

RELAÇÃO DE LONGO PRAZO ENTRE O RETORNO DO IBOVESPA E ÍNDICES DE CONFIANÇA

Bruno José Bezerra Silva¹

Lucas Lúcio Godeiro²

Orleans Silva Martins³

Luiz Felipe de Araújo Pontes Girão⁴

Resumo

Os estudos sobre cointegração dos índices são ferramentas importantes no processo de seleção de estratégias e análise das políticas econômicas. Nesse sentido, o presente trabalho objetiva identificar a cointegração entre o Retorno do Índice Bovespa (Ibovespa B3); o Índice de Confiança Empresarial (ICE), o Índice de Confiança da Indústria (ICI); o Índice de Confiança de Serviços (ICS); o Índice de Confiança do Comércio (ICOM); o Índice de Confiança do Consumidor (ICC); o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela Fundação Getulio Vargas (IFGV) e o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela TC (ITC), no período de julho de 2010 a dezembro de 2022. Seguindo essa linha de raciocínio, o artigo baseia-se numa revisão de literatura recente que apresenta pesquisas empíricas sobre a temática. A etapa metodológica econométrica baseia-se em três testes (coeficiente de correlação, ADF e Engle-Granger), no Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) e na estimação da função de resposta ao impulso. Os resultados da pesquisa mostram que um impulso dos índices de incerteza econômica do TC e da FGV geram efeitos semelhantes nos demais índices selecionados. Dito isso, conclui-se que os índices de confiança são correlacionados positivamente entre si; e negativamente com os índices incerteza da atividade econômica.

Palavras-chave: Cointegração. Índices. Incerteza Econômica.

Abstract:

Studies on the cointegration of indices are important tools in the process of selecting strategies and analyzing economic policies. In this sense, the present work aims to identify the cointegration between the Return of the Bovespa Index (Ibovespa B3); the Business Confidence Index (ICE), the Industry Confidence Index (ICI); the Services Confidence Index (ICS); the Trade Confidence Index (ICOM); the Consumer Confidence Index (CCI); the Brazilian Economic Activity Uncertainty Index prepared by the Getulio Vargas Foundation (IFGV) and the Brazilian Economic Activity Uncertainty Index prepared by the TC (ITC), from July 2010 to December 2022. Following this line of reasoning, the article is based on a recent literature review that presents empirical research on the subject. The econometric methodological step is

¹ Doutorando em economia na Universidade Federal da Paraíba (UFPB). E-mail: brunojosebj19@gmail.com

² Doutor em economia pela Universidade Federal da Paraíba (UFPB), e docente na Universidade Federal Rural do Semi-Árido (UFERSA). E-mail: lucasgodeiro@ufersa.edu.br

³ Doutor em Contabilidade pelo Programa Multiinstitucional (UnB/UFPB/UFRN). E-mail: orleansmartins@ccsa.ufpb.br

⁴ Doutor em Contabilidade pelo Programa Multiinstitucional (UnB/UFPB/UFRN). E-mail: felipe.pontes@tc.com.br

based on three tests (correlation coefficient, ADF and Engle-Granger), on the Vectorial Error Correction Model (VECM) and on the estimation of the impulse response function. The research results show that an impulse of the TC and FGV economic uncertainty indices generate similar effects in the other selected indices. That said, it is concluded that the confidence indices are positively correlated with each other; and negatively with the uncertainty indices of economic activity.

Keywords: Cointegration. Indexes. Economic Uncertainty.

Classificação JEL: G00, G10, G30, G50

1. INTRODUÇÃO

O mercado financeiro é uma área relevante no processo de compreensão da economia de um país específico, pois aglomera pessoas jurídicas (bancos, corretoras e empresas dos diversos segmentos da economia) e pessoas físicas. Esse cenário contribui para a dinâmica da economia, porque permite que o fluxo de capitais ocorra de forma fluída e possibilita o desenvolvimento econômico mais adequado e eficiente.

No cenário nacional, o Ibovespa é índice de referência de desempenho dos ativos negociados na bolsa de valores no Brasil, tendo em vista que agrupa as instituições mais relevantes do mercado de capitais no país. Nesse sentido, o índice é formado pelas ações das empresas listadas na B3, e que atende a um conjunto de critérios metodológicos (B3, 2022).

A literatura científica internacional aponta (Baker et al., 2016; Scotti, 2016; Basu e Bundick, 2017) que o nível de incerteza da economia sinaliza recuo no investimento e no consumo dos indivíduos, dessa forma, devendo afetar os diversos níveis de confiança dos setores da economia. Seguindo essa linha de raciocínio, afirma-se que o índice de incerteza pode ser impactado por choques monetários, cambiais, setoriais e entre outros.

No Brasil, a incerteza econômica alcança o ápice em abril de 2020, quando sofre forte influência do avanço de casos da COVID-19. No entanto, a incerteza está presente na economia brasileira há muitos anos, especialmente, em 2002, 2008 e 2015; quando as variáveis eleitorais e os cenários econômicos internacionais geraram insegurança nos agentes.

O presente artigo objetiva identificar a cointegração entre o Retorno do Índice Bovespa (Ibovespa B3); o Índice de Confiança Empresarial (ICE), o Índice de Confiança da Indústria (ICI); o Índice de Confiança de Serviços (ICS); o Índice de Confiança do Comércio (ICOM); o Índice de Confiança do Consumidor (ICC); o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela Fundação Getulio Vargas (IFGV) e o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela TC S.A (ITC), no período de julho de 2010 a dezembro de 2022.

Além desta introdução, este trabalho está dividido em mais quatro seções. No capítulo 2 é realizada uma breve discussão sobre a revisão sobre a literatura. O terceiro capítulo traz a metodologia que será utilizada para identificar a relação entre as variáveis selecionadas. No quarto capítulo será apresentado os resultados e discussões. No quinto capítulo serão feitas as conclusões do estudo.

2. REVISÃO DE LITERATURA

Al-Thaqed e Algharabali (2019) revisitam a literatura científica sobre o impacto da incerteza da política econômica em organizações e economias de diversos países. Os pesquisadores afirmam que a incerteza da economia tem um efeito relevante nas políticas financeiras das empresas e nas escolhas do consumidor, desse modo, as firmas atuam de forma mais conservadora em períodos de alta incerteza econômica, conseqüentemente, reduzindo a produção e o nível de emprego.

Boncianni e Ricci (2020) pesquisam o impacto de aumentos repentinos na incerteza financeira global em 44 pequenas economias abertas. Os resultados do estudo indicam que choques que aumentam a incerteza deprimem a produção e o comércio. Além disso, os pesquisadores notaram que a resposta varia de acordo com as características do país e o estado da economia, dessa forma, países com altos níveis de vulnerabilidade institucional, alto grau de abertura comercial ou financeira sofrem os efeitos mais graves.

