



UNIVERSIDADE FEDERAL DO CEARÁ
CAMPUS DE SOBRAL
CURSO DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS E FINANÇAS

NATANAEL MATOS DE LOIOLA

**O COMPORTAMENTO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL E SEUS EFEITOS NO
MERCADO DE AÇÕES**

SOBRAL
2023

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação
Universidade Federal do Ceará
Sistema de Bibliotecas

Gerada automaticamente pelo módulo Catalog, mediante os dados fornecidos pelo(a) autor(a)

L826c Loiola, Natanael Matos.
O comportamento da taxa de juros no Brasil e seus efeitos no mercado de ações / Natanael Matos Loiola.
– 2023.
15 f.

Trabalho de Conclusão de Curso (graduação) – Universidade Federal do Ceará, Campus de Sobral,
Curso de Finanças, Sobral, 2023.

Orientação: Prof. Dr. Marcelo Miranda de Melo.
Coorientação: Prof. Dr. José Weligton Félix Gomes.

1. Taxa de juros, SELIC, mercado de ações, ações. I. Título.

CDD 332

NATANAEL MATOS DE LOIOLA

O COMPORTAMENTO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL E SEUS EFEITOS NO
MERCADO DE AÇÕES

Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação
apresentado ao Departamento de Finanças, da
Universidade Federal do Ceará, como requisito
parcial para obtenção do grau de Graduado em
Finanças.

Orientador: Prof. Dr. Marcelo Miranda de
Melo

Coorientador: Prof. Dr. José Weligton Félix
Gomes

SOBRAL

2023

NATANAEL MATOS DE LOIOLA

O COMPORTAMENTO DA TAXA DE JUROS NO BRASIL E SEUS EFEITOS NO
MERCADO DE AÇÕES

Trabalho de Conclusão de Curso de Graduação
apresentado ao Departamento de Finanças, da
Universidade Federal do Ceará, como requisito
parcial para obtenção do grau de Graduado em
Finanças.

Aprovada em: __/__/____.

BANCA EXAMINADORA

Prof. Dr. Marcelo Miranda de Melo (Orientador)
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Fernando Daniel de Oliveira Mayorga
Universidade Federal do Ceará (UFC)

Prof. Dr. Antonia Marcia Rodrigues Sousa
Universidade Federal do Ceará (UFC)

A Deus.

Aos meus pais, minha esposa e família.

AGRADECIMENTOS

Agradeço primeiramente a Jesus, príncipe da paz e da luz, pelo seu amor incondicional e constante, que me guiou em cada passo da minha vida até a finalização deste trabalho.

Agradeço a minha família, por cada palavra de apoio e incentivo. Pelas renúncias que fizeram meus pais para que eu e meu irmão concluíssemos a graduação. À minha esposa, Livia, que foi alicerce fundamental pelos últimos 10 anos.

Agradeço com carinho especial aos meus professores do ensino médio, Jamires, João Paulo Teófilo e André, os quais foram inspirações de profissionais e colegas de vida a qual contribuíram em minha formação educacional e irei lembrar pelo resto da vida.

Agradeço aos professores Dr. Marcelo Miranda e Dr. José Weligton, que com muita paciência me apoiaram em cada passo deste trabalho, e que foram fundamentais na minha formação até o presente momento.

RESUMO

Este trabalho pretende testar se o índice do Ibovespa sofre influência de curto e longo prazo por meio de alterações na taxa básica de juros que é diretamente ligada à taxa CDI Over. Desse modo, foi analisado o quão significativa precisa ser a alteração na taxa de juros, no câmbio (na paridade Real/Dólar) e da inflação brasileira, medida pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA) para se ter uma influência no índice do Ibovespa. Os principais resultados encontrados confirmam que os dados testados são estatisticamente significativos a níveis de significância de 10% e que possuem uma tendência de equilíbrio de longo prazo entre elas. Constatou-se ainda, que alterações na taxa de juros influenciam negativamente o índice do Ibovespa, tanto no curto quanto no longo prazo. Ou seja, o efeito no Ibovespa é sempre o inverso do aplicado na taxa de juros.

Palavras-chave: Ibovespa, taxa de juros, cambio, inflação.

ABSTRACT

This study aims to test whether the Ibovespa index is influenced in the short and long term by changes in the basic interest rate, which is directly linked to the CDI Over rate. Thus, the analysis assessed how significant the changes in the interest rate, exchange rate (in the Real/Dollar parity), and Brazilian inflation, measured by the National Consumer Price Index (IPCA), need to be in order to have an influence on the Ibovespa index. The main findings confirm that the tested data are statistically significant at 10% significance levels and that they exhibit a long-term equilibrium trend among them.

Furthermore, it was observed that changes in the interest rate negatively influence the Ibovespa index, both in the short and long term. In other words, the effect on the Ibovespa is always the opposite of the applied interest rate change.

Keywords: Ibovespa, interest rate, exchange rate, inflation.

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1	Gráfico 1 - Evolução da taxa CDIOVER no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019.....	15
Gráfico 2	Evolução do IPCA no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019.....	16
Gráfico 3	Evolução do índice IBOVESPA no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019.....	16
Gráfico 4	Evolução do CAMBIO no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019.	17

LISTA DE TABELAS

Tabela 1	Estatísticas descritivas.....	22
Tabela 2	Resultados do teste ADF e PP em nível.....	23
Tabela 3	Resultados do teste ADF e PP em primeira diferença.....	23
Tabela 4	Causalidade de Granger.....	23
Tabela 5	Teste de cointegração de Johansen.....	25
Tabela 6	VECM.....	26

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

SELIC	Sistema Especial de Liquidação e Custódia
COPOM	Comitê de Política Monetária
B3	Brasil Bolsa Balcão
CDI	Certificado de Depósito Interbancário
VECM	Modelo de Correção de Erros Vetoriais
IPCA	Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo
VAR	Vetores Autoregressivos
PIB	Produto Interno Bruto
IGPM	Índice Geral de Preços do Mercado
ADF	Teste de Dickey-Fuller Aumentado
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
PP	Phillips-Perron
TPF	Títulos Públicos Federais

