

**UNIVERSIDADE PRESBITERIANA MACKENZIE  
CENTRO DE CIENCIAS SOCIAIS E APLICADAS**

**THIAGO CALLEGARI DE SOUZA**

**IMPACTO DO ÍNDICE DOW JONES, COMMODITIES E CÂMBIO SOBRE O  
IBOVESPA: UMA ANÁLISE DO EFEITO CONTÁGIO NO PERÍODO DE 2011 A  
2022**

São Paulo

2023

THIAGO CALLEGARI DE SOUZA

IMPACTO DO ÍNDICE DOW JONES, COMMODITIES E CÂMBIO SOBRE O  
IBOVESPA: UMA ANÁLISE DO EFEITO CONTÁGIO NO PERÍODO DE 2011 A 2022

Monografia apresentada ao Centro de  
Ciências Sociais e Aplicadas, como requisito  
parcial à obtenção do título de Bacharel em  
Ciências Econômicas.

ORIENTADOR(A): Profa SILVIA FRANCO DE OLIVEIRA

São Paulo

2023

## **DEDICATÓRIA**

A todos que me apoiaram e de alguma forma contribuíram durante minha trajetória acadêmica.

## **AGRADECIMENTOS**

Agradeço à Deus, por ter-me dado oportunidades e condições para estudar e me desenvolver.

Aos meus pais, pelo apoio e incentivo para alcançar meus objetivos.

À minha orientadora, professora Silvia Franco de Oliveira, por todo suporte e colaboração durante a elaboração deste trabalho.

E a todos aqueles que contribuíram de alguma maneira durante esta etapa.

## RESUMO

Este trabalho tem como objetivo avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços das *commodities* e da taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa no período de 2011 a 2022. Os dados foram extraídos do terminal da Bloomberg e a metodologia adotada para análise foi a aplicação do modelo de Vetores Autorregressivos (VAR) e o teste de cointegração de Johansen para verificar as relações entre as variáveis. Dentre as conclusões, verificou-se a partir do teste de cointegração que não há evidências de relações de longo prazo entre as variáveis. No curto prazo, por meio das funções de resposta a impulso e decomposição da variância dos erros de previsão, foi observado que o mercado de ações brasileiro é afetado positivamente pelos choques no índice Dow Jones, sendo essa a principal variável a explicar a trajetória do Ibovespa além do próprio índice, sugerindo a existência do efeito contágio.

Palavras-chave: Efeito contágio; Mercado acionário; Modelo VAR.

## **ABSTRACT**

This research aims to evaluate the existence of contagion effects of the Dow Jones index, commodity prices and the exchange rate on the trajectory of the Ibovespa in the period from 2011 to 2022. The data were extracted from the Bloomberg terminal and the methodology used for analysis was the application of the Vector Autoregression model (VAR) and the Johansen co-integration test to verify the relationships between the variables. Among the conclusions, the cointegration test showed that there is no evidence of long-term relationships between the variables. In the short term, the impulse response functions and the variance decomposition of the forecast errors showed that the Brazilian stock market is positively affected by shocks to the Dow Jones index, which is the main variable explaining the trajectory of the Ibovespa in addition to the index itself, suggesting the existence of the contagion effect.

**Key-words:** Contagion effect; Stock market; VAR Model.

## **LISTA DE QUADROS**

Quadro 1 - Quadro resumo de pesquisas semelhantes .....	20
---	----

## LISTA DE GRÁFICOS

Gráfico 1 - Teste de Estabilidade dos Parâmetros .....	34
Gráfico 2 - Funções de Resposta do Ibovespa a Impulsos .....	35



## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Teste de Dickey-Fuller .....	32
Tabela 2 - Seleção de defasagens VAR.....	32
Tabela 3 - Teste de Cointegração de Johansen.....	33
Tabela 4 - Teste de Exogeneidade das Variáveis .....	33
Tabela 5 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão do Ibovespa.....	36