Gea et al. (2023) analisam a precificação de inovações no mercado de ações brasileiro em períodos de incerteza econômica, no período de janeiro de 2001 a setembro de 2020. Para obter esse objetivo, os autores usaram a técnica do método generalizado de momentos. Os pesquisadores concluem que as inovações durante o período de incerteza econômica aprimoram a precificação dos ativos financeiros.

Monteiro et al. (2014) pesquisa sobre a existência de uma relação de longo prazo ou de equilíbrio entre a bolsa de valores brasileira e as variáveis macroeconômicas (câmbio, PIB, taxa de inflação e taxa de juros). Nesse sentido, o autor utilizou dados de julho de 1996 a dezembro de 2013; e usou o teste de cointegração de Engle-Granger. O estudo aponta que a taxa de juros e o PIB são cointegrados com os números da B3.

Pimenta Junior e Higuchi (2008) observam a relação de causalidade entre um grupo de elementos macroeconômicos e o retorno dos ativos no mercado acionário no Brasil. Na metodologia, os pesquisadores utilizaram o teste de raiz unitária (teste de Dickey e Fuller Aumentado – ADF), teste de causalidade de Granger, análise das Decomposições das Variâncias (VDC) e a análise das Funções de Resposta a Impulso (IRF). Os resultados da

pesquisa mostram que a taxa de câmbio é a variável com maior nível de causalidade em relação ao Ibovespa, mas nenhuma variável apresenta uma relação de causalidade significativa.

Araujo (2019) analisa a trajetória de resultados da bolsa de valores no Brasil e um conjunto de choques de elementos macroeconômicos, depois do ajuste inflacionário do Plano Real. Para tanto, os autores utilizaram o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) e a função de resposta ao impulso. O estudo aponta que existe uma correlação entre a trajetória das variáveis selecionadas, e sugere que o desempenho do mercado financeiro é oriundo de diversos outros choques exógenos.

Em uma pesquisa similar, Torres (2021) objetiva investigar a relação entre um grupo de variáveis macroeconômicas (taxa de câmbio, taxa de juros, atividade econômica e inflação), o Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) e o Ibovespa. No processo metodológico, foram utilizados diversos testes, entre eles: teste de cointegração de Johansen, teste de causalidade de Granger e os modelos VAR e VECM. Os dados obtidos no estudo revelam que não há diferenciação significativa na variação entre os papéis das empresas que adotam medidas sustentáveis e as organizações que não possuem iniciativas de sustentabilidade.

Rodriguez-Diaz e Torres (2022) buscam encontrar evidências da magnitude e duração dos efeitos do contágio da B3 sobre as demais bolsas financeiras dos países da América do Sul (Argentina, Chile, Colômbia e Peru). Os mecanismos metodológicos utilizados foram o Modelo de Heterocedasticidade Condicional Auto-Regressiva Generalizada (GARCH), VAR e o teste de contágio de Hatemi-J e Hacker. Os dados mostram que em cenários habituais, os retornos do Ibovespa estão correlacionados de maneira positiva, mas em período de alta volatilidade e turbulência, as correlações alteram o sinal.

Kobunda e Nogueira Junior (2019) pesquisam sobre a volatilidade do Ibovespa baseado em modelos simétricos e assimétricos da classe GARCH, no período de 2001 a 2016. Considerando os modelos GARCH (1,1), EGARCH (1,1) e TARARCH (1,1), os autores identificaram que há distinções entre os choques positivos e negativos sobre a volatilidade, dessa forma, o cenário de choque negativo aponta para um nível volátil mais acentuado.

Seguindo essa linha de raciocínio, Muramatsu, Andrade e Vartanian (2022) buscam analisar a volatilidade do Ibovespa. Nesse sentido, os autores utilizaram o modelo TGARCH para identificar os movimentos assimétricos no mercado financeiro. Por fim, os resultados da pesquisa apontam resultados significativos que não estão na literatura científica existente; e indica que as variáveis cognitivas e emocionais dos indivíduos são importantes no processo de tomada de decisão.

Conte e Ceretta (2022) analisam a dinâmica de volatilidade setorial do mercado financeiro no Brasil. Para alcançar tal objetivo, os autores utilizaram o modelo de regimes de Markov. Os resultados da pesquisa indicam que ausência de efeito alavancagem, persistência de volatilidade, semelhança entre os setores de utilidade pública e energia. Por fim, os autores concluíram que o mercado financeiro brasileiro pode ser classificado como idiossincrático.

Maranhão e Lopes (2022) investigam sobre o comportamento dos índices setoriais do Ibovespa e Dólar. Nesse sentido, usou-se os modelos GARCH; a versão univariada do modelo apontou que as séries dos retornos dos índices setoriais demonstram forte presença de caudas pesadas, assimetria e curtose. Além disso, os resultados da versão multivariada atenderam satisfatoriamente as séries das variáveis selecionadas.

Monte (2019) pesquisa as inter-relações entre os índices setoriais da bolsa de valores brasileira (B3) e o seu respectivo índice (IBOVESPA). Nesse sentido, o autor utilizou o modelo VAR e o teste de cointegração de Johansen. Os resultados do estudo apontam que há uma interdependência entre os índices no curto prazo, porém no longo prazo não há uma cointegração entre as variáveis.

Silva (2021) objetiva analisar os efeitos e impactos da variação dos retornos de determinados índices setoriais. Em termos metodológicos, os autores utilizaram o modelo de Vetor Autorregressivo (VAR), o teste de causalidade de Granger, a função impulso-resposta e decomposição de variância. A pesquisa aponta que as séries de retornos de mercados apresentam relações de curto prazo, dessa forma, sinalizando um comportamento similar das variáveis.

Carminati Junior (2021) analisa quais os impactos que as variáveis macroeconômicas provocam sobre os índices de ações setoriais da B3. Para alcançar tal objetivo, o autor utilizou os testes de raiz unitária de Dickey-Fuller, modelo de cointegração de Johansen e o Modelo Vetor de Correção de Erros (VECM). Os resultados da pesquisa indicam que um choque nas variáveis selecionadas impacta no comportamento dos índices setoriais.

Santos (2021) pesquisa sobre o impacto dos indicadores macroeconômicos e financeiros sobre o Ibovespa e o IFIX, no período de 2015 a 2019. O processo metodológico do estudo utilizou o VECM. O resultado do trabalho aponta que o Ibovespa e o IFIX possuem trajetórias diferentes diante de choques macroeconômicos e financeiros.

Vartanian et al. (2022) objetivam analisar comparativamente o efeito dos indicadores macroeconômicos (juros, inflação, produção industrial e câmbio) e financeiros (S&P 500 e preço do petróleo) sobre o Ibovespa e o IFIX, no período de 2015-2019. Para alcançar o objetivo

da pesquisa, os autores utilizaram o modelo VEC. Os resultados do estudo apontam trajetórias convergentes do Ibovespa e do IFIX diante de impulsos macroeconômicos e financeiros.