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	13
2. REVISÃO DA LITERATURA	14
3. METODOLOGIA	15
3.1 Base de dados	15
3.2 Modelo econométrico	18
3.3 Análise de causalidade de Granger	19
3.4 Teste de cointegração de Johansen.....	20
3.5 Análise da função resposta e impulso	21
3.6 Testes de estacionariedade	21
3.6.1 <i>Teste de Dickey-Fuller Aumentado</i>	<i>22</i>
3.6.2 <i>Teste de Phillips e Perron</i>	<i>22</i>
4. RESULTADOS.....	23
5. CONCLUSÃO	28
REFERÊNCIAS.....	30

1. INTRODUÇÃO

Um dos principais instrumentos utilizados pelo Governo Federal através do Banco Central para controlar o poder de compra da moeda na economia é a taxa básica de juros, SELIC. No Brasil, há um grupo especial para esse objetivo, o Comitê de Política Monetária (COPOM), criado em 1996 e que é composto pelos sete membros diretores mais o Presidente do Banco Central do Brasil. Atualmente, tem reuniões a cada 45 dias, em datas previamente divulgadas pelo Banco Central no qual é decidida a conjuntura macroeconômica atual e as perspectivas para o futuro da meta inflacionária.

A B3 (Brasil Bolsa Balcão) é a bolsa de valores oficial do Brasil, ela está ligada a todas as bolsas de valores brasileiras. Em 2019 possuía em torno de 1,5 milhões de investidores cadastrados, quase um milhão a mais do que em 2010, representando aproximadamente um aumento de 150%. É nela que são registradas e custodiadas todas as ações e títulos de renda fixa e variável do mercado brasileiro.

A taxa SELIC está diretamente relacionada à taxa CDI, que é um indicador das taxas de juros interbancárias, sendo utilizado como referência para as operações de negociação em empréstimos e investimentos. É de suma importância o controle da meta inflacionária, uma vez que sua redução estimula a economia, pois juros menores tendem a baratear o crédito e incentivar a produção e o consumo. Porém, acontecendo estas reduções, as aplicações em Renda Fixa passam a oferecer uma taxa menor, desestimulando o investimento nesse meio.

Em função do que foi discutido anteriormente, o objetivo principal desse trabalho é analisar e aferir o impacto das alterações na taxa de juros utilizada no Brasil no mercado de ações (B3), controlado pelos efeitos da inflação e do câmbio no período, ou seja, como mudanças na taxa de juros afetam o retorno de um índice agregado no mercado de ações, IBOVESPA.

Busca-se também, explicitar se com uma redução relevante nos juros haverá um aumento no número de investidores, sejam eles estrangeiros ou nacionais, no mercado de renda variável. Ou ainda, se uma leve redução na taxa irá provocar um aumento no número de investidores em renda fixa ou vice versa.

Para o estudo dos resultados, utilizaremos uma análise VECM, buscando-se também aplicar o teste de Granger, o utilizando para verificar a robustez do trabalho e as respostas dos índices analisados, os quais serão; taxa de câmbio, CDI OVER, índice da B3 (antiga BMF&Bovespa) e inflação definida pelo Índice de Nacional de Preços ao Consumidor Amplo(IPCA).

Assim, esse estudo está organizado em cinco capítulos, considerando-se essa introdução. O segundo capítulo aborda os embasamentos teóricos que irão sustentar a análise feita. No terceiro, apresenta-se a metodologia adotada e os dados utilizados. O quarto capítulo trás os resultados encontrados e o quinto as conclusões finais do trabalho. Por fim, encontram-se as referências.

2. REVISÃO DA LITERATURA

É notória a recorrência de estudos a respeito dos impactos da política monetária sobre diversos casos e que as políticas macroeconômicas possuem certa sincronia com o mercado de ações, Bernanke e Kuttner (2004) e Fernando e Alexandre (2012) buscaram entender essa relação e explicar o porquê das reações dos mercados de ativos às alterações na política monetária.

No mesmo campo de estudo, Roley e Sellon (1995) tiveram uma conclusão não muito distante de Bernanke e Kuttner (2004), onde ambos os trabalhos concluíram que um impacto da política monetária nos juros de longo prazo é bem mais forte que se suponha anteriormente, uma vez que tais impactos são antecipados pelo mercado e devem ser levados em consideração.

A metodologia utiliza vetores autorregressivos (VAR) para calcular revisões nas expectativas futuras de ações, alterações na inflação e as taxas de juros de curto prazo, desenvolvida por Campbell (1991) e Campbell, Armer (1993) permitem-nos decompor os diversos efeitos atuantes nos preços de determinados ativos, buscando o porquê de mudanças inesperadas da política monetária afetaram o mercado acionário.

Gonçalves Junior (2007) analisou um período considerável de junho de 1996 até março de 2006, onde o autor utiliza metodologias baseando-se em estudos internacionais, assimilando-se a Bernanke e Kuttner (2004) para estudar os impactos das decisões inesperadas no IBOVESPA (atual B3). O autor, em seu artigo, encontra como resultado que a cada 1° de impacto não esperado na taxa de juros o IBOVESPA responde em 1,3%, resultado semelhante aos autores a qual tomou por base.

Pimenta Jr e Scherma (2005) analisaram as variáveis macroeconômicas e o índice da bolsa de São Paulo e buscaram identificar se havia uma causalidade no sentido de Granger. Constataram, então, que havia sim uma causalidade, porém muito fraca entre a taxa de câmbio e o Ibovespa.

Os brasileiros Tabak e Tabata (2004), não encontraram perspicuidade de que uma alteração nas ações da política monetária será respondida devida a alterações nos juros. Futuramente, em outro estudo, buscaram focar na taxa básica de juros entre meta antecipada e não antecipada, porém, desta vez, confirmaram o grau de antecipação anteriormente visto.

