

UNIVERSIDADE DE SÃO PAULO
FACULDADE DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E
CONTABILIDADE
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Ronald Reis do Nascimento

EFEITO DAS VARIÁVEIS MACROECONOMICAS
SOBRE O RETORNO NO MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO

São Paulo

2022

Ronald Reis do Nascimento

**EFEITO DAS VARIÁVEIS MACROECONOMICAS
SOBRE O RETORNO NO MERCADO DE AÇÕES
BRASILEIRO**

Monografia apresentada à Faculdade de Economia,
Administração, Contabilidade e Atuária da Universidade de
São Paulo, como requisito parcial para obtenção do título de
bacharel em ciências econômicas

Orientador: Prof. Dr. Marcio Issao Nakane

São Paulo

2022

FICHA CATALOGRÁFICA

Nascimento, Ronald

EFEITO DAS VARIÁVEIS MACROECONOMICAS SOBRE O
RETORNO NO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO – São Paulo,
2022.

38 páginas

Área de concentração: Macroeconomia

Orientador: Prof. Dr. Marcio Issao Nakane

Monografia – Departamento de Economia da Faculdade de Economia,
Administração, Contabilidade e Atuária, Departamento de Economia
da Universidade de São Paulo

1. Macroeconomia; 2. Mercado de Ações; 3. Econometria

AGRADECIMENTOS

Aos meus pais, que me deram a oportunidade de estudar mesmo diante dos desafios financeiros.

Aos meus amigos, Luís Vendramin, So Joung e Gabriel Galvão, que foram fundamentais durante a graduação, sem vocês dificilmente eu teria forças e saúde mental para seguir.

Aos professores do Departamento de Economia, em especial ao meu orientador, Marcio Issao Nakane, pela paciência e direcionamento desta monografia.

Por fim, à sociedade do estado de São Paulo, que custeou toda a minha formação na Universidade de São Paulo, a qual me permitiu viver grandes aprendizados, pessoais e acadêmicos, que nunca esquecerei.

RESUMO

O mercado de ações e as variáveis macroeconômicas de juros, inflação e PIB são de extrema importância para o desenvolvimento de um país. Os impactos da inflação, por exemplo, no mercado de ações trazem efeitos na precificação de ativos, captação de recursos para investimentos e prêmios de risco no caso do Brasil. O objetivo deste trabalho é analisar os efeitos das variáveis macroeconômicas de inflação, juros e PIB sobre o mercado de ações brasileiro através de um estudo de relação causal obtido por meio do modelo *Structural Vector Autoregression* (SVAR), que permite a verificação dos impactos de choques na economia. Os modelos serão baseados nos dados mensais do Índice Bovespa (IBOV), IPCA, Selic e PIB mensal. Os resultados verificados apontam evidências de cointegração entre as séries e, portanto, não estacionariedade. Além disso, um choque positivo na inflação tende a ter inércia e perdurar por bastante tempo, um choque positivo na taxa de juros tem pouco efeito sobre o mercado de ações, já em relação ao choque de demanda, análise similar feita para Coreia por Yang et. al. (2018), apontou para uma relação positiva, porém temporária, entre esses choques e o índice de ações. Aqui, observamos também uma relação positiva, porém menor e de médio e longo prazo. O Ibovespa tem aqui sua maior reação dentre os choques analisado, subindo permanentemente.

Palavras-Chave: Mercado de Ações, Macroeconomia, Inflação, Taxa de Juros, Mercado Financeiro.

Classificação JEL: G10; G17; E31; E40; E44

ABSTRACT

The stock market and macroeconomic variables as interest rate, inflation and GDP are extremely important for economic development of a country. The effects of inflation, for example, in stock market bring impacts on asset pricing, raising of money, to apply in investments, and risk premiums (in Brazil case). This study aims to analyze the effects of inflation, interest rate and GDP on Brazilian stock market throughout a causal relation obtained by means of a Structural Vector Autoregression (SVAR) that allows a checking of impacts of impulses or shocks on economy. The models are based on monthly data of Índice Bovespa (IBov), IPCA, Selic and GDP. The results show evidence of co-integration among time series and, hence, non-stationarity. In addition, a positive impulse on inflation tends to have an inertia and to perdure for lots of time; a positive impulse on interest rate has little effect over stock market; a shock in demand Yang *et al* (2018) analysis had done for Korea, shows a positive relationship, although temporary, among those shocks and Ibovespa. Here, we also have that relationship, but smaller than observed in Korea and of medium and long-terms. Ibovespa has the biggest reaction among shocks we have analyzed, increasing permanently.

Key-Words: Stock Market, Macroeconomy, Inflation, Interest rate, Financial Markets.

JEL Classification: G10; G17; E31; E40; E44

“The days began to fly now, and yet each one of them was stretched by renewed expectations and swollen with silent, private experiences. Yes, time is a puzzling thing, there is something about it that is hard to explain.”

Thomas Mann, *The Magic Mountain*

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	9
LISTA DE GRÁFICOS	10
1. INTRODUÇÃO	11
1. 1.1.BREVE DESCRIÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO	12
2. 1.2.ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO	13
2. REVISÃO DA LITERATURA	13
3. DADOS E METODOLOGIA	18
4. RESULTADOS	25
5. CONCLUSÃO.....	33
ANEXOS	34
BIBLIOGRAFIA	37

LISTA DE TABELAS

Tabela I – Estatísticas da amostra de dados	18
Tabela II– Teste de KPSS	25
Tabela III – Teste de Dickey Fuller Aumentado	25
Tabela IV – Critérios de informação	26
Tabela V – Teste de Jonhansen	27
Tabela VI – Estimação dos coeficientes do VAR.....	27
Tabela VII – Testes de Robustez	27

LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico I – log (PIB)	19
Gráfico II – log (IPCA) - INFLAÇÃO	19
Gráfico III – log (IBOV) - IBOVESPA.....	20
Gráfico IV - SELIC	20
Gráfico V - Choque na taxa de juros	29
Gráfico VI - Choque de Inflação	29
Gráfico VII - Choque de demanda.....	30
Gráfico VIII - Choque no IBOVESPA	30
Gráfico IX -FEVD	32

1. INTRODUÇÃO

O mercado de ações é um componente importante para a economia como um todo, fato verificado por Ross & Zervos (1996), que encontraram evidências que há um componente pré-determinado do mercado de ações que é positivamente relacionado com o crescimento econômico de longo prazo. O mercado de ações permite que empresas façam investimentos com os recursos captados em ativos da economia real e geração de empregos. Desse modo, entender sua eficiência e como o mercado de ações se relaciona com a economia como um todo é importante, de modo que, previsões podem se tornar mais robustas e assertivas. Há, basicamente, três formas de mensurar a eficiência do mercado de ações, a fraca, a semi-forte e a forte (Uddin & Alam, 2010). A primeira baseia-se em preços históricos, com isso acredita-se que os preços passados estão refletidos nos preços das ações hoje; a segunda utiliza informações dos preços históricos e informações públicas da companhia emissora da ação; e a última utiliza-se de toda informação disponível, sendo ela pública ou privada. No geral, os mercados de ações em várias partes do mundo não são eficientes sob as formas semi-forte ou forte.

Por outro lado, as mais importantes variáveis macroeconômicas, que estão relacionados com o crescimento econômico de longo prazo, como visto por Ross & Zervos (1996) apontam diferentes resultados e conclusões. No caso da inflação, ela está relacionada ao crescimento da receita de uma empresa à medida que o custo de produção reduz ou aumenta; a taxa de juros permite a previsão dos custos de oportunidade na alocação de capital próprio ou de terceiros e o PIB traz informações sobre questões presentes e o efeito de choques na economia que podem ter efeitos inflacionários ou de estagnação.

Os agentes econômicos sempre buscam maximizar a alocação eficiente de recursos, segundo a microeconomia introdutória. Por isso, alteração em tais variáveis pode afetar a alocação de recursos, de modo que, caso haja um aumento da inflação, os agentes irão buscar investimentos que o tragam retornos reais e tenham pagamentos pelo risco de liquidez, ou então a autoridade monetária faça uma correção na taxa de juros para reduzir para estimular a economia através de cortes no custo de capital, os agentes podem fazer uma mudança de seu capital, o alocando em ativos mais arriscados.

O objetivo deste estudo é realizar uma análise quantitativa do efeito das variáveis macroeconômicas citadas acima sobre o mercado de ações brasileiro (que tem como principal *proxy* o Índice Bovespa) por meio da modelagem de séries temporais com o método de SVAR, ferramenta que permite simular o efeito de choques da economia sobre determinadas variáveis endógenas. No Brasil há poucos trabalhos que utilizar o SVAR para verificar o efeito de choques das variáveis macroeconômicas sobre o mercado de ações. Por isso, este trabalho busca contribuir com as discussões sobre o mercado brasileiro e verificar como ele se comporta diante das respostas das autoridades públicas.

Nos resultados verificamos que, rejeitamos as hipóteses de estacionariedade (KPSS e ADF) em todas as séries analisadas e as hipóteses de cointegração (Jonhansen). Por isso, inicialmente estimamos um processo VEC para retirar a cointegração entre as variáveis e em seguida estimamos um VAR com correções. A realização da simulação de choques nos indicou que, choques na taxa Selic não evidenciam impactos grandes sobre as demais variáveis, um choque positivo de inflação tende a apresentar certa resistência por bastante tempo sobre as outras variáveis, o choque de demanda, apontou para uma relação positiva, mas temporária, entre esses choques e o índice de ações.

1.1. BREVE DESCRIÇÃO DO MERCADO DE AÇÕES BRASILEIRO

Em 1895, a Bolsa de Fundos Públicos de São Paulo foi criada, a qual depois seria conhecida como Bovespa. Além dessa, havia no Brasil a Bolsa do Rio de Janeiro (criada em 1820), que comandou, junto com a Bovespa, todo o mercado de ações brasileiro em meados dos anos 2000. Atualmente, o local onde ocorrem as negociações do mercado brasileiro são na B3 (Brasil, Bolsa, Balcão), atual nome da Bovespa e a Bolsa do Rio se fundiu com esta no ano de 2002.



Figure 1 - Linha do Tempo Bovespa. Fonte: B3

O Índice Bovespa foi constituído em janeiro de 1968, atualmente é o principal índice do mercado de ações brasileiro cujo objetivo é refletir o desempenho médio das cotações das ações mais negociadas e mais representativas do mercado nacional de ações. No Anexo I, temos a composição da carteira no dia 28/11/2022.