Pereira, Araújo e Iquiapaza (2020) comparam modelos multivariados aplicados à análise da série temporal do Ibovespa. Nesse sentido, os autores usam o VECM para obter o objetivo selecionado. Os resultados da pesquisa sugerem que há relações de longo prazo entre o Ibovespa e as variáveis dependentes (EMBI+BR, dólar, SELIC, IPCA, IGP-M, BRET, NASDAQ, DJIA, S&P500, CRB e ouro).

3. METODOLOGIA ECONOMETRICA

3.1 TESTE DE COEFICIENTE DE CORRELAÇÃO

De acordo com Gujarati (2019), o coeficiente de correlação (ρ) objetiva medir a relação linear entre duas variáveis (X, Y), desse modo, resultando em um número puro, sem quaisquer unidades. Nesse sentido, cabe destacar que o teste de coeficiente de correlação não resulta necessariamente na causalidade. De modo algébrico, Gujarati e Porter (2011) afirmam que o coeficiente de correlação é expresso pela seguinte equação:

$$r = \frac{\sum x_i y_i}{\sqrt{(\sum x_i^2)(\sum y_i^2)}} \quad (5)$$

Segundo Hill, Griffiths e Judge (2010), o produto do coeficiente de correlação pode variar entre -1 e 1. Considerando que r seja 1 ou -1, indica que há uma função linear perfeita positiva ou negativa, respectivamente. Se r for 0, indica que não há nenhuma associação entre as variáveis X e Y. Entretanto, Gujarati (2019) ressalta que se o coeficiente de correlação entre duas variáveis (X, Y) for igual a 0, esse resultado não indica necessariamente que ambas as variáveis sejam estatisticamente independentes.

Para os demais valores possíveis de r , indica o grau de associação entre as variáveis; ou seja, quanto maior o valor absoluto de r , maior o grau de associação linear entre as variáveis (HILL, GRIFFITHS e JUDGE, 2010). De acordo com Callegari-Jacques (2007), a avaliação qualitativa quanto à intensidade do r pode ser executada usando o seguinte critério: 0 (nula); $0 < r \leq |0,3|$ (fraca); $|0,3| < r \leq |0,6|$ (regular); $|0,6| < r \leq |0,9|$ (forte); $|0,9| < r \leq |1|$ (muito forte); 1 (plena ou perfeita).

3.2 TESTE DICKY-FULLER AUMENTADO

Segundo Bueno (2012), o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) objetiva estimar o modelo com as variáveis autorregressivas, dessa forma, se trata de identificar os desvios y_t em relação a sua média e para deslocar a distribuição de α em direção a zero, caso a hipótese nula seja verdadeira. O presente trabalho considera o resultado de p-valor com intercepto e tendência. Nesse sentido, Sartoris (2013) afirma que o teste ADF com essas características pode ser executado por meio da seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{\rho-1} \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

Onde ε_t é o termo de erro de ruído branco puro e Δy_{t-1} é o valor defasado de um período. A quantidade de termos de diferenças defasados é determinado empiricamente, ou automaticamente pelo programa estatístico. Nessa perspectiva, o objetivo é que o termo de erro seja serialmente não correlacionado, desse modo, a estimativa não deverá ser viesada de δ . Na presente obra são consideradas seis defasagens definidas pelo *software*.

Usando o processo padrão, a estatística do teste ADF é definida da seguinte forma:

$$ADF = \frac{\rho.\hat{a}}{S.E(\rho.\hat{a})} \quad (7)$$

Onde $\rho.\hat{a}$ é a estimativa do coeficiente. $S.E(\rho.\hat{a})$ é sua estimativa equivalente do erro padrão para cada tipo de modelo linear. Nesse sentido, o p-valor é mensurado pela interpolação das estatísticas de teste das tabelas de valores críticos correspondentes para cada tipo de modelo linear com um tamanho amostral específico (TRAPLETTI e HORNİK, 2020).

Considerando que a série temporal não seja estacionária, se realiza a primeira diferença para descartar a tendência. Gujarati e Porter (2011) afirmam que a primeira diferença de uma série temporal pode ser obtida pela seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (8)$$

Onde Y_t é o valor presente e Y_{t-1} é o valor defasado de um período.

3.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE ENGLE-GRANGER

Segundo Sartoris (2013), duas séries temporais são cointegradas quando são integradas de mesma ordem e prosseguem juntas ao longo do tempo. Hill, Griffiths e Judge (2010) explicam que a cointegração implica que X_t e Y_t seguem tendências estocásticas parecidas, dessa forma, suas diferenças (e_t) são estacionárias. Nesse sentido, as variáveis cointegradas X_t e Y_t mostram uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Maia (2017) ressalta que duas séries não estacionárias podem mostrar uma relação de causa e efeito, caso sejam cointegradas. Nesse sentido, é preciso analisar o comportamento dos resíduos do ajuste de regressão que objetiva estimar a diferença entre as tendências de ambas as séries. Sendo assim, a regressão entre as duas séries temporais cointegradas resultará erros estacionários que deverão convergir para a média zero.

O teste de cointegração pode ser executado por meio da regressão dos resíduos das variáveis X e Y, desse modo, se elas estão não trilham trajetórias semelhantes, os resíduos dessa regressão deverão aumentar, termos absolutos (SARTORIS, 2013). Seguindo essa linha de raciocínio, Hill, Griffiths e Judge (2010) afirmam que a identificação de cointegração duas rséries temporais podem ser obtidas por meio do teste de Dickey-Fuller definido pela seguinte regressão:

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + e_t \quad (9)$$

Onde β é vetor de coeficiente e e_t é o termo de erro.

3.4 MODELO VETORIAL DE CORREÇÃO DE ERROS (VECM)

Segundo Thomaz (2017), o modelo VAR pode ser usado com as primeiras diferenças, mas, só é possível identificar a relação de curto prazo entre as variáveis. Nesse sentido, se as séries são cointegradas, a estimação pode ser feita pelo Modelo Vetorial de Correção de Erros (VECM) que mostra informações sobre os desvios das séries no equilíbrio de longo prazo.

De acordo com Santos, Wolff e Souza (2013) o VECM pode ser definido pela seguinte expressão:

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-p} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta y_{t-(p-1)} + \mu_t \quad (13)$$

Verges (2013) explica que p é a quantidade de defasagens escolhidas no modelo VAR. O vetor α é a matriz ($p \times r$) que representa a velocidade de ajustamento dos parâmetros de cointegração. O vetor β' são as relações estacionárias de cointegração entre as variáveis do modelo.

3.4.1 Função de resposta ao impulso

Segundo Farias (2008), a estimação da função de resposta ao impulso é importante, pois permite a caracterização da estrutura dinâmica dos resultados estatísticos. Dado um determinado choque em qualquer variável, se mostra as respostas de Y ao impulso de X, dessa forma, se verifica o efeito nas outras variáveis diante de um choque.

Seguindo esse raciocínio, Mayorga, et al. (2007) afirmam que a função impulso-resposta delinea o comportamento das variáveis inseridas no modelo em resposta aos choques estimulados por variáveis residuais, dessa forma, é possível observar a curva da expectativa da série no tempo futuro.