Oliveira e Romaguera (2013), tomando por base os estudos de Bernanke e Kuttner concluíram que a cada 1% de surpresa positiva da taxa SELIC dada pelo COPOM, há um impacto negativo sobre o mercado acionário de, aproximadamente 3%. Destacaram também, que não encontraram nenhuma assimetria relevante para a resposta do IBOVESPA para choques não esperados positivos ou negativos da taxa SELIC.

Dentro dessa abordagem, Silva (2011a), Menezes (2011b) e Fernandez (2011c), fizeram uma análise VAR, utilizando uma função de resposta ao impulso das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil, sendo elas; o PIB, taxa de juros, câmbio e IGP-M. Tiveram como resultados, uma relação significativa entre o índice da bolsa e a taxa de câmbio, e em uma menor magnitude entre o mesmo indicador de ações e a taxa de juros.

3. METODOLOGIA

Para a realização do trabalho utilizou-se 120 observações que representam cada mês analisado que vai de janeiro de 2010 a dezembro de 2019 e foram retiradas do Banco Central do Brasil e do IPEADData. Utilizaremos como referência para nosso estudo a taxa CDI Over, Índice da B3, taxa de câmbio e IPCA. Cada irá explicitar o que são e qual a sua função como um todo na economia brasileira e a relação com as outras variáveis, com as suas evoluções ao longo do período analisado e as análises descritivas.

3.1 Base de dados

O índice CDI(Certificado de Depósito Interbancário) são as transações realizadas entres os próprios bancos para garantir que o saldo em caixa fique positivo no final do dia, mas especificamente, utilizando-se a taxa CDI OVER, que são as operações de curtíssimo prazo realizadas entre bancos em dias úteis, sendo indicadas para casos em que não se possuem meses inteiros ou semanas com feriados. Na Figura 1 é apresentada a evolução histórica do período analisado da taxa CDI OVER.

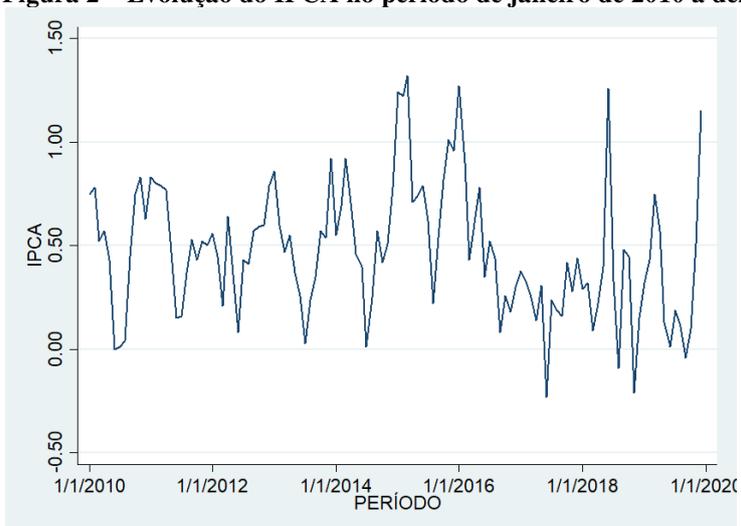
Figura 1 – Evolução da taxa CDIOVER no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019



Fonte: Banco Central do Brasil

O Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo é utilizado como taxa padrão para quantificar a inflação no Brasil, o qual é mensalmente calculado pelo IBGE sob as variações de certos produtos que compõem o consumo das famílias que possuem renda entre um e quarenta salários mínimos. O IPCA é usado no controle da taxa básica de juros, SELIC, por meio da política monetária. Quando há um aumento na SELIC, a tendência é que haja uma redução na oferta de crédito, podendo ocorrer uma desaceleração no consumo e na atividade econômica, o que pode gerar uma redução na inflação medida pelo IPCA. A Figura 2 mostra a evolução do IPCA no período de estudo.

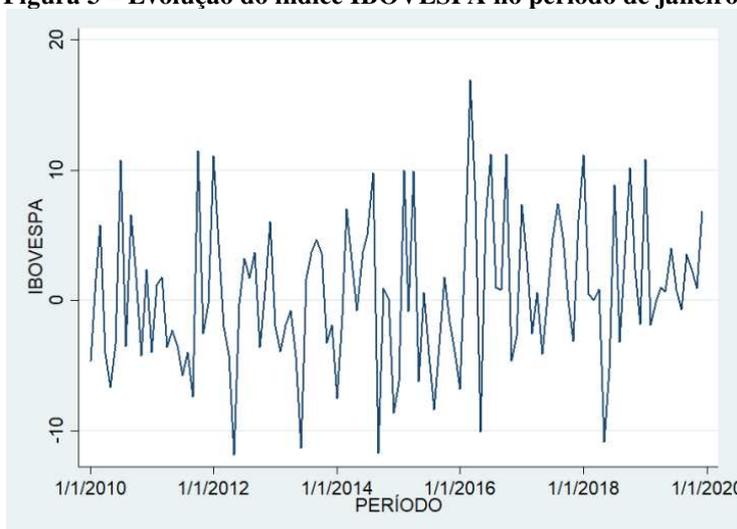
Figura 2 – Evolução do IPCA no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019



Fonte: Banco Central do Brasil

O Ibovespa é o índice utilizado como referência para avaliar os desempenhos das ações negociadas na bolsa de valores do Brasil, a B3. Sendo considerada uma referência para investidores brasileiros e estrangeiros na tomada de decisões financeiras a respeito de uma empresa, pois indica tendências do mercado de ações brasileiro. A renda fixa segue emula a renda variável, ou seja, a SELIC é concorrentemente ligada ao índice IBOVESPA, quando a primeira está em alta, torna-se mais atrativo investir em renda fixa do que investimentos em ações, o que leva a uma queda no IBOVESPA, ademais, quando a SELIC está baixa, os investidores buscam melhores rentabilidades investindo em ações, fazendo com que haja aumento no índice IBOVESPA. Na Figura 3 está a taxa de evolução do índice IBOVESPA no período analisado.