## **LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS**

BCB – Banco Central do Brasil

FBCF – Formação Bruta de Capital Fixo

NME – Nova Matriz Econômica

OMS – Organização Mundial da Saúde

RBSL – Refinitiv Benchmark Services Limited

## SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO.....	12
2	REFERENCIAL TEÓRICO.....	14
2.1	O EFEITO CONTÁGIO.....	14
2.2	RELAÇÃO ENTRE O ÍNDICE DOW JONES, O PREÇO DAS COMMODITIES E O CÂMBIO SOBRE O IBOVESPA.....	15
2.3	TRABALHOS SIMILARES .....	16
3	METODOLOGIA.....	22
4	ANÁLISE DOS RESULTADOS .....	28
4.1	CENÁRIO ECONÔMICO .....	28
4.1.1	CRISE ECONÔMICA DE 2015-2016.....	28
4.1.2	COVID-19 .....	30
4.2	ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS .....	31
4.2.1	TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF) .....	31
4.2.2	SELEÇÃO DE DEFASAGENS DO MODELO.....	32
4.2.3	TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN .....	33
4.2.4	TESTE DE EXOGENEIDADE DAS VARIÁVEIS – VAR GRANGER .....	33
4.2.5	DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO IBOVESPA.....	35
5	CONSIDERAÇÕES FINAIS .....	37

## 1 INTRODUÇÃO

Com o desenvolvimento de novas tecnologias de informação e comunicação, o processo de globalização econômica se intensificou. Com a globalização financeira, os mercados de capitais, nacional e internacional, ficaram mais interligados, surgindo um mercado em escala global. O aumento da integração financeira entre os mercados, tanto em países desenvolvidos como em países em desenvolvimento, promoveu a elevação do volume e da velocidade de circulação dos fluxos de capitais internacionais (Ferreira, 2012).

O mercado financeiro é um ambiente dinâmico e sujeito a múltiplos fatores. Com a maior relação entre os mercados, também ocorre a propagação de turbulências financeiras entre países, com os investidores reestruturando seus investimentos em diferentes mercados. Nesse ambiente também podem ocorrer comportamentos irracionais, como o efeito manada e o pânico, originando o efeito contágio (Medeiros, 2023).

Em relação ao termo efeito contágio, não há um consenso com relação à sua definição, mas pode ser entendido como a propagação de perturbações entre mercados de diferentes regiões, acontecendo o comovimento de taxas de câmbio, ações e títulos soberanos (Silva *et al.*, 2016).

Dessa forma, com o efeito contágio e a interligação da economia mundial, eventos em um país ou região podem ter impacto em outro(s) país(es) ao redor do mundo, incluindo o Brasil. Por isso, compreender o efeito contágio e a interconexão entre os mercados é fundamental para a tomada de decisão no mercado financeiro e conseguir minimizar os impactos de choques internacionais (Perobelli *et al.*, 2013).

Nesse contexto, a bolsa de valores se destaca como um indicador do desempenho econômico, fornecendo informações para investidores e empresas. Portanto, é relevante analisar os fatores que impactam o Ibovespa. Nesse sentido, este estudo tem como objetivo analisar os impactos causados por outras variáveis sobre o índice de ações brasileiro, respondendo ao seguinte problema de pesquisa: Ocorre o efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços das *commodities* e da taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa no período de 2011 a 2022?

A análise feita na pesquisa abrange o período de 2011 a 2022, envolvendo eventos como a crise econômica de 2015-2016 e a Covid-19 em 2020. Com a nova matriz econômica implementada no governo de Dilma Rousseff, a economia brasileira presenciou um cenário de inflação elevada e baixo crescimento econômico, diante de políticas econômicas expansionistas. Além disso, esse período também foi marcado por investigações da operação

Lava Jato, que aliadas à crise política, geraram um agravamento da crise econômica e das incertezas sobre o cenário macroeconômico brasileiro, sendo um período de grande volatilidade no mercado financeiro (Nonato; Tófoli, 2020).

Outra crise de grande impacto no período estudado foi a pandemia da Covid-19, que atingiu a cidade de Wuhan, na China e, rapidamente, se alastrou pelo mundo. Com o alto grau de contágio, foram realizados isolamentos sociais buscando reduzir a propagação do vírus, gerando diversos impactos na economia mundial. Dessa forma, considerando que também foi um período de alta volatilidade nos mercados financeiros, é de grande importância entender se ocorreu o efeito contágio e como se comportaram as variáveis em estudo (Costa *et al.*, 2021).

Para responder o problema de pesquisa, são traçados os seguintes objetivos específicos: a) Avaliar a relação entre o Ibovespa e o índice Dow Jones; b) Avaliar a relação entre o Ibovespa e o Refinitiv/CoreCommodity CRB® Index Total Return; c) Avaliar a relação entre o Ibovespa e a taxa de câmbio; d) Identificar quais são as principais variáveis responsáveis pelo comportamento do Ibovespa.

Este trabalho se divide em cinco partes, sendo a primeira a introdução. Na sequência, apresenta-se o referencial teórico sobre o assunto, a metodologia adotada e a discussão dos resultados dos testes realizados. Encerra-se com a seção de considerações finais.

