	0,0157355	1,67	0,094	-0,0044939	0,0571882
d8	0,0099668	0,0169739	0,59	0,557	-0,0233014	0,0432350
d9	0,0207218	0,0179453	1,15	0,248	-0,0144502	0,0558939
d10	0,0203718	0,0177272	1,15	0,250	-0,0143728	0,0551164
d11	-0,0008808	0,0168552	-0,05	0,958	-0,0339163	0,0321547
d12	-0,0103532	0,0160749	-0,64	0,520	-0,0418595	0,0211530
crise2008_9	0,0050357	0,0516484	0,10	0,922	-0,0961934	0,1062648
crise2008_10	-0,3115123	0,0534506	-5,83	0,000	-0,4162736	-0,2067510
crise2009_4	0,1961718	0,0594175	3,30	0,001	0,0797156	0,3126280
ano_2009_5	0,2116943	0,0585184	3,62	0,000	0,0970004	0,3263882

Fonte: Autoria própria.

Tabela 32 – Condição de Estabilidade

(continua)

IBOV			ISE				
Eigenvalue		Modulus	Eigenvalue		Modulus		
-0,27387	+	,8749248i	0,91679	-0,53133	+	,7697505i	0,93532
-0,27387	-	,8749248i	0,91679	-0,53133	-	,7697505i	0,93532
-0,52615	+	,7505433i	0,91659	-0,29293	+	,8663681i	0,91455
-0,52615	-	,7505433i	0,91659	-0,29293	-	,8663681i	0,91455
0,68436	+	,5961718i	0,90762	0,67052	+	,6114814i	0,90747
0,68436	-	,5961718i	0,90762	0,67052	-	,6114814i	0,90747
0,30629	+	,8416374i	0,89564	-0,87772	+	,2088914i	0,90223
0,30629	-	,8416374i	0,89564	-0,87772	-	,2088914i	0,90223
-0,86639	+	,2056137i	0,89046	-0,73164	+	,5241513i	0,90002
-0,86639	-	,2056137i	0,89046	-0,73164	-	,5241513i	0,90002
0,73460	+	,4970509i	0,88696	0,74002	+	,4944411i	0,89000
0,73460	-	,4970509i	0,88696	0,74002	-	,4944411i	0,89000
-0,09031	+	,8807163i	0,88533	-0,86570	+	,1609944i	0,88054
-0,09031	-	,8807163i	0,88533	-0,86570	-	,1609944i	0,88054
-0,86658	+	,1603312i	0,88128	0,07457	+	,8764445i	0,87961
-0,86658	-	,1603312i	0,88128	0,07457	-	,8764445i	0,87961
0,15617	+	,8661617i	0,88013	0,40537	+	,7797235i	0,87880
0,15617	-	,8661617i	0,88013	0,40537	-	,7797235i	0,87880
-0,71618	+	,5031868i	0,87528	0,30112	+	,8203704i	0,87389
-0,71618	-	,5031868i	0,87528	0,30112	-	,8203704i	0,87389
0,08656	+	,8699802i	0,87428	0,14539	+	,8604184i	0,87262
0,08656	-	,8699802i	0,87428	0,14539	-	,8604184i	0,87262
-0,42897	+	,7536456i	0,86718	-0,42464	+	,7586117i	0,86937
-0,42897	-	,7536456i	0,86718	-0,42464	-	,7586117i	0,86937
-0,55206	+	,6675562i	0,86626	0,84194	+	,1576156i	0,85657
-0,55206	-	,6675562i	0,86626	0,84194	-	,1576156i	0,85657
0,44553	+	,7297526i	0,85501	-0,53965	+	,6478464i	0,84317
0,44553	-	,7297526i	0,85501	-0,53965	-	,6478464i	0,84317
0,83479	+	,162955i	0,85054	-0,77726	+	,3249024i	0,84243
0,83479	-	,162955i	0,85054	-0,77726	-	,3249024i	0,84243

Tabela 32 – Condição de Estabilidade

(conclusão)