1.2. ORGANIZAÇÃO DO TRABALHO

Este trabalho está dividido em cinco seções, esta com uma breve descrição sobre o escopo do estudo e suas motivações, a segunda como a revisão da literatura relacionada ao tema, a terceira com a descrição dos dados utilizados e a metodologia de pesquisa adotada, o quarto com os resultados encontrados e o último com uma conclusão da análise realizada.

2. REVISÃO DA LITERATURA

A relação entre o mercado de ações e os indicadores macroeconômicos têm uma extensa quantidade de trabalhos a respeito, principalmente sobre os efeitos desses indicadores no mercado de ações de diferentes países.

Dentre os estudos mais importantes sobre este tema, elenca-se o estudo de Fischer e Merton (1984), que considera o mercado de ações como um indicador, uma vez que os preços podem ser um reflexo das expectativas de rentabilidade de uma empresa.

Neste estudo os autores analisaram o comportamento do mercado de ações e as variáveis macroeconômicas, a fim de entender o nível de reação das variáveis macroeconômicas e sobre choques no mercado de ações.

Inicialmente, é posto que o a modelagem macroeconômica, historicamente, deu pouca importância ao mercado de ações. No entanto, os autores encontram evidências empíricas de que a análise macroeconômica deve considerar um maior nível de influência que o mercado possui. Assim, os autores concluíram que o mercado de ações é de fato um bom preditor dos ciclos de negócios e dos componentes do GNP (*Gross National Product*).

O estudo de Blanchard e Quah (1989) foi um trabalho importante acerca das respostas do *Gross National Product* (GNP) e da Taxa de desemprego a partir de impactos causados por mudanças na oferta (efeitos permanentes) e demanda (efeitos não permanentes).

Os autores utilizaram a metodologia de vetores auto-regressivos (VAR), dessa forma, encontraram que choques causados pela demanda sobre o produto e desemprego levam ao comportamento de bossa (U invertido) no intervalo de dois anos, ou seja, um efeito transitório, ao passo que os causados pela oferta levam ao comportamento de crescimento contínuo ao longo do tempo e mantém o patamar em cinco anos, sendo assim, um efeito permanente.

Seguindo o artigo de Blanchard e Quah (1989), Crowder (1994) demonstra que o modelo bivariado proposto por estes é de fato um caso especial da representação de tendências comuns do artigo de Stock e Watson (1988). Adicionalmente, a representação utilizada por Crowder (1994) permite que teste de restrições de longo prazo usados por Blanchard e Quah (1989) diferencie entre inovações de oferta e de demanda.

O artigo de Stock e Watson (1989) demonstra como o mercado de ações pode ser um indicador de defasagem, fato que pode ser demonstrado através da reação dos preços aos dados econômicos. Há também o estudo de Ratapakorn & Sharma (2007), onde é apresentado o ajustamento de mudanças nas variáveis macroeconômicas no longo prazo.

Nesta seção, serão selecionados trabalhos acerca deste tema com foco nas variáveis macroeconômicas escolhidas neste estudo: inflação, PIB e taxa de juros.

Feldstein (1978), por meio de um modelo de equilíbrio de mercado, mostrou que, o impacto negativo da inflação no valor das ações se dá por meio de interações entre inflação e taxação de lucros da companhia: a taxação da depreciação e o reconhecimento de estoque tem um efeito negativo nos lucros reais e, conseqüentemente, o preço das ações são reduzidos em períodos de inflação alta.

Apesar de não ser um estudo diretamente relacionado ao efeito dos tributos sobre o lucro, o modelo de Gordon (1962) pode relacionar-se àquela evidência, um estudo que mostra que o preço das ações depende, parcialmente, das expectativas de pagamento de dividendos. Assim, uma vez que haja uma redução dos impostos sobre os lucros, os dividendos pagos aos acionistas podem ter um valor monetário mais alto.

Sargent (1999) e Cogley & Sargent (2001), indicaram que uma política monetária expansionista pode resultar em um aumento expectativas de inflação, fato que eleva as taxas de juros de longo prazo reduzindo os preços das ações em razão do valor presente de pagamentos futuros de dividendos.

Por outro lado, um estudo mais recente de Antonakis et al (2017), aponta que, os retornos no mercado de ações podem afetar a inflação através do consumo: se os preços das ações caem, os acionistas sentem-se menos ricos e, portanto, reduzem seus gastos, fato que reduz a pressão inflacionária.

Bekaert e Ergstrom (2010), fizeram uma análise da relação entre a inflação e o mercado de ações americano através da explicação do *FED Model*¹. Por meio de um modelo VAR os autores verificaram que os retornos reais das ações e os retornos nominais dos *Treasury bonds* dos dados dos EUA pós-guerra, mostram que a visão predominante e a ilusão monetária, tem um limitado poder de explicação.

Deste modo, a pesquisa deles apontou que, se as expectativas de inflação aumentam em períodos de recessão, o retorno dos *bonds* aumentam por meio de sua inflação esperada e, potencialmente, seu componente de prêmio de risco da inflação. Assim, correlações positivas surgem entre as ações, os *bonds*, e a inflação.

De acordo com Hyde & Bredin (2005), que analisaram as relações entre o preço das ações e a inflação para uma determinada quantidade de países e outros países por meio da modelagem de uma e duas funções de regressão transitória (*smooth transition regression* – STR) aplicado a dados de 1980 a 2004, há evidências que a inflação afeta fortemente o preço das ações dos países analisados. Já Naik & Padhi (2012), que fizeram esta pesquisa no mercado indiano considerando dados de 1994 a 2011, verificaram que existência de uma relação negativa entre a inflação e o índice de ações (BSE Sensex).

Alam & Uddin (2009), para todos os países analisados (países desenvolvidos e em desenvolvimento), encontraram evidências, de uma significativa relação negativa entre taxa de juros e o preço das ações. Esses autores utilizaram dados de 1988 a 2003 para testar a estacionariedade dos retornos do mercado de ações.

O artigo de Nunes, Júnior e Meurer (2005) avalia a relação entre as variáveis macroeconômicas e os retornos do Ibovespa no período pós-Plano Real. Os autores verificaram que o mercado de ações não serve uma estratégia de proteção (*hedge*) contra a inflação e não foi constatado uma relação negativa entre a inflação e atividade econômica. Os autores também não encontraram uma relação significativa entre o PIB real e o Ibovespa. No entanto, através da taxa de câmbio real e o *spread* do C-Bond, o setor externo e o Ibovespa se relacionaram.

A fim de estudar a resposta do mercado de ações sobre choques monetários e fiscais na Alemanha, Reino Unido e EUA no período de 1991 a 2010, o estudo de Chatziantouniou, Duffy e Fillis (2013) realizou um modelo de vetores auto-regressivos estruturais (SVAR) empregando estas variáveis. Este estudo inovou ao implementar uma

¹ Esse modelo assume que os retornos dos dividendos das ações devem ser igual ao retorno nominal dos *Treasury bonds* (título de dívida pública americano), ou devem ser, ao menos altamente correlacionados.

análise de política fiscal além da política monetária como extensivamente estudado previamente.

Os autores encontraram que ambas as políticas influenciam o mercado de ações através de canais diretos e indiretos, e que a interação das duas políticas é muito importante para a explicação do desenvolvimento deste mercado. Assim, os autores afirmam que investidores e analistas devem considerar a influência de ambos na formulação de estudos acerca do mercado de ações.

O estudo de Sugiarto (2015) relacionou os impactos da política monetária sobre variáveis macroeconômicas domésticas para a Indonésia, onde o autor estimou efeitos de curto e longo prazo por meio de um modelo de vetores autorregressivos estruturais (SVAR). Este estudo se baseou no estudo de Blanchard e Quah (1989) para resultados de longo prazo. As variáveis estudadas foram a taxa de juros do Banco da Indonésia, o índice de preços ao consumidor (CPI), taxa de juros do Banco Central dos EUA e a inflação norte-americana. O autor encontrou que aumentos da taxa de juros norte americanas pode influenciar as variáveis domésticas da indonésia.

O artigo de Yang et al. (2018) utiliza como uma premissa o fato de que o mercado de ações pode ser explicado por uma interação entre diversas variáveis macroeconômicas.

O modelo utilizado pelos autores foi estimado pela metodologia de *Structural Vector Autoregression* (SVAR) incorporando, primariamente, três variáveis: inflação sobre os consumidores (*consumer price index* – CPI), produção industrial e retorno acionário (*Korea Composite Stock Price* – KCSP). Outro modelo a ser estimado pelos autores incluíram, também, taxa de juros e câmbio nominal (KRW ₩ - USD \$).

A forma final do modelo a ser estimado pelos autores se foi a representada na equação abaixo.

$$\begin{pmatrix} \pi_t \\ \Delta Y_t \\ \Delta SP_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 + \alpha & -1 & -1 \\ 0 & 1 & 1 \\ 0 & zD_{22} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_t^d \\ \varepsilon_t^s \\ \varepsilon_t^b \end{pmatrix}$$

Segundo os autores, nesta especificação, choques sobre a demanda não possuem efeitos de longo prazo sobre nenhuma variável, exceto sobre a inflação (π_t).

Os resultados dos autores indicam que choques de demanda possuem uma relação positiva inicial com os retornos acionários, porém, tais efeitos não são permanentes e mostram uma relação negativa posteriormente. Por outro lado, choques de oferta possuem efeitos negativos sobre os retornos acionários no curto prazo, mas tais efeitos se tornam positivos no longo prazo. Quando analisado os choques dos prêmios de risco, eles

possuem uma relação negativa com a inflação, e fortemente positiva com o crescimento do produto real, o que segue a literatura.

Alinhado ao estudo de Yang (2018), Camilleri, Scicluna e Bai (2019) realizam um modelo de vetores auto-regressivos a fim de entender os efeitos de indicadores macroeconômicos chave sobre o mercado de ações para Bélgica, França, Alemanha, Países Baixos e Portugal no período de 1999 a 2017. Os autores selecionaram como variáveis macroeconômicas a inflação, produção industrial, taxa de juros, oferta monetária, bem como interações entre elas.