3.5 BASE DE DADOS E ESTATÍSTICAS DESCRITIVAS

A área de pesquisa abrange oito variáveis: RIBOV, ICI, ICS, ICC, ICOM, ICE, ITC e IFGV. O presente artigo utiliza as informações disponibilizadas pela TC (via plataforma economatica) e pela Fundação Getulio Vargas (via portal do ciclo). A escolha pelo intervalo de tempo das séries (jul. 2010 – dez. 2022) é conduzida pela disponibilidade de dados para as variáveis selecionadas. Os dados dos índices escolhidos possuem frequências mensais a cada doze meses.

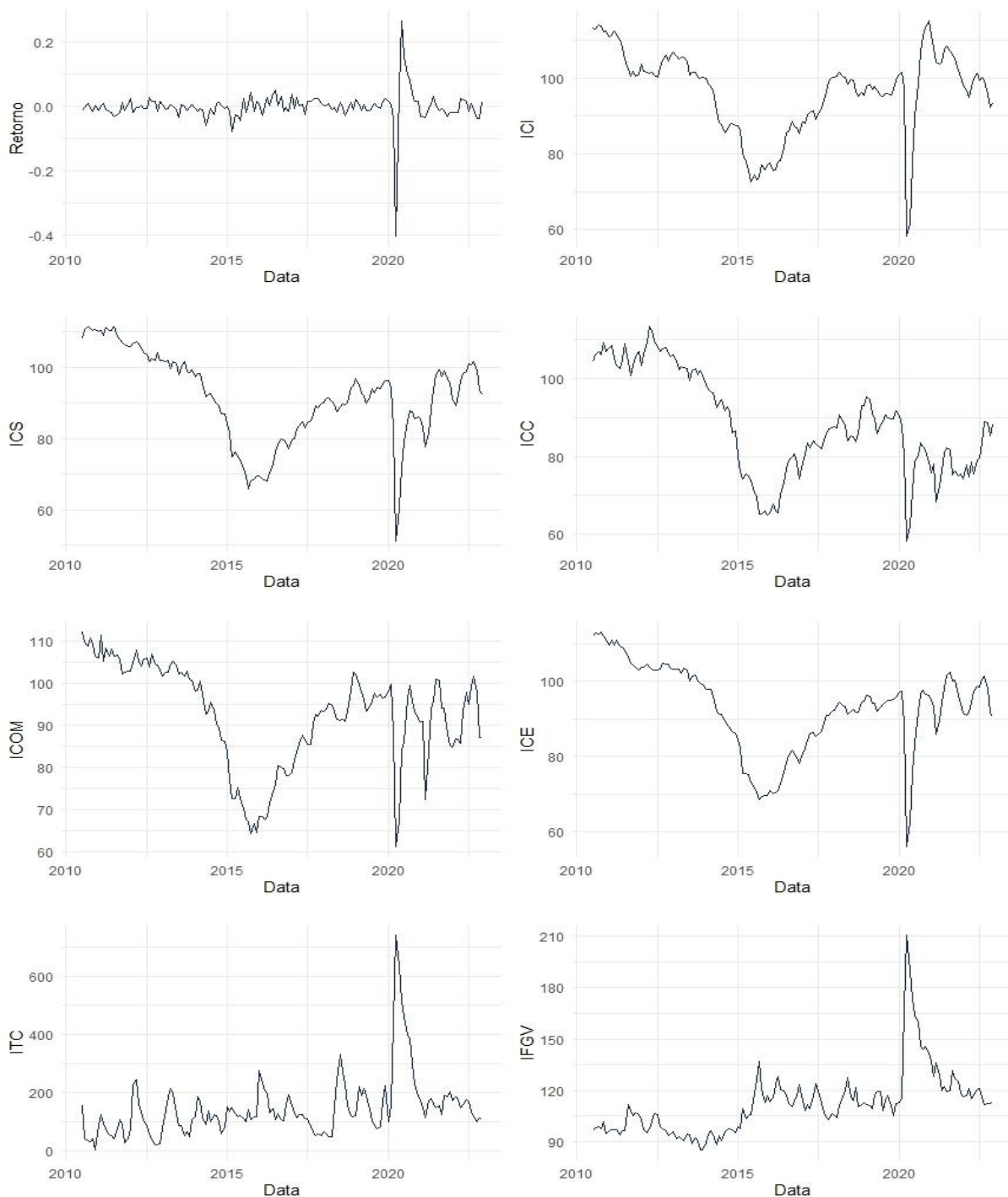
Quadro 1 – Descrição das variáveis selecionadas

Variáveis	Sigla	Fonte
Retorno do Índice Ibovespa	RIBOV	Economatica
Índice de Confiança da Indústria	ICI	Fundação Getulio Vargas
Índice de Confiança de Serviços	ICS	Fundação Getulio Vargas
Índice de Confiança do Consumidor	ICC	Fundação Getulio Vargas
Índice de Confiança do Comércio	ICOM	Fundação Getulio Vargas
Índice de Confiança Empresarial	ICE	Fundação Getulio Vargas
Índice de Incerteza da Atividade Econômica elaborado pela TC	ITC	Economatica
Índice de Incerteza da Atividade Econômica elaborado pela Fundação Getulio Vargas	IFGV	Fundação Getulio Vargas

Fonte: Elaboração própria, 2023.

Baseado nas informações das plataformas Economatica e Portal do Ciclo (quadro 1), no período de jun. 2010 – dez.2022, elaborou-se a representação gráfica das séries temporais das variáveis escolhidas, conforme mostra o gráfico 1.

Gráfico 1 – Série temporal das variáveis selecionadas, jul. 2010 – dez. 2022.



Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economatica e FGV, 2023.

Com o intuito de compreender mais adequadamente os dados coletados, organizou-se a tabela 1 que mostra as principais estatísticas descritivas (média, máximo, mínimo, desvio-padrão, assimetria, curtose e número de observações) dos índices escolhidos.

Tabela 1 – Estatísticas descritivas dos índices selecionados, jul. 2010 - dez. 2022.

	Média	Máximo	Mínimo	Desvio-padrão	Assimetria	Curtose	Observações
RIBOV	0,00	0,26	-0,40	0,05	-2,65	41,18	150
ICI	96,40	114,90	58,20	10,92	-0,86	0,74	150
ICS	91,64	111,30	51,10	12,28	-0,53	-0,03	150
ICC	88,29	113,20	58,20	13,10	0,03	-0,95	150
ICOM	92,62	112,10	61,20	12,00	-0,72	-0,24	150
ICE	93,09	113,00	56,00	11,53	-0,67	0,17	150
ITC	143,74	739,08	1,11	104,22	2,69	10,65	150
IFGV	112,12	210,50	85,10	18,85	2,01	6,69	150

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economatica e FGV, 2023.