Figura 3 – Evolução do índice IBOVESPA no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019



Fonte: Banco Central do Brasil

A taxa de câmbio forte utilizada no Brasil é a relação Real/Dólar, diretamente ligado a fatores macroeconômicos e microeconômicos. Influenciado pelo CDI e Ibovespa, pois quando há um aumento do primeiro a tendência é que haja uma valorização do câmbio, pois a elevação da taxa de juros torna o país mais atraente para investidores estrangeiros, aumentando a demanda por reais e o contrário também acontece. Quando há uma valorização do câmbio, as empresas exportadoras vêem seus produtos se tornarem mais caros em moeda estrangeira, o que leva a uma tendência de as ações dessas empresas ficarem mais caras, no entanto, quando há uma desvalorização de moeda estrangeira, as empresas importadoras tendem a ter seus custos reduzidos, o que também leva a um aumento de suas ações. Na Figura 4 encontram-se os dados referentes à evolução do Câmbio no período estudado.

Figura 4 – Evolução do CAMBIO no período de janeiro de 2010 a dezembro de 2019



Fonte: Banco Central do Brasil

3.2 Modelo econométrico

A metodologia utilizada neste trabalho será na forma VAR em um modelo de correção de erro vetorial quando há, pelo menos, uma associação cointegrada. Um *Vector Error Correction* (VECM) é utilizado para captar relações ao longo do período observado, ou seja, um caso especial do VAR, aplicável quando temos variáveis do modelo que são $I(1)$, ou seja, necessitam ser diferenciada para serem estacionárias, conseqüentemente são ainda cointegradas.

O conceito de cointegração, segundo HARRIS (1995), indica a existência de que há equilíbrio de longo prazo para o qual o sistema econômico converge no tempo. Ela irá nos ajudar em situações de causalidade entre as variáveis, quando as relações ocorrerem de forma simultânea, buscando explicitar de forma lúcida e clara as relações das alterações da taxa de juros com o índice de ações na B3.

O VECM se faz da seguinte forma, sendo X_t uma matriz ($n \times 1$) que contém os valores das n observações ao longo do tempo t , ε_t é uma matriz de erros não independentes entre si e não correlacionados serialmente. A matriz B possui dimensão $N \times q$, onde contém em suas colunas os vetores de cointegração, sendo q o número de tais vetores incluídos no modelo.

$$\Delta X_t = AB'X_{t-1} + \sum_{j=1}^b B_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$$

Um dos principais e talvez maiores problemas de estudos de séries temporais estejam na claridade dos efeitos causais entre as variáveis. Esse fato agrava-se quando se tenta observar se o efeito de causalidade é genuinamente temporal.

3.3 Análise de causalidade de Granger

A causalidade, desenvolvida por Granger (1969) testa se uma variável observada durante certo período tem poder explicativo na regressão gerada. Para testar se x causa y , testa-se a hipótese nula de que x não tem causalidade Granger em y .

O principal ponto do teste desenvolvido por Granger é: o quanto x é previsível dado uma escala y . Entende-se, então, que se não houver uma causalidade no sentido de Granger, pode-se dizer que y não causa efeitos em x . Se x contribuir para prever y , então o modelo irrestrito com os valores passados de x acrescentará informações mais relevantes (significativas) na previsão de y . O teste supõe que as informações relevantes para a previsão das respectivas variáveis estejam contidas exclusivamente nos dados das séries temporais observadas neste trabalho.

Utilizando dois modelos VAR, um restrito e um irrestrito, pode-se fazer uma análise mais minuciosa, sendo m o número de defasagens nas regressões, tem-se:

$$\text{VAR irrestrito do tipo } y_t = \sum_{j=1}^m a_j y_{t-j} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$\text{VAR restrito do tipo } y_t = \sum_{i=1}^m a_i y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Usa-se, então, o teste F para se testar a restrição de certo conjunto de coeficientes β são significativamente diferentes de zero. Sendo a hipótese nula de que “ x não tem uma causalidade de Granger sobre y ” rejeitada, em seguida, a hipótese nula “ y não tem causalidade de Granger sobre x ” será testada, trocando as variáveis nas equações VAR irrestrita e restrita mencionadas.

Desse modo, a regressão pode ser estimada consistentemente por um modelo VAR que assume endogeneidade em todas as variáveis inseridas no sistema. Os procedimentos econométricos usados se dão nas seguintes etapas: (i) logaritmizar as séries; (ii) efetuar o teste de raiz unitária pelo ADF; (iii) efetuar os testes de cointegração JJ; (iv) aplicar o teste de Jonhansen; (v) adota-se o modelo com correção de erro (VECM); (vi) determinar os coeficientes das equações por MQO; (vii) observar a equação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, dado pelo VECM e a equação da taxa de juros.

3.4 Teste de cointegração de Johansen

Como já explicitado, o teste de cointegração tem por objetivo detectar se entre as variáveis de longo prazo há certo nível de relacionamento. O procedimento dado por Johansen consiste em realizar teste de eficiência de mercado utilizando a cointegração por meio do método de Máxima Verossimilhança. A importância do teste reside, então, na verificação de uma relação de longo prazo entre as variáveis econômicas SELIC e mercado de ações.

O teste de cointegração, segundo Johansen (1991) é dado por uma matriz Z_t ($n \times p$), onde cada coluna representa uma série temporal.

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + \dots + A_k Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu_t$$

Sendo necessário modelo Z_t como um vetor autoregressivo (VAR) sem restrições e k defasagens de Z_t . Neste teste, torna-se necessário determinar a ordem de defasagem de Z_t , para que ao se introduzir certo número de defasagens, seja possível obter resíduos estacionários.

Modificando a equação acima para um modelo de correção de erros (VECM), obtém-se:

$$\Delta Z_t = \prod_i \Delta Z_{t-1} + \dots + \prod_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \prod Z_{t-k} + \Phi D_t + \mu_t$$

Onde $\prod_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$, ($i=1,2,\dots, k-1$), e $\prod = -(I - A_1 - \dots - A_k)$.