Neste estudo, os autores encontraram que os preços de ações lideram a inflação de maneira significativa e para todos os países analisados e que na maior parte dos casos esta relação é positiva. Também encontraram relação entre a produção industrial e o preço de ações em quatro países do universo definido. De maneira contrária ao paradigma da teoria financeira, os autores não encontraram relações entre a taxa de juros e os índices de ações. Para França, Alemanha e Portugal, a interação entre a taxa de juros e a oferta monetária foi um fator líder na explicação de preços de ações.

O trabalho de Soares, Firme e Júnior (2021) analisou os impactos da política monetária sobre o mercado de ações brasileiro no período de janeiro/2003 a junho/2018.

Neste estudo, os autores utilizaram um modelo *autoregressive distributed-lag* (ARDL), a motivação por esta escolha, segundo os autores se deu por: permitir a possibilidade de cointegração entre as variáveis, permitir análises de curto e longo prazo, controlar o efeito da endogeneidade nos resíduos e possuir resultados mais confiáveis em pequenas amostras em comparação com os resultados via cointegração de johanssen para modelos tipo VAR.

As variáveis analisadas pelos autores foram: IBOVESPA, juros internos (SELIC/*overnight* – correção pelo IPCA), juros externos (títulos públicos dos EUA), câmbio real (BRL R\$/USD \$), atividade industrial (PIM/IBGE), expectativa de inflação (12 meses, BCB), risco-país (Banco J.P. Morgan Chase), volatilidade externa (CBOE-VIX) e surpresa monetária (variável calculada a partir da taxa de juros nominal e suas defasagens, hiato da inflação e hiato do produto).

Os resultados encontrados pelos autores indicaram que a correlação entre a SELIC e o IBOVESPA não possui sinal constante de acordo com o período analisado levantando um questionamento sobre o verdadeiro impacto dos juros.

3. DADOS E METODOLOGIA

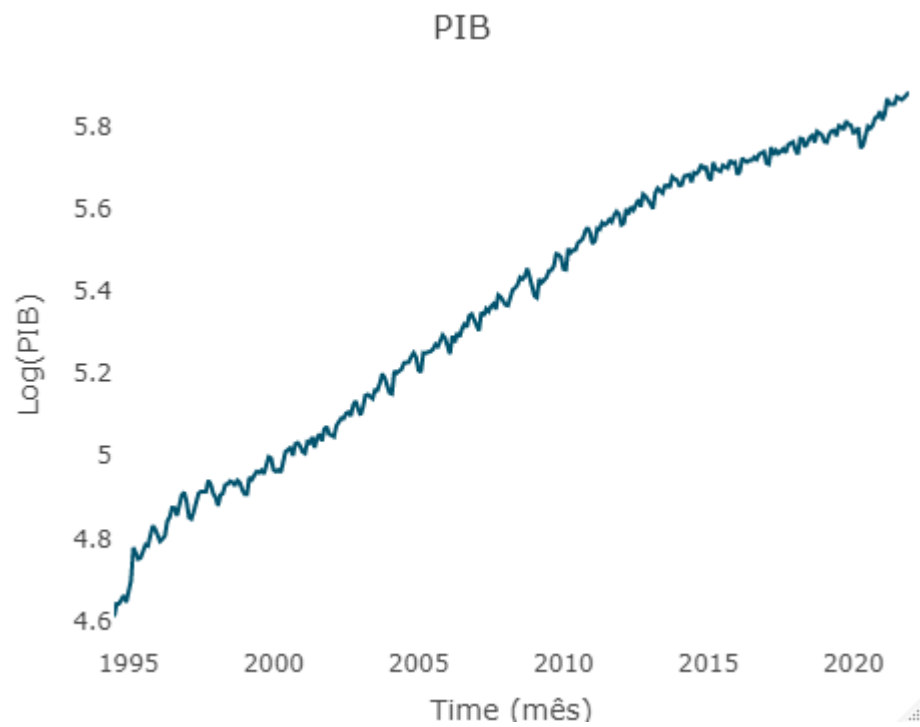
Queremos avaliar o impacto de choques em variáveis macroeconômicas, em especial inflação, produto e taxa de juros, no índice de ações brasileiro, o Ibovespa. Essas variáveis são endógenas: enquanto preço, produto real e taxa de juros certamente impactam o Ibovespa através da reação de investidores, a relação entre essas variáveis é dinâmica e há diversas direções de causalidade possíveis (Yang et. al., 2018). Por isso, o uso de um modelo de vetor autorregressivo estrutural, que nos permite uma interpretação econômica dos resultados, parece adequado. Esse modelo nos permite simular a resposta das variáveis a choques em cada uma das variáveis do modelo, considerando sua endogeneidade. Nosso objetivo aqui será avaliar essas funções impulso resposta, focando principalmente na reação do Ibovespa às demais variáveis.

Para isso, usaremos o índice IPCA como medida de inflação e o IBC-Br em valores reais como proxy para o produto real da economia, o primeiro divulgado pelo IBGE e o último pelo Banco Central do Brasil (BC). Para avaliar o impacto da política monetária, usaremos a taxa Selic, obtida no site do BC, e o índice de ações é o Ibovespa, retirada da base de dados da B3. Serão usados dados mensais de julho de 1994 a dezembro de 2021. A Selic é especificada como taxa, ou seja, a taxa Selic em percentual mais um, e as demais séries estão representadas sob logaritmo natural. As estatísticas descritivas e a representação gráfica dos dados estão representadas abaixo.

Tabela I – Estatísticas da amostra de dados

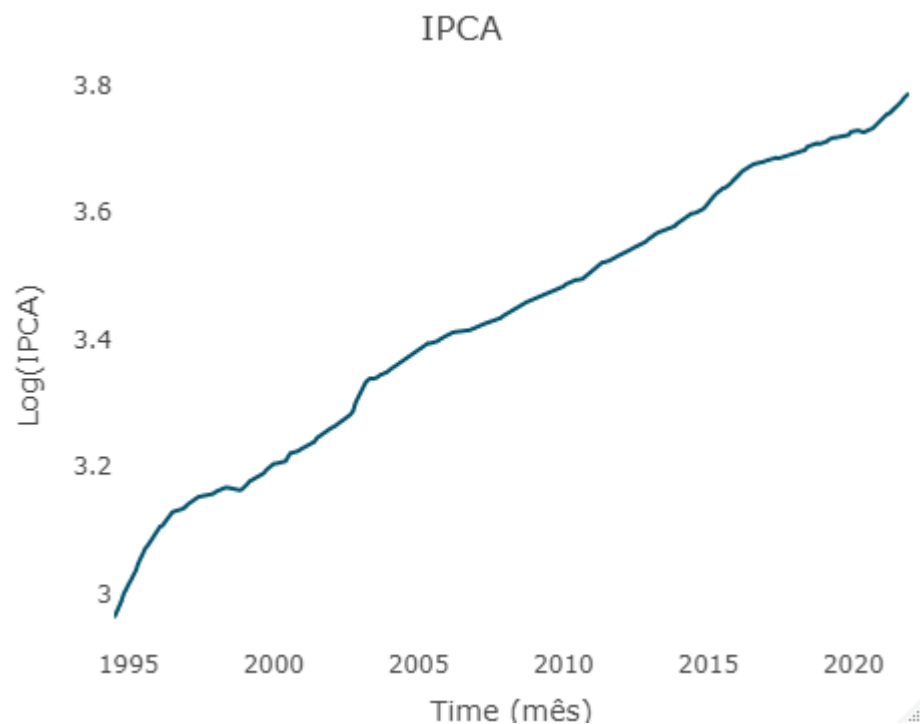
Estatísticas	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Número de observações
Selic (a.a.)	16,65%	13,66%	85,47%	1,90%	12,14%	330
IBOV(a.m.)	1,35%	1,18%	28,03%	-39,55%	8,43%	330
IPCA (a.m.)	0,58%	0,47%	3,02%	-0,51%	0,50%	330
PIB (a.m.)	0,97%	0,53%	20,16%	-10,81%	3,99%	330

Gráfico I – log (PIB)



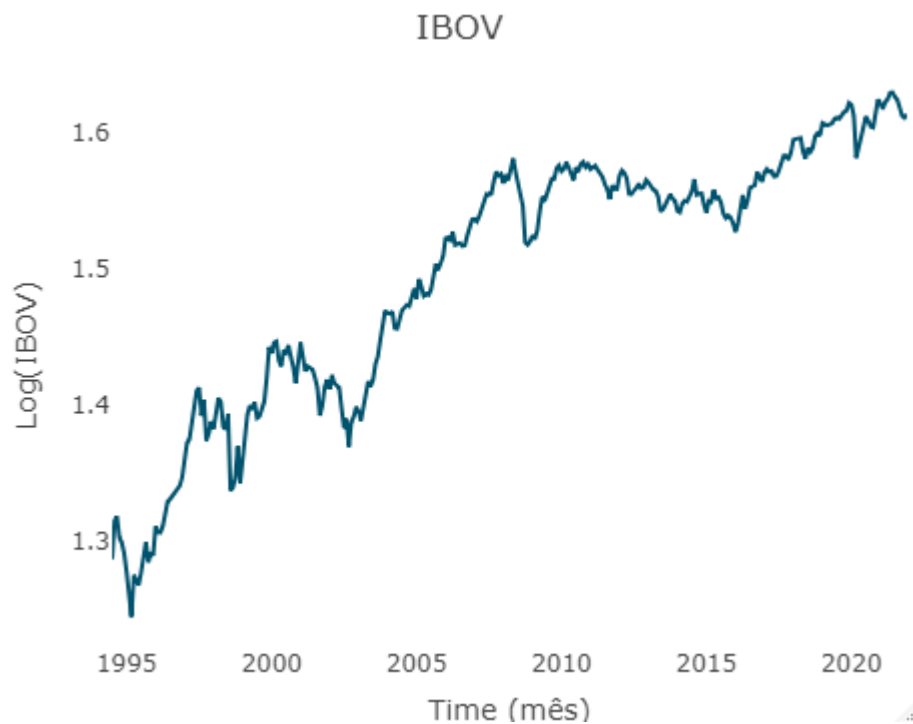
Fonte: IBC-Br. Bacen. Elaboração própria.