Segundo a tabela 1, as variáveis com as menores médias, são: RIBOV (0,00), ICC (88,29) e ICS (91,64). Por outro lado, os índices com maiores médias, são as seguintes: ITC (143,74), IFGV (112,12) e ICI (96,40). Diante desse cenário, afirma-se que a alta média da incerteza econômica brasileira pode ser justificada pelas baixas médias do RIBOV, ICC e ICS; pois trata-se das principais ações negociadas no mercado financeiro no Brasil; da confiança do indivíduo em consumir; e do nível de prestação de serviço (setor com maior participação no PIB), respectivamente.

Os três pontos de máximo mais altos ocorrem no ITC (739,08), IFGV (210,50) e ICI (114,90). Seguindo essa linha de raciocínio, os pontos de máximo mais baixos acontecem ICS (111,30), ICOM (112,10) e ICE (113,00). Em sentido contrário, nota-se que os pontos de mínimo mais altos acontecem no IFGV (85,10), ICOM (61,20) e ICI (58,20); enquanto os pontos de mínimo mais baixos ocorrem no RIBOV (-0,40), ITC (1,11), ICS (51,10).

Os desvios-padrão mais altos acontecem no ITC (104,22), IFGV (18,85) e ICC (13,10); e os mais baixos ocorrem no RIBOV (0,05), ICI (10,92), ICE (11,53). Segundo a literatura científica (BARBOZA e ZILBERMAN, 2018; SOUZA, ZABOT e CAETANO, 2019; CHAVEZ, 2022), o desvio-padrão é um indicador importante e bastante utilizado nos estudos sobre a análise da incerteza econômica, mercado financeiro e demais variáveis; pois mede o nível de volatilidade dos itens selecionados.

Seguindo essa lógica, percebe-se que os pontos de assimetria mais altos acontecem no ITC (2,69), IFGV (2,01) e ICC (0,03); enquanto os pontos mais baixos ocorrem no RIBOV (-

2,65), ICI (-0,86), ICOM (-0,72). Por último, o indicador de curtose mostra resultados mais altos no RIBOV (41,18), ITC (10,65), IFGV (6,69); e os mais baixos acontecem no ICC (-0,95), e ICOM (-0,24) e ICS (-0,03).

4. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Considerando o banco de dados e os mecanismos metodológicos econométricos apresentados no tópico 3, a presente seção objetiva apresentar os resultados obtidos. Nesse sentido, destaca-se quatro componentes principais: o coeficiente de correlação, teste ADF, teste de cointegração de Engle-Granger e as estimativas da função impulso-resposta das variáveis selecionadas.

Tabela 2 - Coeficiente de correlação, jul. 2010 – dez. 2022.

	RIBOV	ICI	ICS	ICC	ICOM	ICE	ITC	IFGV
RIBOV	1,000	0,119	0,043	0,024	0,094	0,070	-0,040	-0,004
ICI	0,119	1,000	0,837	0,663	0,852	0,926	-0,345	-0,343
ICS	0,043	0,837	1,000	0,881	0,948	0,976	-0,469	-0,595
ICC	0,024	0,663	0,881	1,000	0,894	0,849	-0,462	-0,666
ICOM	0,094	0,852	0,948	0,894	1,000	0,966	-0,343	-0,489
ICE	0,070	0,926	0,976	0,849	0,966	1,000	-0,413	-0,505
ITC	-0,040	-0,345	-0,469	-0,462	-0,343	-0,413	1,000	0,787
IFGV	-0,004	-0,343	-0,595	-0,666	-0,489	-0,505	0,787	1,000

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economatica e FGV, 2023.

De acordo com a tabela 2, o RIBOV é fracamente correlacionado (positivamente ou negativamente) com os demais índices selecionados. Nesse sentido, destaca-se a correlação positiva do RIBOV com ICI (0,119) e a combinação negativa entre o RIBOV e o ITC (-0,040). Seguindo essa linha de raciocínio, afirma-se que esse resultado é esperado e está em comunhão com a teoria econômica que apresenta uma relação inversa entre os índices de incerteza e a bolsa de valores.

Em destaque, nota-se que o ICI é fortemente e positivamente correlacionado com o ICE (0,926), ICOM (0,852) e ICS (0,837). Seguindo essa linha de raciocínio, o ICS é correlacionado com o ICE (0,976), ICOM (0,948) e ICC (0,881). Por sua vez, o ICC tem correlação significativa com o ICS (0,881), ICOM (0,894) e ICE (0,849). O ICOM é fortemente correlacionado com o ICE (0,966), ICS (0,948) e ICC (0,894). Por último, o ICE possui forte correlação com ICS (0,976), ICOM (0,966) e ICI (0,926). No sentido oposto, o ITC e IFGV são correlacionados positivamente entre si, mas negativamente com os demais índices.

Diante de tais resultados, afirma-se que os índices de confiança apresentam diversas correlações positivas e fortes, dessa maneira, sugerindo que há uma interdependência entre as variáveis. Esse resultado pode ser justificado pela ampla relação das atividades na cadeia econômica. Naturalmente, os índices de confiança têm um comportamento inverso à incerteza da atividade econômica; desse modo, um aumento do primeiro item, resulta na redução do segundo, e vice-versa.

Tal interpretação é reforçada pela literatura científica (GODEIRO e LIMA, 2017; SILVA, 2017; MELO, 2019). O comportamento (ascensão ou declínio) da incerteza da macroeconômica do país pode estar associado com a política monetária, cambial, financeira, bem como vinculadas às variáveis de consumo, investimentos, expectativas, entre outras; dessa forma, as políticas econômicas selecionadas precisam caminhar em sincronização e harmonicamente, de forma a evitar uma alta incerteza na economia.

Tabela 3 – Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF), jul. 2010 – dez. 2022.

	ADF	Ordem	P-valor
RIBOV	-5,95	5,00	0,01
ICI	-2,32	5,00	0,44
ICS	-1,57	5,00	0,76
ICC	-1,40	5,00	0,83
ICOM	-1,73	5,00	0,69
ICE	-1,81	5,00	0,66
ITC	-4,15	5,00	0,01
IFGV	-2,75	5,00	0,26

Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economatica e FGV, 2023.

Sabe-se que a estacionariedade das séries temporais pode ser classificada em três níveis: 1%, 5% ou 10% de significância. Segundo a tabela 3, a hipótese nula de não estacionariedade é rejeitada aos níveis de 5% e 10% apenas no RIBOV e ITC, pois os resultados encontrados de p-valor são abaixo dos percentuais mencionados. Diante desse cenário, os resultados de p-valor das demais variáveis mostram que a não estacionariedade não é rejeitada.

Diversos trabalhos científicos relevantes (CAS, 2018; CHIEN et al., 2022; SILVEIRA, et al., 2022) consideram o nível de significância de 5% para a análise do p-valor. Seguindo essa linha de raciocínio, o presente artigo também percentual de confiança para as séries temporais selecionadas.

De acordo com Bueno (2012), os resultados das estatísticas ADF e p-valor são inversamente proporcionais, desse modo, quanto mais negativo for o primeiro número, maior

será a rejeição da hipótese nula na série. Seguindo essa linha de raciocínio, afirma-se que a tabela 3 mostra que apenas o RIBOV (-5,95) e ITC (-4,16) tem o maior nível de rejeição de raiz unitária; enquanto o ICC (-1,40) tem o menor nível de rejeição da hipótese nula.