A metodologia de Johansen apresenta as seguintes situações:

1. \prod possui posto completo. As colunas são linearmente independentes, logo, as variáveis em Z_t são $I(0)$, ou seja, as séries em Z_t são estacionárias.
2. O posto de \prod é igual a zero, logo, não há cointegração ao longo da série de Z_t .
3. \prod possui posto reduzido. Este é o caso mais importante, quando há $r \leq (p - 1)$ séries cointegradas em Z_t , podendo escrever $\prod = \alpha\beta'$;

Sendo as séries não cointegradas $p(\prod) = 0$ e todos os autovetores serão nulos. Para testar a presença de séries cointegradas em Z_t há duas características a serem consideradas:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Onde T é o número de observações em cada série temporal Z_t e λ_i é o i -ésimo autovalor da matriz que determina a existência de relação entre ΔZ_t e Z_{t-1} .

A estatística do traço testa $H_0: \lambda_i = 0; i = r + 1, \dots, n$ e $H_1: \lambda_i = 0; i = 1, 2, \dots, n$. Ou seja, a hipótese nula é que somente os r primeiros autovetores são diferentes de zero, isto é, existe r séries temporais cointegradas em Z_t .

A estatística λ_{max} testa a hipótese nula de existir r séries cointegradas oposta a existir $r+1$ séries cointegradas. Porém, essa hipótese não é utilizada, dado que o teste do traço mostrou-se mais robusto pela simetria e excesso de curtose, segundo Johansen (1995).

3.5 Análise da função resposta e impulso

Seguindo o meio proposto por Pindyck e Rubinfeld (2004), no qual um modelo VAR(p) oferece um meio de deixar os dados determinarem a estrutura dinâmica de um modelo, e não o pesquisador.

Assim, logo após estimar um VAR(p), é de suma importância ser capaz de caracterizar claramente sua estrutura de dinamicidade. As respostas a impulsos fazem isso ao mostrar como um choque em qualquer das variáveis se filtra através do modelo, afetando todas as demais variáveis endógenas, e, eventualmente retroage sobre a própria variável.

Segundo Zivot e Wang (2005) para calcular a resposta ao impulso, introduz-se um choque de um período em uma variável endógena. Se esse choque for mantido por um curto e breve período, caracteriza-se, então, um “impulso”, na medida em que essa variável afeta as outras variáveis endógenas, o choque se filtrará por meio do modelo, afetando todas as variáveis. E, em seguida, fazê-lo novamente para a variável endógena seguinte.

Todo processo estacionário, segundo Zivot e Wang (2005), tem uma representação de Wold na forma

$$X_t = \mu + a_t + \psi_{1at-1} + \psi_{2at-2} + \dots$$

Onde ψ_s são matrizes médias móveis de ordem $(n \times n)$.

3.6 Testes de estacionariedade

É importante ressaltar que ao trabalhar com uma série temporal é necessário realizar alguns testes, sendo o principal deles, o teste para verificação de raiz unitária.

A maior parte dos recursos para séries temporais foram elaborados utilizando o conceito de estacionariedade. Uma forma geral para analisar este fato é fazendo de um estudo

da existência de alguma raiz dos operadores de retardos dentro do círculo unitário, denominado simplesmente por raiz unitária.

São dadas duas hipóteses, sendo

H_0 = Existe pelo menos uma raiz dentro do círculo unitário

H_1 = Não existem raízes dentro do círculo unitário

Aplica-se alguns testes em conjuntos, cada um com suas particularidades, para ter a certeza, ou mais próximo disso, da estacionariedade da série.

3.6.1 Teste de Dickey-Fuller Aumentado

O teste Augmented Dickey-Fuller (ADF) introduz um operador de defasagens para resolver o problema de auto-correlação do termo de erro, dada a seguinte regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

Onde β_1 é o intercepto; β_2 é o coeficiente de tendência; δ é o coeficiente de presença de raiz unitária e m é o número de defasagens tomadas na regressão.

Neste caso a hipótese nula é dada por $H_0 : \delta = 0$

Faz-se uma regressão em Δy_t em $\Delta y_{t-1}, \dots, \Delta y_{t+p-1}$ e calculamos a estatística T dada por

$$T = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$$

Onde $\hat{\delta}$ é um estimador para δ e, $se(\hat{\delta})$ é um estimador para desvio padrão do erro de δ .

3.6.2 Teste de Phillips e Perron

O teste de Phillips e Perron (1988), também chamada de teste Z_a , é uma generalização do teste de Dickey-Fuller, para os casos em que os erros $\{\varepsilon_t\}_{t \in Z}$ são correlacionados e, possivelmente, heterocedásticos. Sendo baseado no seguinte modelo de regressão:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \mu_t$$

Neste caso, a estatística Z é calculada por:

$$Z = n\hat{\delta}_n - \frac{\widehat{n^2\hat{\sigma}^2}}{2s_n^2}(\hat{\lambda}_n^2 - \hat{\gamma}_{0,n})$$

Sendo

$$\hat{\gamma}_{j,n} = \frac{1}{n} \sum_{i=1+j}^n r_i r_{i-j}$$

$$\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n} + 2 \sum_{j=1}^q \left(1 - \frac{j}{q+1}\right) \hat{\gamma}_{j,n}$$

$$s_n^2 = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^n r_i^2$$

Em que r_i representa o resíduo em y_i utilizando estimadores de mínimos quadrados, k é o número de covariáveis na regressão e, q é o número de defasagens utilizadas para calcular $\hat{\lambda}_n^2$. Caso o processo seja não correlacionado, temos covariâncias nulas e neste caso, $\hat{\lambda}_n^2 = \hat{\gamma}_{0,n}$. Se o processo não for heterocedástico temos que $se(\hat{\delta}) = 1/n$ e então Z é dada por

$$Z = \hat{\delta} = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})}$$

Isto é, Z é a estatística de Dickey-Fuller.

4. RESULTADOS

A Tabela 1 nos mostra os dados das estatísticas descritivas do estudo, a Taxa de câmbio (CAMBIO), o índice da taxa de juros CDI (CDIOVER), o índice do Ibovespa (IBOVESPA) e a inflação oficial (IPCA). O qual nos mostra que IBOVESPA é o que apresenta maior variância no período analisado e que CAMBIO possui a maior média.