## 2 REFERENCIAL TEÓRICO

Esse trabalho tem como foco o chamado efeito contágio. Desse modo, esta seção inicia com a definição do efeito contágio. Posteriormente, são apresentados alguns trabalhos empíricos que trataram de assunto similar.

### 2.1 O EFEITO CONTÁGIO

O efeito contágio pode ser compreendido como a propagação de turbulências financeiras pelo mundo quando crises não se mantêm dentro de apenas um país, gerando consequências nos outros mercados financeiros (Medeiros, 2023).

Esse efeito também pode ser entendido como uma quebra na estrutura de transmissão de choques entre países, de forma que choques em uma economia contagiam a economia de outro país, independentemente da condição dos fundamentos macroeconômicos desses países. Se ocorrer o aumento da relação entre os dois territórios, considera-se um efeito de interdependência entre os países e não o efeito contágio (Vidal, 2011).

Além disso, o efeito contágio pode ser associado à propagação de perturbações nos mercados de um país para outro, ocorrendo um processo de co-movimento nas taxas de câmbio, fluxos de capital, títulos soberanos e ações. Alguns autores diferenciam o contágio da interdependência. A interdependência é uma situação em que o co-movimento não aumenta de maneira significativa após um choque, enquanto o contágio ocorre quando o co-movimento aumenta com um choque qualquer (Silva *et al.*, 2016).

Dessa forma, não há um consenso na literatura com relação à definição do termo contágio em um procedimento de identificação empírica ou teórica. O assunto passou a ter maior relevância a partir da década de 1990, com as crises que ocorreram na época, como a crise financeira do Sudeste Asiático. O contágio pode ser observado através de alguns canais de transmissão: comercial, financeiro e puro. O canal de transmissão comercial é associado aos choques referentes às relações comerciais entre países. O canal de transmissão financeiro se refere à atuação dos investidores internacionais no mercado financeiro local. E o canal de transmissão puro corresponde às alterações nos comportamentos dos investidores nos mercados internacionais (Ferreira, 2012).

Com a integração dos mercados, através dos canais de transmissão, os choques passaram a se propagar mais rapidamente, ocorrendo a propagação de turbulências financeiras entre

países geograficamente distantes, sem ligações econômicas significantes e com diferentes estruturas financeiras. Com esse aumento da integração, espera-se que sejam necessárias turbulências cada vez mais severas e capazes de gerar quebras estruturais para que ocorra o contágio (Perobelli *et al.*, 2013).

Com relação à identificação e à mensuração do efeito contágio, elas podem ser feitas por meio de modelos econométricos e estatísticos. Pode-se identificar através de coeficientes de correlação cruzada entre diferentes mercados financeiros, por matrizes de variância-covariância nos modelos ARCH e GARCH, ou analisando mudanças de vetores de co-integração entre os mercados. Dessa maneira, é feita a análise da volatilidade, por ser um indício da transmissão de turbulência de um país para outro (Rodriguez-Diaz; Torres, 2022).

Na próxima seção são apresentados alguns trabalhos que estudaram o efeito contágio.

## 2.2 RELAÇÃO ENTRE O ÍNDICE DOW JONES, O PREÇO DAS COMMODITIES E O CÂMBIO SOBRE O IBOVESPA

Alguns estudos indicam que existe uma relação direta entre o índice de *commodities* e o índice de renda variável, como o Ibovespa. O efeito contágio decorre da importância que os preços das *commodities* têm em países que possuem itens desse tipo em sua pauta exportadora. Dessa forma, como diversas empresas que fazem parte do Ibovespa comercializam esse tipo de produto, o comportamento das *commodities* acaba afetando o índice acionário (Chicoli; Sousa, 2016).

O estudo realizado por Ribeiro *et al.* (2009) identificam uma relação entre o CRB, que representa o preço das *commodities* no mercado internacional, e o Ibovespa, no período de 2000 a 2008. Segundo os autores, as ações com maior representatividade da bolsa de valores brasileira são de empresas exportadoras de *commodities*. Dessa forma, os resultados dessas empresas possuem forte correlação com os preços das *commodities*, sendo esperado que os dois oscilem no mesmo sentido. Através de uma regressão, os autores identificam que um aumento de 1% no CRB explica 38,7% do movimento do Ibovespa.

Outro fator que pode exercer impacto sobre a trajetória do Ibovespa é a taxa de câmbio. De acordo com Pereira e Chicoli (2016), o mecanismo de transmissão de alterações na taxa de câmbio para o preço das ações das empresas seria devido ao impacto de alterações no valor dos ativos e passivos, que são definidos em dólar, e também pela competitividade. No Brasil,

diversas firmas são exportadoras de *commodities* e possuem dívidas e receitas em dólar. Portanto, alterações no câmbio exercem grande influência sobre o valor dessas empresas.