Gráfico II – log (IPCA) - INFLAÇÃO



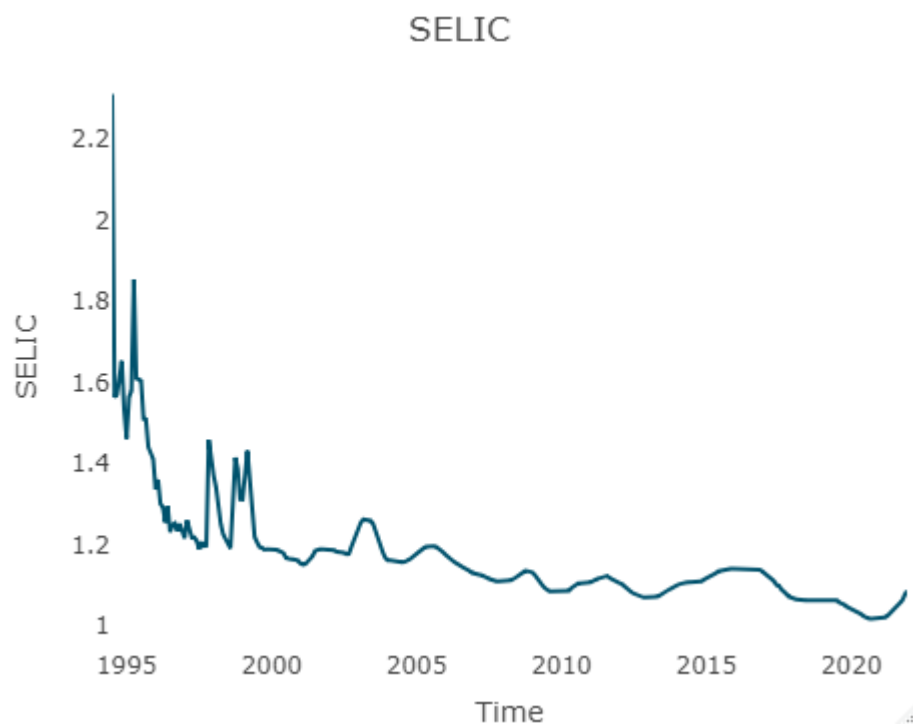
Fonte: IBGE. Elaboração própria.

Gráfico III – log (IBOV) - IBOVESPA



Fonte: B3. Elaboração própria.

Gráfico IV - SELIC



Fonte: BCB. Elaboração própria.

Começamos o estudo para identificar a estacionariedade ou não das séries pela análise gráfica. Graficamente, nenhuma das séries parece ter uma média constante, mostrando uma tendência temporal negativa no caso da Selic, e positiva nas demais.

Isso sugere que as séries podem não ser estacionárias. Para identificarmos com precisão, seguimos nossa análise com a realização de dois testes para a identificação de raiz unitária em cada uma das séries, o Augmented Dickey-Fuller (ADF) e o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS).

A equação do teste ADF é explicitada abaixo para uma série genérica y_t . A hipótese nula é $\alpha = 1$, ou seja, presença de raiz unitária.

$$y_t = c + \beta t + \alpha y_{t-1} + \phi_1 \Delta Y_{t-1} + \phi_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \phi_p \Delta Y_{t-p} + \epsilon_t$$

No teste KPSS, por outro lado, a hipótese nula é ausência de raiz unitária. Esse teste decompõe a série temporal em uma soma de uma tendência determinística, um passeio aleatório e um erro estacionário:

$$y_t = \alpha * t + u_t + \epsilon_t$$

Em que u_t é um passeio aleatório, ou seja, $u_t = u_{t-1} + a_t$, sendo a_t um erro i.i.d. $(0, \sigma^2)$.

Para a definição do número de número de defasagens do modelo, foram feitos os testes Akaike, de Schawz (SC) e Hannan-Quinn (HQ).

Diante da presença de séries não estacionárias, optamos por seguir uma abordagem mais “cuidadosa” descrita por Hamilton (1994), que consiste em, após testar a presença de raiz unitária para cada uma das séries individualmente, testar uma possível cointegração entre elas, caso as séries apresentem raiz unitária. Um vetor $n \times 1$ de séries $\{Y_t\}$ é dito cointegrado se cada uma das séries individualmente é $I(1)$, ou seja, não estacionária, e existe uma combinação linear entre elas que é estacionária. A cointegração nos aponta se as séries possuem uma tendência de equilíbrio de longo prazo comum. Esse equilíbrio de longo prazo é representado por $a'Y_t$, em que a é o vetor de cointegração. Para testar a cointegração, escolhemos utilizar o teste de Johansen. A escolha levou em conta algumas vantagens desse teste em relação a outros como o Phillips-Ouliaris-Hansen, por exemplo: não depende do ordenamento das variáveis nem de normalizações arbitrária. Este é o teste preferido se assumimos não conhecer o vetor de integração. A hipótese nula é r relações de cointegração contra a hipótese alternativa de $r+1$ relações de cointegração por meio de um teste de razão de verossimilhança. A distribuição da estatística de teste é a mesma do maior autovalor da matriz:

$$Q = \left[\int_0^1 W(r) dW(r)' \right]' \left[\int_0^1 W(r) W(r)' dr \right]^{-1} \left[\int_0^1 W(r) dW(r)' \right]$$

Em que $W(r)$ é um Brownian motion de dimensão $n - r$, em que n é o número de observações e r o número de relações de cointegração. Os valores críticos são obtidos por simulações de Monte Carlos.

Constatada a cointegração entre as séries, não podemos mais usar diretamente um modelo VAR, já que ele ignoraria essa importante relação de longo prazo entre as variáveis. Precisamos inserir um vetor de correção de erro e estimar um modelo VEC.

Seja $\{Y_t\}$ um vetor que contém os processos PIB, Selic, Ibovespa e IPCA e que ele possa ser representado por um vetor autoregressivo não estacionário de ordem p , com constante e tendência temporal:

$$Y_t = \alpha + \Phi_1 \cdot Y_{t-1} + \Phi_2 \cdot Y_{t-2} + \dots + \Phi_p \cdot Y_{t-p} + \epsilon_t \text{ (Equação I)}$$

Esse modelo pode ser reescrito como

$$Y_t = \zeta_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \zeta_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \cdot \Delta Y_{t-p-1} + \alpha + \rho \cdot Y_{t-1} + \epsilon_t$$

No qual

$$\rho := \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p$$

$$\zeta_s := -[\Phi_{s+1} + \Phi_{s+2} + \dots + \Phi_p], \text{ em que } s \in \{1, 2, \dots, p-1\}$$

Subtraindo Y_{t-1} nos dois lados, temos:

$$\Delta Y_t = \zeta_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \zeta_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \cdot \Delta Y_{t-p-1} + \alpha + \zeta_0 \cdot Y_{t-1} + \epsilon_t$$

Em que

$$\zeta_0 := \rho - I_n$$

Aqui assumimos que existe uma matriz B , de dimensão $n \times r$, tal que $\zeta_0 = -BA'$, em que A é a base do espaço de vetores de cointegração (Hamilton, 1994). Assim, a expressão acima torna-se:

$$\Delta Y_t = \zeta_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \zeta_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \cdot \Delta Y_{t-p-1} + \alpha - BA' \cdot Y_{t-1} + \epsilon_t$$

Defina agora o vetor estacionário de dimensão $r \times 1$, $Z_t := A'Y_t$. Finalmente, obtemos

$$\Delta Y_t = \zeta_1 \cdot \Delta Y_{t-1} + \zeta_2 \cdot \Delta Y_{t-2} + \dots + \zeta_{p-1} \cdot \Delta Y_{t-p-1} + \alpha - BZ_{t-1} + \epsilon_t$$

Essa expressão é a representação do nosso vetor de correção de erros do sistema cointegrado.

Por fim, transformamos nosso modelo VEC (em diferenças) estimado em um VAR (em nível). Para entendermos como isso é feito, note que pelo teste de Johansen saberemos qual a quantidade r de vetores de cointegração do sistema e, ao estimarmos o VEC, temos os coeficientes estimados para α e ζ_s , para todos $s \in \{0, 1, \dots, p-1\}$. Com essas estimativas em mãos, primeiramente obtemos o valor de ρ através da identidade $\zeta_0 = \rho - I_n$. Podemos então resolver o sistema de matrizes a fim de obtermos os valores de Φ_i , em que $i \in \{1, 2, \dots, p\}$:

$$\rho := \Phi_1 + \Phi_2 + \dots + \Phi_p$$

$$\zeta_s := -[\Phi_{s+1} + \Phi_{s+2} + \dots + \Phi_p], \text{ em que } s \in \{1, 2, \dots, p-1\}$$

Assim, possuímos todos os coeficientes estimados necessários para escrever nosso VEC como um VAR em nível, tal como na Equação I. Com o modelo nesse formato, conseguimos analisá-lo como usualmente faríamos com um VAR e simular funções impulso resposta. Elas nos permitem visualizar como cada variável reage ao longo do tempo a choques nela mesma e em outras variáveis do modelo.

Para verificar o *fit* do modelo, fizemos os testes de resíduos usuais. O teste Jarque-Bera testa se os resíduos têm a *skewness* e *kurtosis* condizentes com uma distribuição normal, enquanto o ARCH testa a presença de heterocedasticidade condicional.

Como queremos interpretar os resultados como um modelo estrutural, o ordenamento das variáveis no vetor deve ser feito da variável mais exógena para a mais endógena, no sentido de que a primeira variável será afetada apenas por choques contemporâneos nela mesma, enquanto a segunda será afetada por choques contemporâneos nela mesma e na primeira variável, e assim por diante. Consideramos Selic a variável mais exógena. Como os dados são mensais e as reuniões do COPOM (Comitê de Política Monetária, que define a taxa Selic) são feitas a cada 45 dias, é razoável supor que os choques que na economia não geram reação contemporânea nos juros, mas sim com defasagem de pelo menos um período. Em segundo lugar, temos o IPCA. Partimos do princípio de que os preços são relativamente rígidos na economia e, portanto, não serão afetados contemporaneamente por choques no produto. Por outro lado, embora os efeitos mais expressivos dos juros na inflação sejam vistos após alguns

períodos, talvez seja possível já captar algum efeito contemporaneamente via restrição de crédito na economia.