Tabela 1 - Estatísticas descritivas

	Média	Desvio-padrão	Mínimo	Máximo
CAMBIO	2,756	0,847	1,555	4,223
CDIOVER	0,781	0,216	0,370	1,210
IBOVESPA	0,593	5,673	-11,860	16,970
IPCA	0,474	0,315	-0,230	1,320

Fonte: pesquisa própria

Utilizando-se das informações para o teste de que IBOVESPA e CAMBIO não possuem tendência nem intercepto e que CDIOVER e IPCA possuem interceptos, verifica-se se as séries são estacionárias ou não, utilizando o teste de Dickey Fuller aumentado e o teste

de Phillippes Perron. A Tabela 2 nos mostra que IBOVESPA e IPCA são estacionários em nível e que CAMBIO e CDIOVER não são estacionárias em nível, portanto precisam da diferença de primeira ordem para atender ao critério de estacionariedade.

Tabela 2 - Resultados do teste ADF e PP em nível

Variáveis	ADF		Phillips-Perron		Resultados
	Estatísticas	P-valor	Estatísticas	P-valor	
CAMBIO	-0,411	0,34	-0,429	0,905	Não estacionária em nível
CDIOVER	-0,204	0,419	-1,012	0,749	Não estacionária em nível
IBOVESPA	-6,123	0	-10,252	0	Estacionária em Nível
IPCA	-4,082	0	-5,123	0	Estacionária em Nível

Fonte: pesquisa própria

Tabela 3 - Resultados do teste ADF e PP em primeira diferença

Variáveis	ADF		Phillips-Perron	
	Estatísticas	P-valor	Estatísticas	P-valor
CAMBIO	-11,663	0	-11,687	0
CDIOVER	-19,390	0	-18,249	0
IBOVESPA	-	-	-	-
IPCA	-	-	-	-

Fonte: pesquisa própria

O teste de causalidade Granger é método estatístico utilizado para verificar se uma variável X_t melhora a previsão de outra variável Y_t . Em outras palavras, se X_t causa Y_t na série temporal analisada, possuindo valores estatisticamente significantes, fornecendo evidências que suportam ou não a presença de causalidade de Granger no estudo. Na Tabela 4 constam os resultados obtidos no teste de Granger para as variáveis em estudo e a demonstração da relação bidirecional em cada uma delas, demonstrando se as variáveis são explicativas.

Tabela 4 - Causalidade de Granger

Equation	Excluded	chi2	df	Prob>chi2
IBOVESPA	IPCA	0,79583	1	0,372
IBOVESPA	CAMBIO	4,92180	1	0,027
IBOVESPA	CDIOVER	0,04318	1	0,835
IBOVESPA	ALL	5,63340	3	0,131
IPCA	IBOVESPA	0,00185	1	0,966
IPCA	CAMBIO	10,79600	1	0,001
IPCA	CDIOVER	1,00290	1	0,317
IPCA	ALL	12,88800	3	0,005
CAMBIO	IBOVESPA	1,81780	1	0,178
CAMBIO	IPCA	0,14135	1	0,707
CAMBIO	CDIOVER	4,45330	1	0,035

CAMBIO	ALL	6,32130	3	0,097
CDIOVER	IBOVESPA	0,67690	1	0,411
CDIOVER	IPCA	0,21026	1	0,000
CDIOVER	CAMBIO	4,15140	1	0,042
CDIOVER	ALL	28,33900	3	0,000

Fonte: pesquisa própria

Nota: Dados obtidos usando 11 defasagens

Pela análise da Causalidade de Granger na Tabela 4 e levando-se em consideração uma taxa de significância de 10%, constata-se que as variáveis menos afetadas são a do IBOVESPA seguida do IPCA, CAMBIO e CDIOVER nesta ordem. Foram utilizadas no teste 11 defasagens para capturar a dinâmica temporal e a possível dependência entre as variáveis em análise. Os dados estão de acordo com teorias macroeconômicas, uma vez que de acordo com a causalidade no sentido de Granger, o IBOVESPA é afetado apenas pelo CAMBIO, possuindo uma relação inversa, ou seja, quando há um aumento no dólar, o qual são dados do CAMBIO, o índice IBOVESPA tende a cair, por vários fatores, como o encarecimento das exportações e importações mais baratas, a confiança dos investidores, gerando algum nível de incerteza momentânea na paridade Real/Dólar, entre outros fatores macroeconômicos.

Posterior ao IBOVESPA, a variável menos afetada foi o IPCA, sendo causada no sentido de Granger apenas pela CAMBIO, uma vez que quando há um aumento no IPCA, que mede a inflação brasileira, pode acontecer uma proporcionalidade inversa na paridade Real/Dólar, uma vez que ela afeta diretamente os custos de importações e exportações, ou seja, quando há uma valorização do Real frente ao Dólar, haverá também um barateamento nas importações, o que torna mais acessíveis os preços de produtos importados, fazendo que haja uma redução do IPCA ou apenas mantê-lo sobre controle. Além de que alterações constantes e significativas no câmbio afetam diretamente os agentes econômicos, mostrando uma imprevisibilidade momentânea, levando a uma expectativa de aumento do IPCA.

Já a variável CAMBIO é causada no sentido de Granger apenas pela variável CDIOVER, isso se dá pelo fato de que a própria taxa do CDI Over (Certificado de Depósito Interbancário) é diretamente ligada a rentabilidade dos investimentos em TPF (Títulos Públicos Federais), ou seja, quando há um aumento da Taxa CDI Over, há um aumento de recursos dos investidores estrangeiros ingressando no país, fazendo com que haja um aumento nas reservas internacionais em Dólar, fazendo a paridade Real/Dólar se tornar mais barata e o contrário também se torna verdade, deste modo quando há uma redução na taxa do CDI

Over, se torna menos vantajoso investir em TPF e há um saída de recursos dos investidores estrangeiros, fazendo com que a paridade Real/Dólar fique maior.