A análise feita por Castro (2011), mostra que aumentos no Ibovespa ocasionam um maior fluxo de dólares entrando no Brasil, fazendo com que o real se valorize. Segundo o autor, o crescimento econômico impulsiona o índice da bolsa de valores, causando uma pressão para o real se valorizar por meio da entrada de capital estrangeiro no país. Dessa forma, se a bolsa oscilar positivamente é esperado que ocorra uma apreciação cambial.

Outros estudos analisam a relação entre o Ibovespa e o índice Dow Jones. Os resultados mostram relação positiva no comportamento dos dois mercados acionários. Assim, quando o índice norte-americano valoriza, é esperado que o Ibovespa também valorize. Isso acontece por conta da globalização financeira, que foi intensificada com a ajuda da tecnologia. Dessa forma, com a interdependência comercial e econômica entre os países, os mercados acionários tendem a oscilar no mesmo sentido (Brondani *et al.*, 2013).

Lopes (2006) também verifica a relação entre o mercado acionário norte americano e o brasileiro no período de 1990 a 2005. O autor identifica correlação positiva entre os índices Dow Jones e o Ibovespa, de tal forma que com um aumento no índice norte americano, é esperada uma oscilação no mesmo sentido no índice brasileiro. Através da análise de causalidade de Granger, o resultado mostra que o Ibovespa é impactado pelo índice Dow Jones, enquanto o contrário não ocorre.

### 2.3 TRABALHOS SIMILARES

Nesta seção são apresentados alguns estudos que tiveram como objetivo avaliar a relação entre o comportamento do Ibovespa e variáveis como o índice Dow Jones, os preços das *commodities* e a taxa de câmbio.

Nogueira e Ferreira (2010) estudam a importância da taxa de juros, do câmbio e dos preços internacionais das *commodities* nas ações da bolsa de valores de São Paulo, no período de 1997 a 2009. No estudo, são utilizados o índice Ibovespa representando o comportamento das ações, o índice de *commodities* Reuters/Jefferies CRB Index, a taxa de juros brasileira (Selic) e a cotação do dólar.

Segundo os autores, a relação esperada entre o índice Ibovespa e o CRB é positiva, em decorrência da relevância das *commodities* para ambos os índices, uma vez que o CRB se baseia



nas variações dos preços das *commodities* e as principais ações do Ibovespa são de empresas que atuam nesse setor. A relação esperada entre a taxa de juros e o Ibovespa é negativa, uma vez que aumentos na taxa básica de juros desestimulam os investimentos no mercado de capitais, ou seja, os investimentos em títulos públicos e outros produtos de renda fixa tendem a oferecer retornos mais atrativos o que pode atrair investidores para esses ativos. A relação entre o câmbio e a bolsa de valores no mercado de capitais é inversa, sendo esperado que um aumento na demanda por moeda americana seja acompanhado de uma redução na demanda por ações de empresas brasileiras.

Nogueira e Ferreira (2010) utilizam a regressão por mínimos quadrados e modelos auto-regressivos. Ao final da análise dos dados, os autores identificaram relações correspondentes ao que era esperado, constatando a existência da relação positiva entre o CRB e o Ibovespa, tendo indício empírico da relação entre os preços das *commodities* no mercado internacional com as ações da bolsa de valores de São Paulo e relações inversas do dólar e da Selic com o Ibovespa.

Na mesma linha de estudo, pode-se citar Vartanian (2012). O autor avalia a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços das *commodities* e do câmbio sobre a trajetória do Ibovespa para o período de 1999 a 2010. São utilizados os índices Ibovespa em dólares, o Dow Jones da bolsa de valores dos Estados Unidos, o índice de *commodities* Reuters/Jefferies CRB Index e a taxa de câmbio. Para a análise dos dados, é aplicado o modelo de vetores auto-regressivos e o teste de integração de Johansen. Segundo o autor, não foram identificadas evidências de cointegração entre as bolsas brasileira e americana. Esse resultado vai ao encontro de outros estudos disponíveis na literatura acadêmica. Além disso, também não foram observadas relações de longo prazo entre o índice Dow Jones, os preços das *commodities*, taxa de câmbio e o Ibovespa, refutando parcialmente o que era esperado na pesquisa. Foram aplicados outros testes para verificar a existência de relação entre as variáveis. A partir do teste de exogeneidade/causalidade foram encontradas relações importantes de curto prazo. No caso, a fraca endogeneidade dos preços das *commodities*, de acordo com o esperado, por conta de sua formação de preços no mercado internacional e forte endogeneidade do câmbio. Nesse caso, o comportamento das *commodities* é refletido no desempenho do Dow Jones e do Ibovespa, sendo constatado o efeito contágio, enquanto o câmbio é resultante do comportamento das ações da bolsa de valores brasileira e das demais variáveis. Ademais, também foram aplicadas funções de resposta a impulsos, que mostraram elasticidade positiva do Ibovespa com o CRB Index e o índice Dow Jones, enquanto a decomposição da variância dos erros de previsão identificou o