Em terceiro lugar, colocamos o produto. Choques na inflação podem afetar o produto contemporaneamente: se a inflação aumenta muito, é razoável supor que os consumidores podem ajustar para baixo seu consumo o quanto possível. Por fim, o Ibovespa é uma variável facilmente ajustável, já que é resultado de forças de mercado que reagem quase simultaneamente às notícias. Por isso, é a variável mais endógena do modelo.

4. RESULTADOS

Todas as estimações presentes nessa seção foram realizadas no R versão 2022.07.2.

Como explicado na seção anterior, os primeiros testes feitos foram para testar a presença de raiz unitária: o Augmented Dickey-Fuller (ADF) e o Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). No teste KPSS, como a estatística de teste para todas as séries é maior que qualquer valor crítico que possamos escolher, rejeitamos a hipótese nula de ausência de raiz unitária ao nível de significância de 1% (Tabela II). No teste ADF, as estatísticas de teste são maiores do que qualquer nível de significância que possamos escolher para o IPCA e o PIB. No caso da Selic, ao nível de significância de 1% podemos rejeitar a hipótese nula de raiz unitária, ou seja, a série é estacionária. Para o Ibovespa, embora a estatística de teste seja maior que todos os valores críticos possíveis, o p-valor é maior do que o nível de significância de 10%. Portanto, ambos os testes apontam para a presença de raiz unitária nas séries de taxa de IPCA e PIB, enquanto o ADF não consegue a mesma evidência para o Ibovespa e Selic (Tabela III). Escolhemos a rota mais conservadora e consideramos o resultado do teste KPSS, ou seja, que todas as séries são não estacionárias.

Tabela II– Teste de KPSS

	Selic	IPCA	PIB	Ibovespa
Estatística do teste	3,73**	5,549**	5,584**	4,960**
Valor crítico (10%)	0,347	0,347	0,347	0,347
Valor crítico (5%)	0,463	0,463	0,463	0,463
Valor crítico (2,5%)	0,574	0,574	0,574	0,574
Valor crítico (1%)	0,739	0,739	0,739	0,739

Notas: (**) indica rejeição a um nível de significância de 1%

Tabela III – Teste de Dickey Fuller Aumentado

	Selic	IPCA	PIB	Ibovespa
Estatística do teste	-2,663	5,185	4,185	1,694
p-value	0,010	0,000	0,000	0,153
Valor crítico (10%)	-1,620	-1,620	-1,620	-1,620
Valor crítico (5%)	-1,950	-1,950	-1,950	-1,950
Valor crítico (1%)	-2,580	-2,580	-2,580	-2,580

Para definirmos o número de defasagens do modelo, usamos os testes AIC, HQ e SC. O HQ e o SC apontaram 2 defasagens como o número ótimo, enquanto o AIC apontou para 10 defasagens. Essa diferença ocorre porque o AIC penaliza relativamente menos a perda de graus de liberdade. Usamos no modelo o número de defasagens recomendado pela maioria dos critérios de informação, ou seja, duas defasagens. Também porque consideramos que, em um modelo com apenas quatro variáveis, o uso de 10 *lags* geraria uma perda de graus de liberdade grande (Tabela IV).

Tabela IV – Critérios de informação

Critérios de Informação			
	AIC	SC	HQ
1	-3,629	-3,488	-3,551
2	-3,569	-3,523*	-3,505*
3	-3,620	-3,554	-3,594
4	-3,626	-3,541	-3,592
5	-3,623	-3,518	-3,581
6	-3,622	-3,499	-3,573
7	-3,629	3,487	-3,572
8	-3,629	-3,469	3,565
9	-3,630	-3,450	-3,558
10	-3,632*	-3,434	-3,552

Como consideramos que todas as séries possuem raiz unitária, prosseguimos para um teste de cointegração, o Johansen. Escolhemos a versão do teste sem *drift* e tendência, o que significa que estamos assumimos que a relação entre as variáveis é constante no tempo. Os resultados estão representados na tabela IV, na qual r é a quantidade de possíveis relações de cointegração. Considerando como base o nível de significância de 5%, rejeitamos os testes para as hipóteses nulas $r = 0$ (contra a hipótese alternativa de $r > 0$) e $r \leq 1$ (contra a alternativa $r > 1$), já que a estatística de teste é maior do que o valor crítico. Em especial, ao rejeitar o teste para $r = 0$, temos forte evidência da presença de cointegração. Para as hipóteses nulas $r \leq 2$ (contra $r > 3$) e $r \leq 3$ (contra $r > 3$), a

estatística é menor que o valor crítico, então não podemos rejeitar as hipóteses nulas. Portanto, concluímos que há duas relações de cointegração entre as variáveis. Por isso, precisamos de dois vetores de correção da cointegração linearmente independentes, estimados por máxima verossimilhança.

Tabela V – Teste de Jonhansen

r	Estatística	Valor Crítico (10%)	Valor Crítico (5%)	Valor Crítico (1%)
3	2,16	6,50	8,18	11,65
2	13,61	12,91	14,90	19,19
1	24,80	18,90	21,07	25,75
0	37,97	24,78	27,14	32,14

Com esses resultados em mãos, finalmente podemos estimar o modelo VEC conforme descrito na seção anterior e, com base nele e na quantidade de relações de cointegração presentes, transformá-lo em um VAR Estrutural (Tabela VI), conforme descrito na metodologia.

Tabela VI – Estimação dos coeficientes do VAR

Matriz de Coeficientes	Constantes	Selic (l.1)	IPCA (l.1)	PIB (l.1)	Ibovespa (l.1)
Selic	0,668	0,861	-0,185	0,444	0,186
IPCA	-0,004	0,042	1,043	0,733	0,165
PIB	0,009	0,008	0,001	1,640	-0,002
Ibovespa	0,02	-0,024	-0,016	0,501	0,909
		Selic (l.2)	IPCA (l.2)	PIB (l.2)	Ibovespa (l.2)
Selic		0,056	0,183	-0,390	-0,230
IPCA		-0,058	-0,043	-0,727	-0,170
PIB		-0,002	-0,001	-0,644	0,005
Ibovespa		0,006	0,016	-0,489	0,081

Para entender o significado dos coeficientes da Tabela VI, lembremos que o VAR é um sistema em que cada variável é regredida numa constante e, nesse caso, em 2 lags dela própria e em 2 lags das demais variáveis. Ou seja, estimamos o seguinte sistema:

$$\begin{aligned}
 Selic_t = & c_1 + \phi_1^1 Selic_{t-1} + \phi_2^1 IPCA_{t-1} + \phi_3^1 PIB_{t-1} + \phi_4^1 Ibov_{t-1} + \\
 & \phi_5^1 Selic_{t-2} + \phi_6^1 IPCA_{t-2} + \phi_7^1 PIB_{t-2} + \phi_8^1 Ibov_{t-2}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
IPCA_t &= c_2 + \phi_1^2 Selic_{t-1} + \phi_2^2 IPCA_{t-1} + \phi_3^2 PIB_{t-1} + \phi_4^2 Ibov_{t-1} + \\
&\quad \phi_5^2 Selic_{t-2} + \phi_6^2 IPCA_{t-2} + \phi_7^2 PIB_{t-2} + \phi_8^2 Ibov_{t-2} \\
PIB_t &= c_3 + \phi_1^3 Selic_{t-1} + \phi_2^3 IPCA_{t-1} + \phi_3^3 PIB_{t-1} + \phi_4^3 Ibov_{t-1} + \\
&\quad \phi_5^3 Selic_{t-2} + \phi_6^3 IPCA_{t-2} + \phi_7^3 PIB_{t-2} + \phi_8^3 Ibov_{t-2} \\
Ibov_t &= c_4 + \phi_1^4 Selic_{t-1} + \phi_2^4 IPCA_{t-1} + \phi_3^4 PIB_{t-1} + \phi_4^4 Ibov_{t-1} + \\
&\quad \phi_5^4 Selic_{t-2} + \phi_6^4 IPCA_{t-2} + \phi_7^4 PIB_{t-2} + \phi_8^4 Ibov_{t-2}
\end{aligned}$$

Os coeficientes reportados na tabela são os ϕ s das equações acima. Eles indicam quanto cada variável em cada uma das duas defasagens (l.1 e l.2) afeta cada uma das variáveis no período atual. Por exemplo, $\phi_1^1 = 0,861$ significa que a Selic tem uma persistência de 0,861 em relação à Selic no período anterior. Essa alta persistência retratada pelo modelo faz sentido: como o COPOM se reúne a cada 45 dias e os dados são mensais, espera-se que essa variável mude pouco de um período para outro. Além disso, ela não costuma mudar abruptamente. Na maior parte das vezes, as mudanças na Selic de uma reunião para outra não passam de 0,75 pontos percentuais.

Para checar a robustez do modelo, usamos o teste Jarque-Bera, para testar a normalidade dos resíduos, e o ARCH para heterocedasticidade condicional. O teste Jarque-Bera nos indica que os resíduos possivelmente não são normalmente distribuídos. Como os intervalos de confiança são calculados com base na premissa de que os erros são normalmente distribuídos, essa característica pode gerar imprecisão nas previsões estimadas por esse modelo. Por outro lado, podemos rejeitar a presença de heterocedasticidade condicional nos modelos.

Tabela VII – Testes de Robustez do Modelo

	Efeitos Arch	Normalidade
Estatística do teste	24,047	6,349
p-valor	0,930	0,014

Finalmente, podemos partir para a análise das funções impulso resposta, retratadas abaixo.