IBOV				ISE			
Eigenvalue		Modulus		Eigenvalue		Modulus	
-0,75949	+	,3378116i	0,83123	-0,10051	+	,8304699i	0,83653
-0,75949	-	,3378116i	0,83123	-0,10051	-	,8304699i	0,83653
0,53165	+	,5884127i	0,79302	-0,61755	+	,4494322i	0,76378
0,53165	-	,5884127i	0,79302	-0,61755	-	,4494322i	0,76378
-0,60534	+	,4704137i	0,76663	0,49680	+	,5408463i	0,73439
-0,60534	-	,4704137i	0,76663	0,49680	-	,5408463i	0,73439
-0,34308			0,34308	0,26166	+	,3948203i	0,47366
0,19446	+	,2140803i	0,28921	0,26166	-	,3948203i	0,47366
0,19446	-	,2140803i	0,28921	0,04617	+	,02591723i	0,05295
0,27785			0,27785	0,04617	-	,02591723i	0,05295

Fonte: Autoria própria.

Tabela 33 – Teste do Multiplicador de Lagrange

Lag	IBOV			ISE		
	chi2	df	Prob>chi2	chi2	df	Prob>chi2
1	20,1335	25	0,73979	23,1919	25	0,56636
2	27,7908	25	0,31757	30,7051	25	0,19897

Fonte: Autoria própria.

Tabela 34 – Teste Jarque-Bera (IBOV)

Equação	chi2	df	Prob>chi2
DretIBOV	0,607	2	0,73820
DretCAMBIO	11,482	2	0,00321
DretSELIC	6,509	2	0,03859
DretIBC	178,937	2	0,00000
DretIPCA	0,552	2	0,75865
Todas	198,088	10	0,00000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 35 – Teste Jarque-Bera (ISE)

Equação	chi2	df	Prob>chi2
DretISE	1,689	2	0,42984
DretCAMBIO	9,183	2	0,01014
DretSELIC	4,456	2	0,10775
DretIBC	128,661	2	0,00000
DretIPCA	0,050	2	0,97555
Todas	144,038	10	0,00000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 36 – Teste *Skewness* (IBOV)

Equação	Skewness	chi2	df	Prob>chi2
DretIBOV	0,06224	0,103	1	0,74792
DretCAMBIO	0,50309	6,749	1	0,00938
DretSELIC	-0,46577	5,785	1	0,01616
DretIBC	-0,93389	23,257	1	0,00000
DretIPCA	-0,09721	0,252	1	0,61569
Todas		36,147	5	0,00000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 37 – Teste *Skewness* (ISE)

Equação	Skewness	chi2	df	Prob>chi2
DretISE	-0,24805	1,641	1	0,20022
DretCAMBIO	0,31633	2,668	1	0,10236
DretSELIC	-0,39812	4,227	1	0,03979
DretIBC	-0,75046	15,018	1	0,00011
DretIPCA	0,01759	0,008	1	0,92760
Todas		23,562	5	0,00026

Fonte: Autoria própria.

Tabela 38 – Teste *Kurtosis* (IBOV)

Equação	Kurtosis	chi2	df	Prob>chi2
DretIBOV	2,7251	0,504	1	0,47784
DretCAMBIO	3,8426	4,733	1	0,02959
DretSELIC	3,3296	0,724	1	0,39477
DretIBC	7,8324	155,680	1	0,00000
DretIPCA	3,2123	0,300	1	0,58360
Todas		161,941	5	0,00000

Fonte: Autoria própria.

Tabela 39 – Teste *Kurtosis* (ISE)

Equação	Kurtosis	chi2	df	Prob>chi2
DretISE	3,0848	0,048	1	0,82674
DretCAMBIO	3,9885	6,515	1	0,01070
DretSELIC	3,1854	0,229	1	0,63209
DretIBC	7,1287	113,642	1	0,00000
DretIPCA	2,9213	0,041	1	0,83904
Todas		120,476	5	0,00000

Fonte: Autoria própria.