índice de *commodities* e a bolsa estadunidense como os principais responsáveis pelo comportamento da bolsa brasileira.

Dessa forma, segundo Vartanian (2012), as relações de curto prazo identificadas na análise de dados corroboram parcialmente com o esperado, em que um aumento nos preços das *commodities* ou de ações de empresas norte-americanas influenciam positivamente o índice de ações brasileiro, enquanto no longo prazo não foram encontradas relações entre as bolsas de valores e as outras variáveis.

Leite *et al.* (2012) analisam a relação de causa e efeito entre a bolsa de valores de São Paulo e a taxa de câmbio, em um cenário de crise financeira internacional, no período de 2008 e 2009. Os autores pesquisam a taxa de câmbio e o índice Ibovespa. Os dados são analisados através do modelo econométrico de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e o teste de causalidade de Granger. Por meio do teste de causalidade, os autores identificaram a relação de causa do Ibovespa sobre a taxa de câmbio, de forma que variações no índice do mercado acionário brasileiro promovem variações na taxa de câmbio, sendo uma relação unidirecional. Através da aplicação do modelo VAR, foi evidenciada a relação entre as duas variáveis nos dois sentidos e com a avaliação pela decomposição do erro de previsão, verificaram forte causalidade na direção do índice acionário para o câmbio e relação pouco expressiva no sentido contrário. Com a função de impulso-resposta, verifica-se novamente a resposta significativa da taxa de câmbio sobre choques no Ibovespa e a influência moderada no caso contrário. Além disso, o índice de ações foi mais sensível a choques, demorando mais para retornar a sua trajetória, justificando o fato de choques afetarem a taxa de câmbio, sem ter efeitos de longo prazo sobre ambas as variáveis.

Dessa forma, Leite *et al.* (2012) concluem que, no período analisado, o índice Ibovespa é um bom preditor do comportamento da taxa de câmbio e que a relação inversa de resposta do índice ao câmbio mostrou-se insignificante. Portanto, observa-se o que era esperado, uma variação positiva no índice de ações brasileiro, o que representa um bom indicador de funcionamento da economia, atraindo capital estrangeiro e fazendo com que o valor nominal da taxa de câmbio caminhe na direção oposta (apreciação do Real), tendo em vista a expansão da oferta de moeda estrangeira.

Brondani *et al.* (2013) verificam a influência do mercado norte-americano sobre a bolsa de valores do Brasil, no período de 2003 a 2013. O índice Ibovespa e o índice Dow Jones são analisados através do modelo de regressão linear simples (método dos Mínimos Quadrados Ordinários) e o coeficiente de correlação de Pearson. Os resultados obtidos mostram que o

Ibovespa possui uma correlação positiva de 62,26% com o índice Dow Jones. Além disso, o Ibovespa é afetado por oscilações no mercado externo, de modo que na regressão o coeficiente da variável explicativa do Dow Jones se mostrou positivo, indicando que se a bolsa norte-americana sofrer uma desvalorização, é esperado que a bolsa brasileira também sofra. Tendo em vista os resultados obtidos, as variáveis são significativas. Apesar disso, o resultado do  $R^2$ , que indica o quanto a variação do índice Ibovespa pode ser explicada pela regressão utilizando apenas o parâmetro do Dow Jones, ficou em 38,74% sendo um resultado abaixo do esperado. Desse modo, o estudo mostra que se a bolsa americana, representada pelo Dow Jones, sofrer uma desvalorização, é esperado que o Ibovespa também sofra, oscilando no mesmo sentido, tendo em vista a correlação positiva encontrada entre os dois índices. Assim, o resultado corrobora com o que era esperado, em decorrência da interdependência econômica e comercial dos países, fazendo com que os mercados acionários tenham um comportamento semelhante.