Gráfico V - Choque na taxa de juros

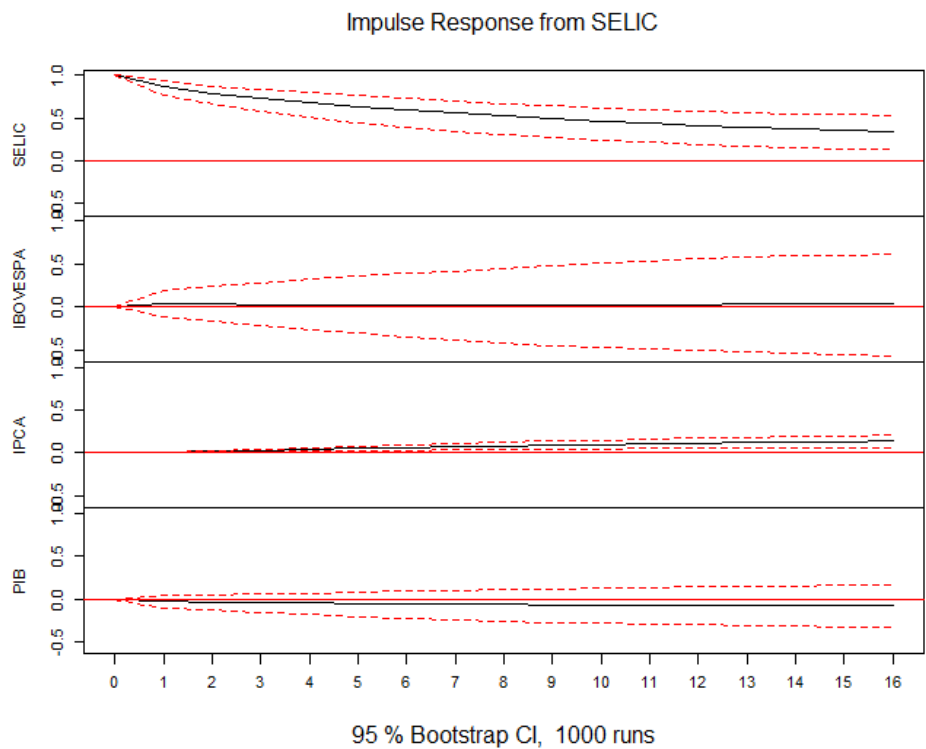


Gráfico VI - Choque de Inflação

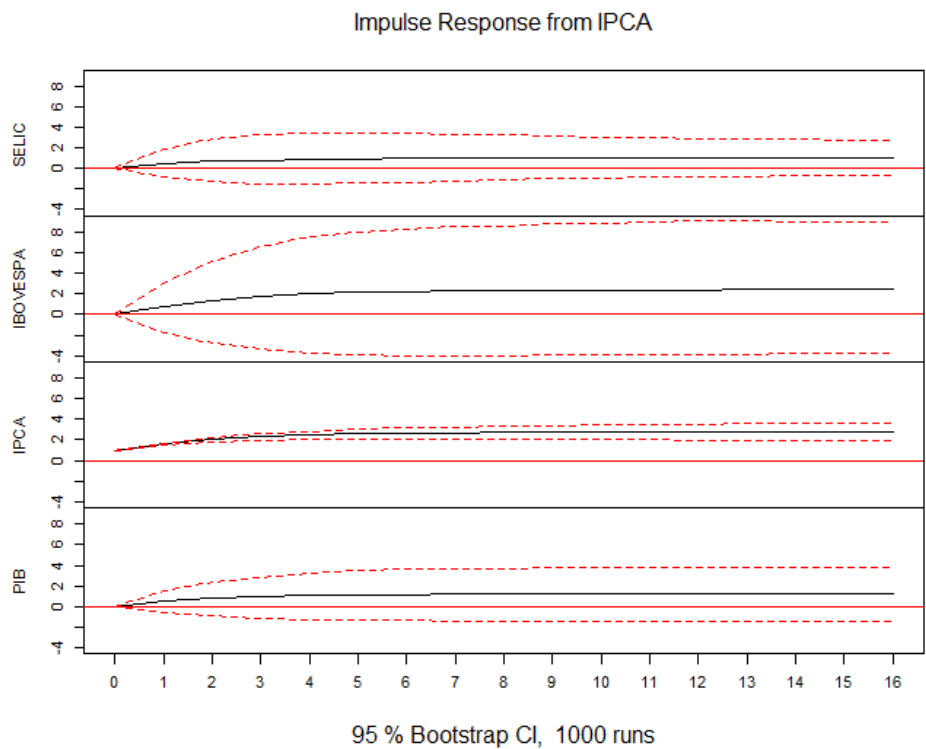


Gráfico VII - Choque de demanda

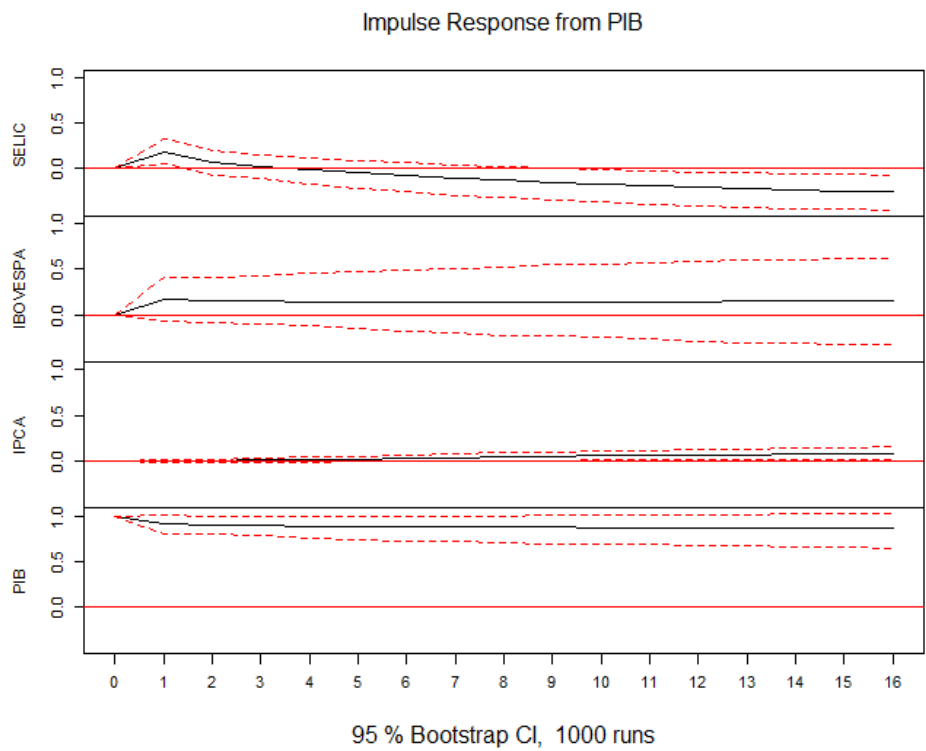
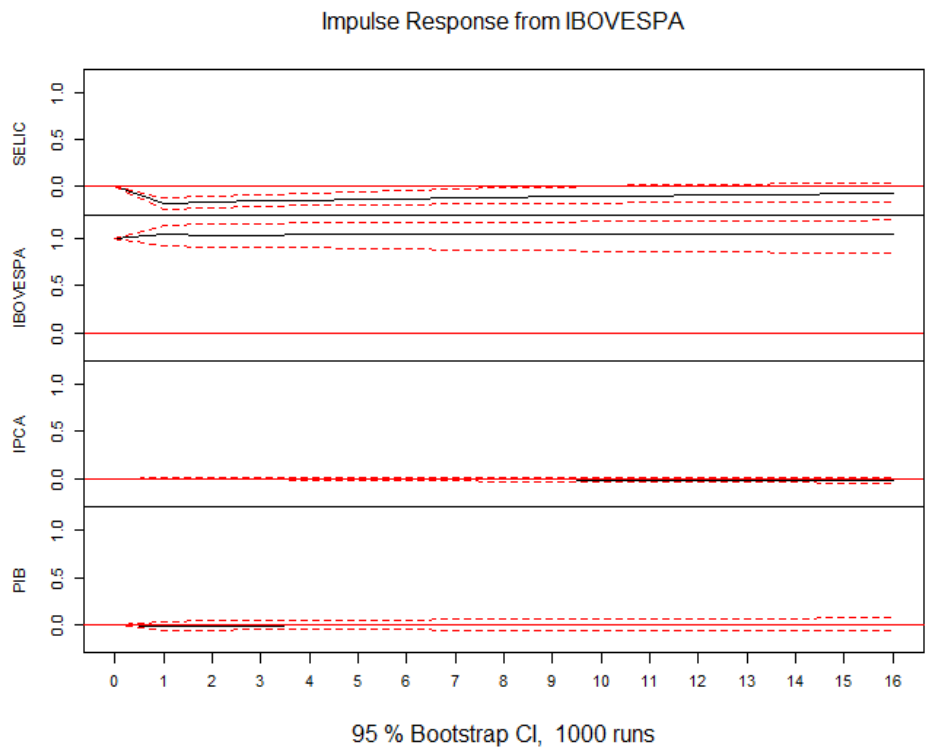


Gráfico VIII - Choque no IBOVESPA



Os choques na taxa Selic não parecem ter impacto muito significativo nas variáveis analisadas. O pouco impacto no Ibovespa pode ser porque, embora a Selic tenha sofrido um choque, este foi corretamente antecipado pelo mercado e já estava precificado, gerando pouca reação no mercado de ações brasileiro. O intervalo de confiança dessa previsão aumenta consideravelmente ao longo do tempo. Isso pode estar relacionado a duas explicações. A primeira é a alta variância dessa variável, e a segunda é a possível não normalidade dos erros, gerando maior imprecisão nas estimativas. Além disso, sabe-se que os efeitos de choques na taxa de juros demoram para serem transmitidos para o resto da economia. Após 4 meses do choque, o PIB começa vagarosamente a cair, permitindo que os juros possam cair de forma mais acentuada.