Tabela 4 - Teste de cointegração de Engle-Granger, jul. 2010 – dez. 2022.

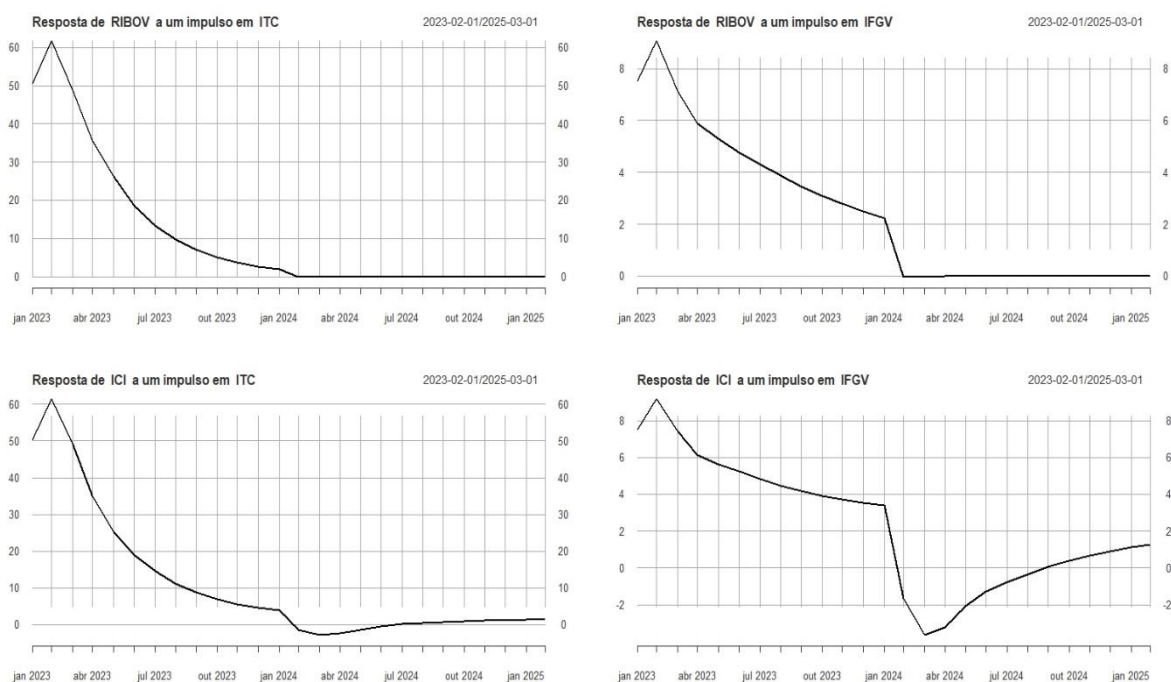
	RIBOV	ICI	ICS	ICC	ICOM	ICE
ITC	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
IFGV	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1

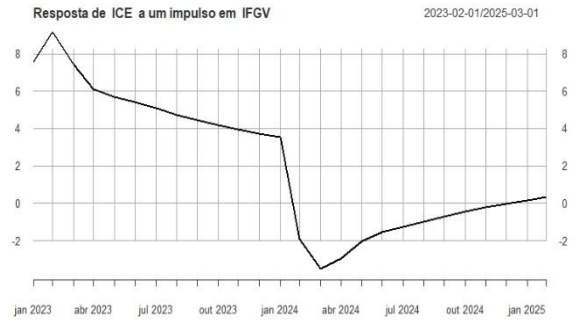
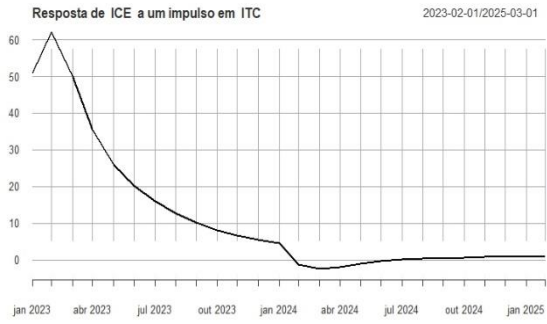
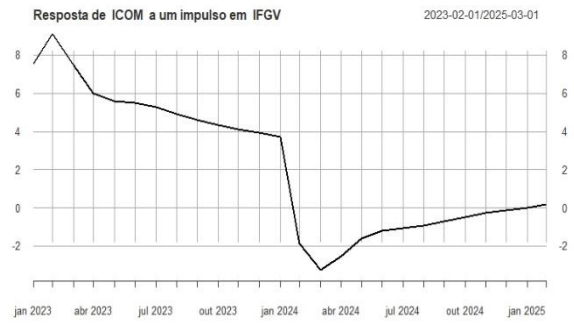
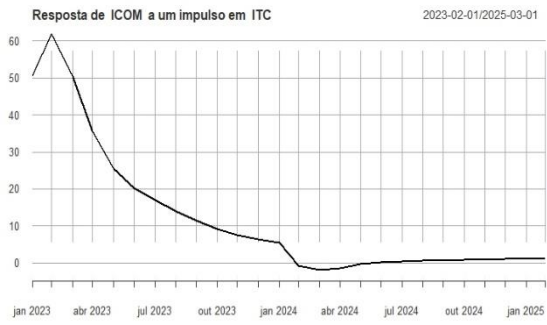
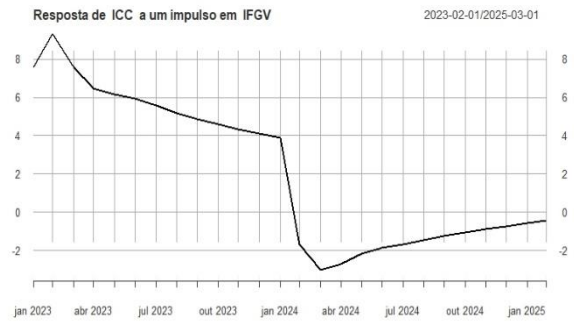
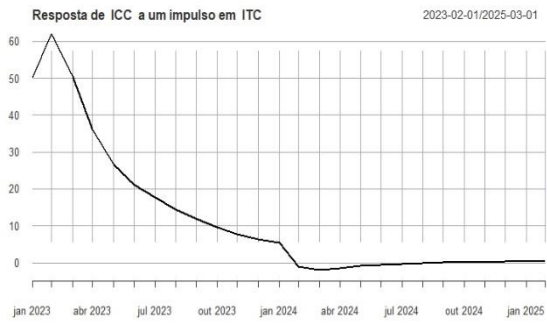
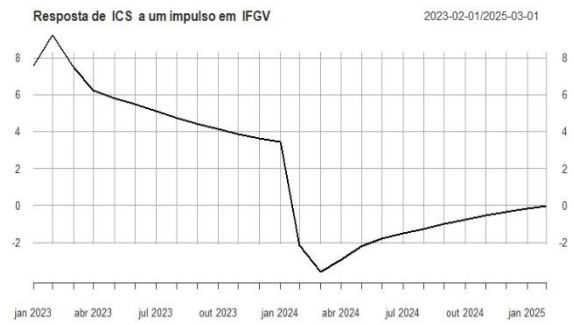
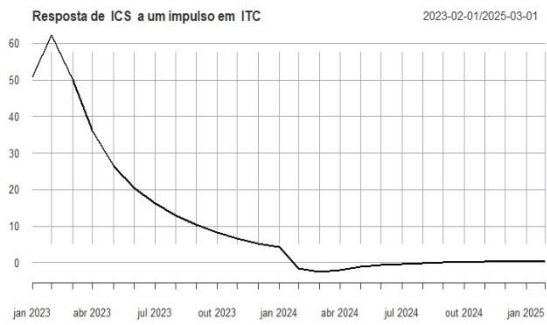
Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economatica e FGV, 2023.