Chicoli e Sousa (2016) analisam os componentes que influenciam o retorno do índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa), buscando identificar se o investimento estrangeiro em carteira e o índice de *commodities* são estatisticamente significantes para explicar o retorno do Ibovespa. Analisa-se o período de 2000 a 2014. As variáveis utilizadas são o Ibovespa, índice de *commodities* CRB e a entrada de recursos estrangeiros líquidos para compra de ações. Após a utilização do modelo VAR e funções de resposta ao impulso, os autores observam que o índice de *commodities* e o investimento estrangeiro em carteira, possuem relação positiva com o retorno do índice Ibovespa e alguns dos possíveis motivos para isso são, o fato de o Ibovespa ser composto por empresas exportadoras de *commodities*, sendo esperado que os preços desse setor impactem positivamente o índice, enquanto o fluxo estrangeiro positivo promove o aumento da demanda impactando os preços das ações positivamente. Dessa forma, os resultados obtidos corroboram com o esperado.

Ribeiro *et al.* (2016) analisam o grau de causalidade e cointegração entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa, no período de 1995 a 2012. As variáveis utilizadas na análise são o câmbio, o índice de produção industrial, o índice Dow Jones e o índice Ibovespa. A análise dos dados é feita através do modelo econométrico de auto-regressão vetorial com correção de erros (VEC) e teste de cointegração de Johansen.

Os resultados obtidos indicam que a relação entre o Dow Jones e o Ibovespa é positiva, de modo que uma oscilação no índice americano impacta o índice brasileiro no mesmo sentido, refletindo o mundo globalizado com a forte conexão dos mercados financeiros. Além disso, foi observada relação negativa entre a taxa de câmbio e o Ibovespa, de tal forma que uma

desvalorização do câmbio, reflita em queda do índice da bolsa de valores brasileira, demonstrando que em um cenário de incertezas pode ocorrer evasão de moeda estrangeira, em que as ações são vendidas em volumes maiores que o normal, gerando uma queda nos seus preços e com a redução da oferta de moeda estrangeira será esperada uma desvalorização do Real. Ademais, também foi observada relação positiva entre a produção industrial e o Ibovespa, mostrando que um aumento na produção industrial reflete em uma melhoria nas expectativas de resultados financeiros e pagamentos de dividendos, favorecendo o mercado acionário. Dessa forma, com a análise das relações identificadas, os autores notaram que o Ibovespa reage com maior relevância às inovações no mercado acionário nacional e internacional, corroborando com outros estudos. (RIBEIRO *et al.*, 2016).

Pereira e Chicoli (2016) investigam se as alterações da taxa de câmbio nominal possuem efeito sobre o Ibovespa no período de 2000 a 2014. Para a análise, são considerados os retornos percentuais do índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa) e a taxa de câmbio. No estudo, são utilizados o modelo de Vetores Auto-Regressivos (VAR) e funções de impulso-resposta. Os autores concluem que desvalorizações cambiais afetam negativamente o retorno do Ibovespa, um dos possíveis motivos para essa relação, é o fato de alterações na taxa de câmbio modificarem os lucros e perdas em moeda local de multinacionais, gerando alterações nos valores das companhias e consequentemente de suas ações. Dessa forma, o resultado encontrado está de acordo com o esperado.

Quadro 1 - Quadro resumo de pesquisas semelhantes

<b>Autores</b>	<b>Objetivo</b>	<b>Período</b>	<b>Conclusão</b>
Nogueira e Ferreira (2010)	Relação entre os preços internacionais das <i>commodities</i> na Bolsa de Valores de São Paulo	1997-2009	Relação positiva entre os preços das <i>commodities</i> no mercado internacional e o Ibovespa.
Vartanian (2012)	Avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, preço das <i>commodities</i> e taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa e as relações de longo prazo das variáveis	1999-2010	Sem relação de longo prazo entre o Ibovespa, o preço das <i>commodities</i> e a taxa de câmbio. No curto prazo, o Ibovespa reage positivamente aos choques nos preços das <i>commodities</i> e ao índice Dow Jones, enquanto a taxa de câmbio é resultante do comportamento da bolsa de valores brasileira e das demais variáveis.
Leite et al. (2012)	Relação de causa e efeito entre o Ibovespa e a taxa de câmbio	2008-2009	No período de comportamento adverso da economia mundial, o índice Ibovespa é um bom preditor do comportamento da taxa de câmbio. A relação inversa de resposta do Ibovespa ao câmbio mostrou-se insignificante.