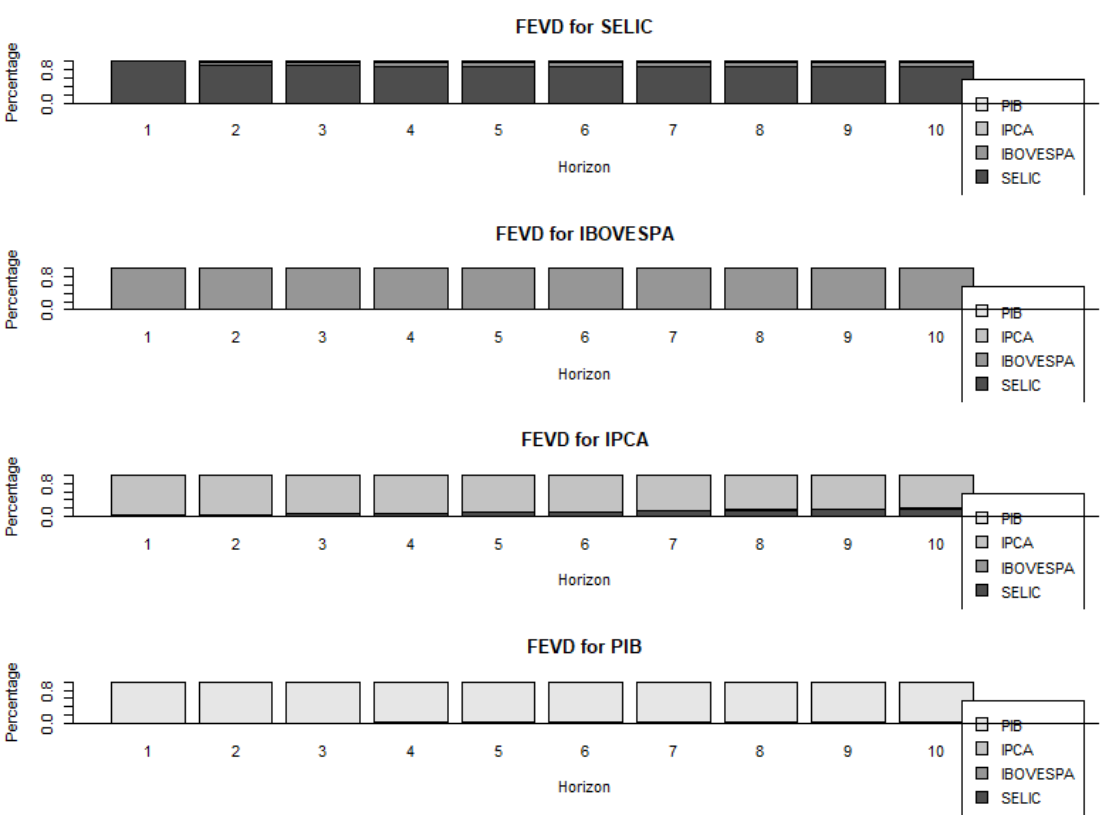
Um choque positivo na inflação tende a ter inércia e perdurar por bastante tempo, o que pode ser encarado como resultado de uma economia excessivamente indexada. Há contemporaneamente um choque positivo e permanente no produto. Conforme esperado, a maior inflação gera uma reação de subida de juros pelo Banco Central a partir do período seguinte, com a intenção de desaquecer a economia e trazer a inflação para baixo. O Ibovespa tem aqui sua maior reação dentre os choques analisado, subindo permanentemente. Possivelmente, com o alto crescimento do PIB os investidores melhoraram suas expectativas com relação ao mercado brasileiro, gerando um influxo de investimentos em ações brasileiras e pressionando o índice para cima. Além disso, a alta inflação faz com que o custo de manter moeda “no bolso”, ou seja, em dinheiro ou conta corrente, aumente, já que ela rapidamente perde seu valor real. Com um maior custo de oportunidade, é provável que as pessoas resolvam investir, o que também leva a um aumento do Ibovespa.

Em relação ao choque de demanda, análise similar feita para Coreia por Yang et. al. (2018) apontou para uma relação positiva, porém temporária, entre esses choques e o índice de ações. Aqui, observamos também uma relação positiva, porém menor e de médio e longo prazo. No primeiro período, os investidores não reagem muito ao choque, mas a partir do período seguinte eles antecipam corretamente que o produto permanecerá alto e elevam seus investimentos no médio e longo prazo. Além disso, o choque no PIB causa uma subida de juros pelo Banco Central no período subsequente, a fim de desaquecer a economia e evitar o surgimento de inflação. Vemos que o BC obtém êxito nesse controle, já que a subida na inflação é irrisória. Além disso, no médio prazo e longo

prazo o choque mostra-se benéfico para a trajetória da taxa de juros, que cai para abaixo do nível pré-choque.

Por fim, uma breve análise da decomposição da variância dos erros de previsão (forecast error variance decomposition, FEVD) nos permite tirar algumas conclusões interessantes. O FEVD nos indica quanto cada variável do modelo contribui para a previsão das outras variáveis. Os choques no Ibovespa contribuem de forma crescente para explicar a variância da Selic, chegando a 23,1% no décimo período. De forma parecida, o Ibovespa chega a explicar 16,6% da variância do PIB no mesmo período, enquanto a inflação explica 24%. Por fim, vemos que choques no Ibovespa tendem a ter bastante permanência (Gráfico VIII), por isso é responsável pela maioria da variância nesse índice (97% no décimo período), enquanto o IPCA, o PIB e a Selic exercem um papel secundário. No Anexo II, temos os números do FEVD mais detalhados.

Gráfico IX - FEVD



5. CONCLUSÃO

Este artigo busca entender a relação entre choques macroeconômicos e o mercado financeiro, utilizando variáveis macroeconômicas como juros, inflação e PIB por meio de modelos *Vector Autoregression* (VAR) e *Vector Error-correction* (VEC). Os modelos foram estimados utilizando dados mensais para o mercado brasileiro no período de julho de 1994 até dezembro de 2021.

Os resultados encontrados pelo presente artigo se alinham à literatura consolidada e de acordo com a teoria econômica. Entretanto, diferentemente do visto pelos autores sul-coreanos analisados acima, encontramos cointegração entre as variáveis o que nos fez estimar um VEC para corrigir essa questão e depois realizar a conversão para o VAR (processo especificado na metodologia acima). Desse modo, para a taxa de juros, o choque não possuiu um efeito muito significativo sobre as demais variáveis. Observando a inflação, seus choques possuem maior permanência, e implica em uma reação de elevação de juros, como se esperaria do Banco Central, para o Ibovespa há uma elevação de patamar permanente. Ao se analisar choques sobre a demanda, é observado uma relação positiva de médio prazo e de menor intensidade.

Dessa forma, este trabalho encontrou efeitos sobre o mercado de ações causados por efeitos macroeconômico, apesar de apresentar problemas na normalidade dos erros como reportado acima. Há assim, uma contribuição com os estudos de modelagem econométrica utilizando modelos de séries temporais com dados financeiros, em especial de variações no Índice Bovespa e sua relação com as variáveis macroeconômicas verificadas nesta monografia.

ANEXOS

ANEXO I - Composição do Ibovespa

Nome	Ativo	Último	Variação %
<u>AMBEV S/A ON</u>	<u>ABEV3</u>	15,94	1,08%
<u>Sendas Distribuidora ON</u>	<u>ASAI3</u>	19,47	1,35%
<u>AZUL PN</u>	<u>AZUL4</u>	12,59	1,04%
<u>B3 SA - Brasil Bolsa Bal... ON</u>	<u>B3SA3</u>	12,12	0,58%
<u>BANCO DO BRASIL ON</u>	<u>BBAS3</u>	34,6	1,14%
<u>BRADESCO ON</u>	<u>BBDC3</u>	13,14	-0,30%
<u>BRADESCO PN</u>	<u>BBDC4</u>	15,39	0,26%
<u>BB SEGURIDADE ON</u>	<u>BBSE3</u>	30,52	-0,59%
<u>MINERVA ON</u>	<u>BEEF3</u>	12,64	-0,32%
<u>BTG PACTUAL UNT</u>	<u>BPAC11</u>	24,39	-1,05%
<u>BRADESPAR PN</u>	<u>BRAP4</u>	27,04	0,93%
<u>PETROBRAS BR ON</u>			
<u>BRF S/A ON</u>	<u>BRFS3</u>	10,09	-0,98%
<u>BRASKEM PNA</u>	<u>BRKM5</u>	28,68	-0,97%
<u>BR MALLS PAR ON</u>	<u>BRML3</u>	8,6	-0,12%
<u>B2W DIGITAL ON</u>			
<u>CCR ON</u>	<u>CCRO3</u>	11,66	2,55%
<u>CIELO ON</u>	<u>CIEL3</u>	4,8	0,42%
<u>CEMIG PN</u>	<u>CMIG4</u>	11,2	0,63%
<u>COGNA ON</u>	<u>COGN3</u>	2,19	-3,95%
<u>CPFL ENERGIA ON</u>	<u>CPFE3</u>	33,89	0,18%
<u>COPEL PNB</u>	<u>CPLE6</u>	8,13	-0,49%
<u>CARREFOUR ON</u>	<u>CRFB3</u>	15,66	-0,63%
<u>COSAN ON</u>	<u>CSAN3</u>	16,99	1,19%
<u>SID NACIONAL ON</u>	<u>CSNA3</u>	13,48	-2,39%
<u>CVC BRASIL ON</u>	<u>CVCB3</u>	4,82	-4,17%
<u>CYRELA REALT ON</u>	<u>CYRE3</u>	13,74	-0,58%
<u>ECORODOVIAS ON</u>	<u>ECOR3</u>	4,32	-1,82%
<u>ENGIE BRASIL ON</u>	<u>EGIE3</u>	39,23	0,10%
<u>ELETROBRAS ON</u>	<u>ELET3</u>	45,7	0,82%
<u>ELETROBRAS PNB</u>	<u>ELET6</u>	48,75	0,35%
<u>EMBRAER ON</u>	<u>EMBR3</u>	14,04	-1,89%
<u>ENERGIAS BR ON</u>	<u>ENBR3</u>	21,31	0,00%
<u>ENEVA ON</u>	<u>ENEV3</u>	12,12	-2,42%
<u>ENERGISA</u>	<u>ENG11</u>	43,51	-1,02%
<u>EQUATORIAL ON</u>	<u>EQTL3</u>	27,3	-0,73%