De acordo com a tabela 4, todas as séries rejeitam a hipótese nula, ou seja, são cointegradas. Nota-se que para todas as variáveis existe uma relação de longo entre os índices, dado que se rejeita a hipótese nula de que não existe relação de cointegração entre as variáveis. Neste sentido pode-se afirmar que um choque no índice de determinado setor afeta o índice dos seus pares.

Seguindo essa linha de raciocínio, afirma-se que todas as variáveis selecionadas mostram cointegração ao nível de confiança de 1%. Esses resultados mostram que o valor distinto de zero, significa que há cointegração entre as séries temporais dos índices escolhidos.

Figura 2 – Função impulso-resposta das variáveis selecionadas, jul. 2010 – dez. 2022





Fonte: Elaboração própria a partir de dados do Economática e FGV, 2023.

Quando há um impulso em ITC, o RIBOV responde com um aumento de forma imediata, mas ao longo do tempo, há um declínio, e posteriormente, uma estabilidade da série. Considerando um choque em IFGV, nota-se que há uma ascensão rápida, em seguida uma redução no decorrer da série. Seguindo essa linha de raciocínio, percebe-se que há dois graus que suavizam a queda (abr.2023 e jan. 2024), dessa forma, o declínio na IFGV ocorre de forma menos aguda, em comparação ao ITC. Apesar dos casos isolados de distinção, um impulso no

ITC e IFGV causam uma resposta similar no RIBOV. Neste sentido, observa-se que períodos de alta incerteza podem gerar boas oportunidades para os investidores adquirem boas empresas em níveis de valuation atrativo.

Considerando um choque em ITC, as variáveis setoriais (ICE, ICS, ICC, ICOM e ICE) respondem imediatamente com um aumento até fev. 2023; no entanto, nos períodos seguintes, forma-se uma curva exponencialmente negativa. Quando o impulso ocorre em IFGV, as variáveis setoriais reagem de forma positiva nos períodos iniciais, porém sofre uma queda gradativa até jan. 2024. No início de 2024, há um declínio agudo, mas em mar. 2024 percebe-se que existe uma curva ascendente que se estende até o final do período selecionado.

5. CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo objetivou identificar a cointegração entre o Retorno do Índice Bovespa (Ibovespa B3); o Índice de Confiança Empresarial (ICE), o Índice de Confiança da Indústria (ICI); o Índice de Confiança de Serviços (ICS); o Índice de Confiança do Comércio (ICOM); o Índice de Confiança do Consumidor (ICC); o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela Fundação Getulio Vargas (IFGV) e o Índice de Incerteza da Atividade Econômica Brasileira elaborado pela TC (ITC), no período de julho de 2010 a dezembro de 2022.

Primeiramente, realizou-se o teste do coeficiente de correlação que se mostrou significativo em diversas combinações. Notou-se que os índices de confiança são correlacionados positivamente entre si, e em muitos casos, há correlação forte. Além disso, afirma-se que as variáveis setoriais são correlacionadas negativamente com os índices de incerteza econômica.

Seguindo essa linha de raciocínio, utilizou-se o teste ADF para identificar a estacionariedade dos índices selecionados. Os resultados indicam que a hipótese de estacionariedade é rejeitada na maior parte das variáveis escolhidas, desse modo, apenas o RIBOV e ITC são classificadas como séries estacionárias.

A cointegração dos índices selecionados foi realizada por meio do teste de Engle-Granger. Os números apontam que as séries temporais são cointegradas, porque rejeitam a hipótese nula. Nesse sentido, notou-se que os índices de confiança, os índices de incerteza econômica e o retorno do Ibovespa possuem relações de longo prazo.

A função de resposta ao impulso foi estimada para identificar os efeitos de um choque de dois desvios padrão nas variáveis escolhidas. Os resultados indicam que um impulso nos índices selecionados acarreta efeitos nos demais índices no curto e no longo prazo. Nesse

sentido, percebeu-se que um impulso no índice de incerteza econômica gera uma redução de longo prazo nos demais índices escolhidos.

Esse trabalho possui a singularidade de combinar índices de confiança, índices de incerteza econômica e o retorno do Ibovespa com os métodos econométricos consolidados na literatura científica. Em pesquisas futuras, recomenda-se a análise comparativa para com os demais países, dessa forma, será possível ter um panorama macroeconômico global e identificar quais variáveis impactam mais nas bolsas de valores dos países. Para futuras pesquisas, sugere-se o estudo além do Ibovespa, de variáveis macroeconômicas com a taxa de câmbio e a taxa de inflação, por exemplo.

REFERÊNCIAS

AL-THAQEB, S. A; ALGHARABALI, B. G. Economic policy uncertainty: A literature review. **The Journal of Economic Asymmetries**, v. 20, p. e00133, 2019.

ARAUJO, R. C. B. **Análise de relações de causalidade entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa**. Monografia (Bacharel em Ciências Econômicas) – Insper Instituto de Ensino e Pesquisa, p.30, 2019.

B3. **Índice Bovespa (Ibovespa B3)**. Disponível em: www.b3.com.br. Acesso em: 05 jan. 2023.

BAKER, S. R.; BLOOM, N.; DAVIS, S. J. Measuring economic policy uncertainty. **The quarterly journal of economics**, v. 131, n. 4, p. 1593-1636, 2016.

BARBOZA, R. M.; ZILBERMAN, E. Os efeitos da incerteza sobre a atividade econômica no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, v. 72, p. 144-160, 2018.

BASU, S.; BUNDICK, B. Uncertainty shocks in a model of effective demand. **Econometrica**, v. 85, n. 3, p. 937-958, 2017.

BONCIANI, Dario; RICCI, Martino. The international effects of global financial uncertainty shocks. **Journal of International Money and Finance**, v. 109, p. 102236, 2020.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2012.

CALLEGARI-JACQUES, S. M. **Bioestatística: princípios e aplicações**. Porto Alegre: Artmed, 2007.