Brondani et al. (2013)	Analisar a influência do mercado norte-americano sobre a bolsa de valores brasileira	2003-2013	O Ibovespa possui uma correlação positiva com o índice Dow Jones, na regressão o coeficiente da variável explicativa do Dow Jones se mostrou positivo, indicando que se a bolsa norte americana sofrer uma desvalorização é esperado que a brasileira também sofra.
Ribeiro et al. (2016)	Analisar o grau de causalidade e co-integração entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa	1995-2012	O índice Dow Jones possui relação positiva com o Ibovespa, enquanto a taxa de câmbio apresentou relação negativa. O Ibovespa responde a desequilíbrios de longo prazo causados pelas outras variáveis do modelo, além de reagir às inovações no mercado acionário nacional e internacional.
Pereira e Chicoli (2016)	Analisar se as alterações na taxa de câmbio nominal possuem efeito sobre o Ibovespa	2000-2014	Desvalorizações cambiais afetam negativamente o retorno do Ibovespa.
Chicoli e Sousa (2016)	Analisar os componentes que influenciam o Ibovespa e identificar se o investimento estrangeiro em carteira e o índice de <i>commodities</i> são estatisticamente significantes para explicar o retorno do Ibovespa.	2000-2014	Choques positivos do investimento estrangeiro em carteira e do índice de preços de <i>commodities</i> afetam positivamente o retorno do Ibovespa.

Fonte: Dados da pesquisa

Ao analisar os resultados que os autores encontraram, parece existir um consenso que o preço das *commodities* e o índice Dow Jones possuem uma influência positiva sobre o comportamento do Ibovespa (relação direta), enquanto a taxa de câmbio teria uma relação negativa com o desempenho das ações da bolsa de valores brasileira (relação inversa). Entretanto, parte dos estudos verificaram que o câmbio seria resultante do comportamento do Ibovespa. Assim, ao ocorrer uma queda do índice de ações, é esperada uma desvalorização cambial. Além disso, em parte significativa dos estudos não foram identificadas relações de longo prazo entre as variáveis.

### 3 METODOLOGIA

Considerando que este trabalho busca avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, do preço das *commodities* e da taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa, é realizada uma pesquisa descritiva, para identificar a relação entre essas variáveis.

O modelo escolhido para análise segue a forma proposta por Vartanian (2012) através do modelo temporal econométrico VAR. Uma das principais vantagens de utilizar esse modelo é a capacidade de estimar mais de uma variável simultaneamente, o que evita os problemas de identificação de parâmetros presentes em modelos multiequacionais. Além disso, normalmente a interpretação do modelo VAR é feita por meio da função de resposta ao impulso, que permite estimar os efeitos de choques em qualquer variável do sistema e tem sido fundamental na utilização de vetores autorregressivos.

Através da estimativa, é possível visualizar graficamente como cada variável do sistema afeta as demais. A função de resposta ao impulso basicamente descreve como uma variável responde quando outra variável do sistema, ou ela própria, sofre um choque (impulso) em um determinado instante ( $t$ ), que se propaga para os períodos futuros em  $t+1$ ,  $t+2$  e assim por diante. Essa estrutura de defasagens e análise conjunta permite prever antecipadamente o que acontecerá com cada variável diante de choques em qualquer variável do modelo (Vartanian, 2012).

Embora as variáveis sejam dependentes no período atual ( $t$ ), elas se tornam independentes no período anterior ( $t-1$ ). Assim, as variáveis do sistema são explicadas não apenas pelas variáveis atuais, mas também por seu próprio passado. A função de resposta ao impulso, representada matematicamente pela equação ( $\varepsilon_t$ ), descreve o comportamento futuro de uma variável no sistema estimado após um choque (Vartanian, 2012).

Assim, o modelo genérico pode ser apresentado pela seguinte equação:

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_N y_{t-N} + B x_t + \varepsilon_t \quad \text{Equação 1}$$

Em que:

$y_t = \text{Vetor de variável endógena}$

$x_t = \text{Vetor de variável exógena}$

$A_1 + \dots + A_N$  e  $B =$  Matrizes dos coeficientes que serão estimados

$\varepsilon_t =$  Vetor de termos de erro (inovações)

As variáveis utilizadas nessa estimação são indicadas a seguir, destacando-se uma breve descrição de cada uma delas, bem como a fonte dos dados. Foram coletados dados mensais de 2010 a 2022 e os testes foram aplicados no pacote econométrico EViews 12.

A taxa de câmbio nominal mensal é o valor de troca da moeda de uma país pela de outro, ou seja, é o preço de uma unidade de moeda estrangeira em moeda nacional. As operações de câmbio são feitas através de instituições autorizadas que passam as informações para o Banco Central. (BANCO CENTRAL DO BRASIL, 2023). Para a análise foi utilizada a taxa de câmbio nominal expressa em R\$/US\$ e a série foi extraída da base de dados da Bloomberg (Bloomberg, 2023).