Nome	Ativo	Último	Variação %
<u>EZTEC ON</u>	<u>EZTC3</u>	15,05	-1,76%
<u>FLEURY ON</u>	<u>FLRY3</u>	17,39	1,34%
<u>GERDAU PN</u>	<u>GGBR4</u>	29,37	0,00%
<u>INTERMEDICA ON</u>			
<u>GERDAU MET PN</u>	<u>GOAU4</u>	13,06	0,31%
<u>GOL PN</u>	<u>GOLL4</u>	7,96	0,13%
<u>HAPVIDA ON</u>	<u>HAPV3</u>	5,21	-1,70%
<u>CIA HERING ON</u>			
<u>HYPERA ON</u>	<u>HYPE3</u>	44,24	-0,94%
<u>IGUATEMI ON</u>			
<u>IRB BRASIL ON</u>	<u>IRBR3</u>	0,75	-3,85%
<u>ITAUSA PN</u>	<u>ITSA4</u>	8,77	-0,68%
<u>ITAU UNIBANCO PN</u>	<u>ITUB4</u>	25,65	-1,31%
<u>JBS ON</u>	<u>JBSS3</u>	22,82	-2,14%
<u>JHSF PART ON</u>	<u>JHSF3</u>	5,48	-0,54%
<u>KLABIN</u>	<u>KLBN11</u>	20,59	-1,10%
<u>LOJAS AMERICANAS PN</u>			
<u>LOCAMERICA ON</u>			
<u>LOJAS RENNER ON</u>	<u>LREN3</u>	23,1	-3,63%
<u>MAGAZINE LUIZA ON</u>	<u>MGLU3</u>	3,36	-1,75%
<u>MARFRIG ON</u>	<u>MRFG3</u>	9,12	-5,20%
<u>MRV ON</u>	<u>MRVE3</u>	8,32	0,12%
<u>MULTIPLAN ON</u>	<u>MULT3</u>	22,67	0,31%
<u>NATURA ON</u>	<u>NTCO3</u>	11,44	-0,09%
<u>PÃO DE AÇUCAR ON</u>	<u>PCAR3</u>	18,59	1,81%
<u>PETROBRAS ON</u>	<u>PETR3</u>	28,16	2,44%
<u>PETROBRAS PN</u>	<u>PETR4</u>	24,33	1,97%
<u>PETRORIO ON</u>	<u>PRI03</u>	34,78	0,38%
<u>QUALICORP ON</u>	<u>QUAL3</u>	5,76	1,41%
<u>RAIA DROGASIL ON</u>	<u>RADL3</u>	22,35	-0,53%
<u>RUMO S.A ON</u>	<u>RAIL3</u>	19,52	3,23%
<u>LOCALIZA ON</u>	<u>RENT3</u>	58,74	0,48%
<u>SANTANDER BR</u>	<u>SANB11</u>	27,53	-0,76%
<u>SABESP ON</u>	<u>SBSP3</u>	60,65	0,93%
<u>SUL AMERICA</u>	<u>SULA11</u>	21,47	-1,01%
<u>SUZANO PAPEL ON</u>	<u>SUZB3</u>	54,76	-0,33%
<u>TAESA</u>	<u>TAE11</u>	36,08	-0,93%
<u>TIM ON</u>	<u>TIMS3</u>	13,11	0,31%
<u>TOTVS ON</u>	<u>TOTS3</u>	28,93	0,28%
<u>ULTRAPAR ON</u>	<u>UGPA3</u>	13,28	0,61%
<u>USIMINAS PNA</u>	<u>USIM5</u>	7,36	-3,29%
<u>VALE ON</u>	<u>VALE3</u>	81,46	0,69%
<u>TELEF BRASIL ON</u>	<u>VIVT3</u>	38,61	-0,31%
<u>WEG ON</u>	<u>WEGE3</u>	37,76	-3,43%

Nome	Ativo	Último	Variação %
<u>ESTACIO PART ON</u>	<u>YDUQ3</u>	11,3	0,62%
<u>Índice Bovespa</u>	<u>IBOV</u>	109.033,38	0,05%

ANEXO II – FEVD

\$SELIC

	SELIC	IBOVESPA	IPCA	PIB
[1,]	1.0000000	0.0000000	0.000000e+00	0.000000000
[2,]	0.9355913	0.06165801	1.316538e-05	0.002737557
[3,]	0.8967814	0.09906599	6.370084e-04	0.003515563
[4,]	0.8544902	0.13724956	1.614236e-03	0.006645974
[5,]	0.8176020	0.16772672	1.859224e-03	0.012812088
[6,]	0.7970211	0.18411196	1.677101e-03	0.017189794
[7,]	0.7757439	0.20294459	1.665166e-03	0.019646318
[8,]	0.7649237	0.21333365	1.577345e-03	0.020165278
[9,]	0.7556575	0.22306005	1.499233e-03	0.019783168
[10,]	0.7481918	0.23058250	2.483793e-03	0.018741891

\$IBOVESPA

	SELIC	IBOVESPA	IPCA	PIB
[1,]	4.846223e-06	0.9999952	0.000000000	0.000000000
[2,]	1.885961e-03	0.9943218	0.003252689	0.0005395811
[3,]	1.456699e-03	0.9945873	0.003183035	0.0007729537
[4,]	3.980337e-03	0.9912095	0.003632511	0.0011776621
[5,]	3.809352e-03	0.9906216	0.004627466	0.0009415943
[6,]	3.532684e-03	0.9908777	0.004613976	0.0009756093
[7,]	5.883673e-03	0.9887358	0.004056645	0.0013238492
[8,]	8.339369e-03	0.9835740	0.006008781	0.0020778055
[9,]	1.211601e-02	0.9788949	0.006441081	0.0025479939
[10,]	1.934883e-02	0.9711443	0.005959660	0.0035472032

\$IPCA

	SELIC	IBOVESPA	IPCA	PIB
[1,]	0.010793395	3.255452e-04	0.9888811	0.000000000
[2,]	0.006647238	9.798548e-05	0.9930595	0.0001952386
[3,]	0.003681970	4.541504e-04	0.9945672	0.0012966954
[4,]	0.002750530	2.696120e-03	0.9921815	0.0023718980
[5,]	0.003824234	9.997618e-03	0.9815717	0.0046064942
[6,]	0.005465352	1.730335e-02	0.9684321	0.0087992259
[7,]	0.007426612	2.368348e-02	0.9554432	0.0134467434
[8,]	0.009303444	3.184683e-02	0.9381174	0.0207323515
[9,]	0.010574437	3.887226e-02	0.9220387	0.0285146255
[10,]	0.011204636	4.375059e-02	0.9106742	0.0343705428

\$PIB

	SELIC	IBOVESPA	IPCA	PIB
[1,]	0.0001037898	0.003847973	0.007227845	0.9888204
[2,]	0.0008701731	0.011515492	0.039597231	0.9480171
[3,]	0.0016077941	0.019133668	0.055323310	0.9239352
[4,]	0.0072545949	0.039612433	0.072874551	0.8802584
[5,]	0.0083461453	0.092346231	0.105470223	0.7938374
[6,]	0.0077178079	0.123122740	0.123268813	0.7458906
[7,]	0.0075265123	0.145974935	0.158636243	0.6878623
[8,]	0.0078851076	0.150457660	0.197370488	0.6442867
[9,]	0.0097229605	0.157193295	0.231447319	0.6016364
[10,]	0.0110174293	0.166555049	0.239620902	0.5828066

BIBLIOGRAFIA

- Alam, M., & Uddin, G. S. (2009). Relationship between Interest Rate and Stock Price: Empirical Evidence from Developed and Developing Countries. *International Journal of Biometrics*, 4(3), 43. Retrieved 10 20, 2022, from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2941281
- Antonakis, J., & Eubanks, D. L. (2017). Looking Leadership in the Face. *Current Directions in Psychological Science*, 26(3), 270–275.
- Bekaert, Geert and Engstrom, Eric C., Inflation and the Stock Market: Understanding the 'Fed Model' (April 25, 2008).
- Blanchard, O.J. and Quah, D. (1989). The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Aggregate Supply. *The American Economic Review*, 79, 655-673.
- Camilleri, S.J., N. Scicluna, and Y. Bai, 2019, Do Stock Markets Lead or Lag Macroeconomic Variables? Evidence from Select European Countries, *The North American Journal of Economics and Finance*, 48, 170-186.
- Chatziantoniou, Ioannis & Duffy, David & Filis, George, 2013. "Stock market response to monetary and fiscal policy shocks: Multi-country evidence". *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 30(C), pages 754-769.
- Cogley, T. and Sargent, T.J. (2001) Evolving Post-World War II U.S. Inflation Dynamics. *NBER Macroeconomics Annual*, 16, 331-373.
- Crowder, W. J. (1994). Foreign exchange market efficiency and common stochastic trends. *Journal of international money and finance*, 13(5), .
- Feldstein, M. (1978). Inflation and the Stock Market. *The American Economic Review*, 70(5), 186-198. Retrieved 10 15, 2022, from <https://nber.org/papers/w0276.pdf>
- Fischer, S., Fischer, S., Merton, R. C., & Merton, R. C. (1984). Macroeconomics and Finance: The Role of the Stock Market. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 21(1), 57-108. Retrieved 10 15, 2022, from <https://nber.org/papers/w1291>
- Gordon, M. J. (1962). The Savings, Investment, and Valuation of a Corporation. *Review of Economics and Statistics*, 44, 37-51.

- Hamilton, J. D. (1994). Time series analysis. Princeton University Press.
- Hyde, S., & Bredin, D. (2005). *Regime Changes in the Relationship between Stock Returns and the Macroeconomy*. Retrieved 10 20, 2022, from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=686878
- Naik, P. K., & Padhi, P. (2012). *Interaction of Macroeconomic Factors and Stock Market Index: Empirical Evidence from Indian Data*. Retrieved 10 20, 2022, from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2150208
- Nunes, Maurício S. & Jr., Newton C. A. da Costa & Meurer, Roberto, 2005. "A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil". *Revista Brasileira de Economia - RBE, EPGE Brazilian School of Economics and Finance - FGV EPGE (Brazil)*, vol. 59(4), October.
- Ratanapakorn, O. and Sharma, S. (2007). Dynamic Analysis between the U.S. Stock Returns and the Macroeconomic Variables. *Applied Financial Economics*, 17, 369-377.
- Sargent, T. J. (1999). A primer on monetary and fiscal policy. *Journal of Banking & Finance*, 23(10), 1463–1482., 1463–1482.
- Soares, L. W. V. (2021). O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro. *Revista Brasileira de Finanças: RBFin*, 19(1)
- Stock, James H., and Mark W. Watson. 1988. "Variable Trends in Economic Time Series." *Journal of Economic Perspectives*, 2 (3): 147-174.
- Sugiarto, Teguh (2015).SVAR Model to Examine the Short and Long Term Monetary Policy in Indonesia. *International Journal of Economic Sciences*, Vol. IV(4), pp. 66-77.
- Uddin, M. G., & Alam, M. M. (2010). *The Impacts of Interest Rate on Stock Market: Empirical Evidence from Dhaka Stock Exchange*. Retrieved 10 20, 2022, from https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2941287
- Yang, E., Kim, S. H., Kim, M. H., & Ryu, D. (2018). Macroeconomic shocks and stock market returns: The case of Korea. *Applied Economics*, 50(7), 757-773.