A variável CDIOVER é a mais causada no sentido de Granger, sendo causada pelo CAMBIO devido aos fatores mencionados anteriormente, como também é causada no sentido de Granger pela variável IPCA, a qual reflete a inflação no país. Em suma, a relação entre estas é indiretamente proporcional, ou seja, quando há um aumento na taxa do CDI Over haverá uma redução no IPCA, em resumo isso se dá por meio da política monetária do Banco Central do Brasil, quando há um aumento na taxa SELIC a qual é a taxa básica de juros, haverá um espelhamento direto no CDI Over, fazendo com que o crédito para os tomadores se torne mais caro desestimulando o consumo, reduzindo a demanda agregada e consequentemente impactando o IPCA positivamente.

A cointegração descreve a relação de longo prazo entre duas ou mais séries temporais. Quando duas séries são cointegradas, elas compartilham uma tendência comum, mesmo que as variáveis de curto prazo possam ser independentes. Ela se torna importante no estudo deste trabalho, pois indica a existência de um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis e permite a análise das relações de equilíbrio entre elas, como descreve a equação abaixo.

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^n \ln(1 - \lambda_i)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \lambda_{r+1})$$

Tabela 5 - Teste de Cointegração de Johansen

rank	parms	LL	eigenvalue	trace statistic	5% critical value
0	164	1,1276512	-	64,4555	47,21
1	171	20,034409	0,29313	26,6420*	29,68
2	176	28,530447	0,14435	9,6499	15,41
3	179	33,147374	0,08123	0,4161	3,76
4	180	33,35541	0,00381	-	-

Fonte: pesquisa própria

Se a estatística de teste for maior do que o valor crítico, a hipótese nula de que não há cointegração é rejeitada. Isso sugere a presença de cointegração, no entanto se a estatística de teste for menor ou igual ao valor crítico, a hipótese nula não é rejeitada, indicando a ausência de cointegração. O teste traço de Johansen nos indicou que há pelo menos um vetor de cointegração presente para o rank 1, isso se dá quando o traço estatístico é menor que 5% de significância.

Estima-se um modelo VECM para verificar e avaliar as relações de curto e longo prazo entre as variáveis estudadas, além de analisar o comportamento da principal variável, o IBOVESPA e como ela se comporta frente as demais e se possui ou não uma relação de longo prazo no modelo. Resumidamente, o VECM irá verificar se o IBOVESPA é afetado por alterações das variáveis IPCA, CAMBIO e CDIOVER, respectivamente nesta ordem.

A Tabela 6 apresenta os resultados obtidos, levando-se em consideração um nível de significância de 10%.

Tabela 6 - VECM

D_IBOVESPA	Coef.	Std. Err.	z	P> z 	95% Conf.	Interval
_cel						
L1.	-3,64230	0,74305	-4,90000	0,00000	-5,09864	-2,18595
IBOVESPA						
LD.	2,63532	0,69870	3,77000	0,00000	1,26590	4,00474
L2D.	2,29062	0,64943	3,53000	0,00000	1,01776	3,56349
L3D.	2,16059	0,61010	3,54000	0,00000	0,96481	3,35637
L4D.	1,82877	0,55155	3,32000	0,00100	0,74774	2,90979
L5D.	1,43482	0,48937	2,93000	0,00300	0,47567	2,39396
L6D.	1,02477	0,42854	2,39000	0,01400	0,18486	1,86469
L7D.	0,66627	0,35261	1,89000	0,05900	-0,02482	1,35736
L8D.	0,46010	0,27847	1,65000	0,09800	-0,08569	1,00589
IPCA						
LD.	-3,56545	2,56619	-1,39000	0,16500	-8,59509	1,46419
L2D.	-3,11336	2,62663	-1,19000	0,23600	-8,26146	2,03473
L3D.	-1,02436	2,72966	-0,38000	0,70700	-6,37439	4,32567
L4D.	-2,91998	2,65259	-1,10000	0,27100	-8,11897	2,27901
L5D.	-0,04660	2,74192	-0,02000	0,98600	-5,42066	5,32746
L6D.	-0,49236	2,78783	-0,18000	0,86000	-5,95641	4,97168
L7D.	-1,75325	2,81430	-0,62000	0,53300	-7,26918	3,76268
L8D.	1,04441	2,94985	0,35000	0,72300	-4,73720	6,82601
L9D.	2,03083	2,76476	0,73000	0,46300	-3,38799	7,44966
L10D.	0,69279	2,61957	0,26000	0,79100	-4,44148	5,82706
CAMBIO						
L5D.	-12,66502	6,37452	-1,99000	0,04700	-25,15884	-0,17120
L6D.	-22,09359	6,37264	-3,47000	0,00100	-34,58373	-9,60346
L7D.	-11,10641	6,97991	-1,59000	0,11200	-24,78679	2,57396
L8D.	-14,43542	7,05989	-2,04000	0,04100	-28,27255	-0,59829
CDIOVER						
L4D.	-24,81138	13,45101	-1,84000	0,06500	-51,17487	1,55211
L5D.	-34,37108	13,12166	-2,62000	0,00900	-60,08906	-8,65310
L6D.	-20,87076	12,55706	-1,66000	0,09600	-45,48216	3,74063
L8D.	25,60427	11,17833	2,29000	0,02200	3,69514	47,51341
L9D.	24,35824	11,47671	2,12000	0,03400	1,86431	46,85217

De acordo com o teste VECM realizado conforme indica a Tabela 6, o α_1 negativo e o p-valor menor que 10% refletem que há uma relação de longo prazo negativa e estatisticamente significativa entre as variáveis estudadas. Logo, há estatísticas suficientes para rejeitar a hipótese nula que o coeficiente é igual a zero.

Além do mais, observa-se que há presença de causalidade de curto prazo entre as demais variáveis sobre o IBOVESPA, com exceção da variável IPCA. Isso significa que o IBOVESPA irá responder mais rapidamente as variações do CAMBIO e CDIOVER no curto prazo e ao IPCA apenas no longo prazo, pois de acordo com o modelo estimado, a ausência de coeficientes significativos relacionados ao IPCA sugere que as variações passadas do IPCA não têm um impacto estatisticamente significativo para uma variação atual do IBOVESPA no curto prazo.