CARMINATI JUNIOR, R. L. **Impactos de variáveis econômicas sobre índices de ações setoriais da B3**. Dissertação (Mestrado em Economia) - Universidade do Extremo Sul Catarinense, p. 65. 2021.

CAS, C. G. Aplicação do Modelo ARIMA para Previsão do Preço da Commodity Milho. **Revista Gestão da Produção Operações e Sistemas**, v. 13, n. 1, p. 263-279, 2018.

CHAVEZ, R. M. **Incerteza política econômica e decisões de investimento: evidências para o Brasil**. Dissertação (Mestrado em Engenharia de Produção) - Universidade de São Paulo, p.67. São Carlos-SP, 2022.

CHIEN, F. et al. The impact of economic and non-economic determinants on the natural resources commodity prices volatility in China. **Resources Policy**, v. 78, p. 102863, 2022.

CONTE, B. P; CERETTA, P. S. Análise dinâmica de volatilidade para os setores do mercado acionário brasileiro: uma aplicação do modelo MRS-GARCH. **Race: revista de administração, contabilidade e economia**, v. 21, n. 1, p. 101-120, 2022.

FARIAS, H. P. **Função resposta a impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicados às principais bolsas de valores**. 2008. Dissertação (Mestrado em Estatística e Experimentação Agropecuária) – Universidade Federal de Lavras, Lavras, 2008.

GEA, C. et al. Pricing uncertainty in the Brazilian stock market: do size and sustainability matter?. **SN Business & Economics**, v. 3, n. 1, p. 25, 2022.

GODEIRO, L. L.; LIMA, L. R. R. O. Medindo incerteza macroeconômica para o Brasil. **Economia Aplicada**, v. 21, n. 2, p. 311, 2017.

GUJARATI, D. **Econometria: princípios, teoria e aplicações práticas**. São Paulo: Saraiva Educação, 2019.

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

HILL, R. C; GRIFFITHS, W. E; JUDGE, G. G. **Econometria**. 3 ed. São Paulo: Saraiva, 2010.

KOBUNDA, C. N; NOGUEIRA JUNIOR, E. C. Análise da volatilidade do Ibovespa entre 2001 e 2016: uma estimação através de modelos ARCH. **Revista de Economia**, v. 40, n. 72, 2019.

MAIA, A. G. **Econometria: conceitos e aplicações**. São Paulo: Saint Paul Editora, 2017.

MARANHÃO, A. N; LOPES, R. F. Volatilidade setorial: análise de causalidade e transbordamentos cambiais e financeiros. **Revista Brasileira de Economia de Empresas**, v. 22, n. 1, p. 75-104, 2022.

MAYORGA, R. O. *et al.* Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MELO, D. M. L. **O impacto do índice de incerteza da economia sobre o índice de Ibovespa e sobre o fluxo de capital estrangeiro**. Monografia (Graduação em Finanças) – Universidade Federal do Ceará, p.40, Fortaleza - CE, 2019.

MONTE, E. Z. Inter-relações entre os índices financeiros setoriais da Bolsa de Valores de São Paulo e o índice Ibovespa. **Economia Ensaios**, v. 33, n. 2, p. 250-279, 2019.

MONTEIRO, B. R. L. G. et al. Um estudo econométrico sobre as variáveis macroeconômicas e sua relação com o Ibovespa no período julho de 1996 até dezembro de 2013. **Minas Gerais: XIII SEGet Simpósio de Excelência em Gestão e Tecnologia**, 2014.

MURAMATSU, R; ANDRADE, G. M; VARTANIAN, P. R. Finanças Comportamentais e o Ibovespa: uma análise da volatilidade no período pré-Covid 19 e durante a epidemia do coronavírus (Jan./2019–Fev./2021). In: **XLVI Encontro da ANPAD**. On-line, 2022.

PEREIRA, M. V. L.; ARAÚJO, L. C.; IQUIAPAZA, R. A. Cointegração e previsibilidade de abordagens VECM para o Ibovespa. **Brazilian Review of Finance**, v. 18, n. 2, p. 82-121, 2020.

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

RODRIGUEZ-DIAZ, R. R; TORRES, C. A. R. Efeito contágio da bolsa brasileira na América do Sul. **Brazilian Journal of Business**, v. 4, n. 1, p. 444-458, 2022.

SANTOS, E; WOLFF, L; e SOUZA, A. M. Transmissão e a influência do volume dos estoques públicos sobre o preço do arroz no Brasil. **Ciência Rural**, v. 43, n.3, p. 559-564, 2013.

SANTOS, H. F. **Influência das variáveis macroeconômicas e financeiras sobre os mercados acionário e imobiliário brasileiros: uma análise comparativa no período de 2015 a 2019**. Dissertação (Mestrado em Economia e Mercados) - Universidade Presbiteriana Mackenzie, São Paulo, p. 55. 2021.

SARTORIS, A. **Estatística e introdução à econometria**. 2 ed. São Paulo: Saraiva, 2013.

SCOTTI, C. Surprise and uncertainty indexes: Real-time aggregation of real-activity macro-surprises. **Journal of Monetary Economics**, v. 82, p. 1-19, 2016.

SILVA, C. B. **Implicações do índice de incerteza político econômica EPU sobre o comportamento do Ibovespa**. Monografia (Graduação em Finanças) – Universidade Federal do Ceará, p.33, Fortaleza - CE, 2017.

SILVA, C. H. L da. **Análise de modelos econométricos na interrelação de índices setoriais precificados na B3**. Trabalho de Conclusão de Curso (Graduação em Finanças) – Universidade Federal do Ceará, p.45. 2021.

SILVEIRA, A. G. et al. Análise do Valor p Determinado pela Estatística τ na Aplicação do Teste de Dickey-Fuller Aumentado. **Trends in Computational and Applied Mathematics**, 2022.

SOUZA, M. C.; ZABOT, U. C.; CAETANO, S. M. Dinâmica e Transição da Incerteza no Brasil: uma investigação de autorregressão quantílica. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, v. 49, p. 305-335, 2019.

THOMAZ, R. A. **Demanda de energia elétrica no Brasil: 1995-2015**. 2017. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Federal do Paraná, Curitiba, 2017.

TORRES, V. O. D. **Índice Bovespa (Ibovespa), Índice de Sustentabilidade Empresarial (ISE) e variáveis macroeconômicas: análise de cointegração e causalidade**. Dissertação (Mestrado em Engenharia) - Universidade Estadual Paulista, p.92. Guaratinguetá-SP, 2021.

TRAPLETTI, A; HORNIK, K. **Tseries**: Time series analysis and computational finance. R package version 0.10-48, 2020.

VARTANIAN, P. R. et al. Macroeconomic and Financial Variables' Influence on Brazilian Stock and Real Estate Markets: A Comparative Analysis in the Period from 2015 to 2019. **Modern Economy**, v. 13, n. 5, p. 747-769, 2022.

VERGES, Y. **Desalinhamento cambial** - Testando para a presença de não linearidade no mecanismo de ajustamento cambial. 2013. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getulio Vargas, São Paulo, 2013.