Verifica-se ainda na Tabela 6, que a variável CAMBIO possui 4 defasagens com p-valor menor ou próximos a 10% e todos com coeficientes negativos, implicando em um impacto estatisticamente significativo e inversamente proporcional no curto prazo, ou seja, um aumento na taxa de câmbio influencia negativamente o índice Ibovespa e vice-versa.

Já a principal variável independente de análise no trabalho, o CDIOVER, possui 5 defasagens com p-valor menor que 10%, conforme a Tabela 6. Observa-se que L4D., L5D. e L6D. possuem coeficientes negativos, implicando em impactos inversamente proporcionais para o curto prazo na variável IBOVESPA, por outro lado, os coeficientes L8D. e L9D. possuem coeficientes positivos, implicando em impactos diretamente proporcionais para o curto prazo na variável dependente. Reflete-se, portanto, que as relações da variável independente podem ser interpretadas como impactos contrários em diferentes horizontes de tempo, mesmo no curto prazo.

Trazendo para um exemplo prático, acontece de quando o COPOM eleva a taxa SELIC, o “custo do dinheiro” fica mais caro para um banco com a carteira comercial, logo, ele irá refletir esse aumento diretamente na taxa de juros ofertada aos clientes, permanecendo com o mesmo spread, mas a uma taxa mais cara para o cliente final.

5. CONCLUSÃO

Este trabalho teve como objetivo testar se alterações na taxa básica de juros ligada à taxa CDI Over (Certificado de Depósitos Interbancários) têm influência direta sobre o índice Ibovespa no período de 2010 a 2019. Utilizando-se de várias fontes teóricas da economia e matemática com a intenção de desenvolver uma pesquisa consistente e resultados com evidências fortes.

Utilizou-se o Modelo de Correção de Erros Vetoriais (VECM), fazendo uma análise das variáveis da nossa base de dados com o apoio dos estudos de Granger, Phillips, Perron, Johansen e Fuller. Verificou-se, então, que as variáveis sofrem interferências diretas quando alteradas por fatores macroeconômicos, seja pelo COPOM, Banco Central do Brasil ou pelo próprio mercado.

Além do mais, os resultados evidenciam que as alterações diretas na taxa básica de juros via CDI Over influenciam diretamente o índice do Ibovespa com alterações inversamente proporcionais no curto e longo prazo, além de ser possível prever o que as alterações das taxas presentes irão causar futuramente no índice Ibovespa.

Além do mais, algumas limitações podem ser encontradas no trabalho, como o tamanho limitado da amostragem, necessidade de se incluir novas variáveis, impactos macroeconômicos que não podem ser medidos, sensibilidades a suposições, entre outros, que influenciam direta ou indiretamente a política econômica.

Esta pesquisa se torna importante por abordar um tema que sempre é atual e discutido amplamente em todo o país, além de ser fonte de discussão da política macroeconômica para manter a economia do país forte frente às mudanças internas e externas.

REFERÊNCIAS

Banco Central do Brasil. **Página de Estatísticas**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estatistica>. Acesso em: 28 maio 2023, 11:40.

CAMPBELL, J. Y. **Intertemporal asset pricing without consumption data**. *American Economic Review*, v. 83, n. 3, p. 487-512, 1993.

CURADO, Marcelo; LARA, Luciano. **Comportamento da taxa Selic no regime de metas de inflação e a paridade descoberta da taxa de juros**. *Economia & Tecnologia*, vol. 03, ano 01, Paraná, 2005.

FARIAS, Hiron Pereira. **Função resposta a impulso e decomposição da variância do erro de previsão aplicada às principais bolsas de valores**. Lavras: UFLA, 2009.

GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. **Spurious regressions in econometrics**. *Journal of Econometrics*, v. 2, 1974, p. 111-120.

GUJARATI, Damodar. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 5ª tiragem.

HAMILTON, J. **Time Series Analysis**. Princeton University Press, Princeton, 1994.

HERSEN, Amarildo; LIMA, Luciano Ferreira; FERREIRA, Jandir Lima. **Evidências empíricas da influência da taxa média de juros sobre o mercado acionário brasileiro**. *Gestão & Regionalidade*, vol. 29, n. 85, 2013.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONOMICA APLICADA (IPEA). **Extrator de dados**. Disponível em: <https://www.ipea.gov.br/extrator>. Acesso em: 28 maio 2023, 11:41

MELO, M. M.; GOMES, J. W. F. **The Impact of Monetary Policy on the Brazilian Stock Market**. *Archives of Business Research*, v. 11, n. 4, p. 52-65, 2023.

NASCIMENTO DE OLIVEIRA, Fernando; ROMAGUERA RODRIGUES DA COSTA, Alexandre. **Os Impactos das mudanças inesperadas da SELIC no mercado acionário brasileiro**. *BBR - Brazilian Business Review*, v. 10, n. 3, p. 54-84, 2013.

PIMENTA JUNIOR, T.; SCHERMA, F. R. **Um estudo da influência entre o dólar e o Ibovespa no período 1999-2003.** Revista Eletrônica de Gestão Organizacional, Recife, v. 3, n. 1, p. 18-25, 2005.

ROLEY, V. Vance; SELTON, Gordon H. Junior. **Monetary Policy Actions and Long-Term Interest Rates.** Economic Review, Fourth Quarter, 1995.

SILVA, Julio; MENEZES, Gabrielito; FERNANDEZ, Rodrigo. **Uma análise VAR das relações entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas para o Brasil.** Revista Economia e Desenvolvimento, 2011.

Soto, Paula Andrea. **Arbitragem estatística no mercado brasileiro de ações: uma abordagem por VECM.** Paula Andrea Soto. - 2016.

ZIVOT, E.; WANG, J. **Modeling Financial Times Series With S-PLUS: Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series,** Cap 11, Springer, 2006.