O Refinitiv/CoreCommodity (CRB Index Total Return) é um índice que representa uma cesta de dezenove *commodities* como o alumínio, cacau, cobre, milho, algodão, entre outras, que são selecionadas de acordo com critérios de liquidez e importância econômica global, sendo uma tradicional representação do mercado de *commodities*. Atualmente, o índice é calculado e administrado pela Refinitiv Benchmark Services Limited (RBSL). (REFINITIV, 2023). A série foi extraída da base de dados da Bloomberg (Bloomberg, 2023).

O Dow Jones Industrial Average é um dos principais índices da bolsa de valores dos EUA, representando 30 empresas americanas de grande porte através da média ponderada de seus preços. Dessa forma, é uma referência para a economia norte americana, envolvendo empresas de todos os setores, exceto de utilidade pública e transportes. (S&P DOW JONES INDICES, 2023). A série foi extraída da base de dados da Bloomberg (Bloomberg, 2023).

O Ibovespa é o principal indicador da bolsa de valores brasileira. É composto a partir de uma carteira teórica de ações listadas na B3. O índice reflete o desempenho das empresas mais importantes do mercado de capitais brasileiro, correspondendo a aproximadamente 80% do número de negócios e o volume financeiro (B3, 2023). Para a análise foi utilizada a série extraída da base de dados da Bloomberg (Bloomberg, 2023).

A *dummy* sazonal é uma variável incluída com o objetivo de captar duas mudanças significativas. A primeira mudança compreende o período de 2015-2016 que corresponde à crise econômica no Brasil. A segunda mudança ocorre em 2020-2021, com o advento da Covid-

19. Nesse sentido, a variável apresenta valor um para os dois períodos mencionados e valor zero para o período restante da amostra.

Para analisar a elasticidade entre os dados do modelo nas funções de resposta a impulso, foi efetuada a transformação logarítmica nas variáveis do modelo.

Para a escolha do melhor modelo multivariado em termos do número de defasagens, foram aplicados cinco testes para a seleção do melhor modelo. O número de defasagens varia de zero a n, porém, optou-se por manter a seleção de defasagens entre 1 e 5, conforme procedimento realizado nas simulações de Vartanian (2012).

Para se analisar qual o melhor número de defasagem utiliza-se três critérios: critério de informação de Akaike, critério Bayesiano de Schwarz e critério de Hannan-Quinn. O melhor número de defasagens ocorre quando se gera o menor valor em cada critério.

As equações do modelo estimado apresentam o seguinte formato para a defasagem 1.

$$TC_t = \alpha_1 + \beta_1 TC_{t-1} + \beta_2 PC_{t-1} + \beta_3 DJ_{t-1} + \beta_4 IB_{t-1} + \beta_5 DS_{t-1} \quad \text{Equação 2}$$

$$PC_t = \alpha_2 + \beta_6 TC_{t-1} + \beta_7 PC_{t-1} + \beta_8 DJ_{t-1} + \beta_9 IB_{t-1} + \beta_{10} DS_{t-1} \quad \text{Equação 3}$$

$$DJ_t = \alpha_3 + \beta_{11} TC_{t-1} + \beta_{12} PC_{t-1} + \beta_{13} DJ_{t-1} + \beta_{14} IB_{t-1} + \beta_{15} DS_{t-1} \quad \text{Equação 4}$$

$$IB_t = \alpha_4 + \beta_{16} TC_{t-1} + \beta_{17} PC_{t-1} + \beta_{18} DJ_{t-1} + \beta_{19} IB_{t-1} + \beta_{20} DS_{t-1} \quad \text{Equação 5}$$

Onde:

$\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$  e  $\alpha_4$  = constantes

$\beta_1$  a  $\beta_{20}$  = parâmetros

TC = diferença do logaritmo natural da taxa de câmbio (R\$/US\$)

PC = diferença do logaritmo natural do CRB Index Total Return

DJ = diferença do logaritmo natural do Índice Dow Jones

IB = diferença do logaritmo natural do Ibovespa

DS = *dummy* sazonal



O mesmo procedimento é realizado para as defasagens de 2 a 5. A partir dos resultados é definido o melhor modelo. Para as variáveis utilizadas, foi aplicado o teste de Dickey Fuller aumentado sobre cada uma das séries, buscando verificar a presença de raiz unitária, segundo Dickey e Fuller (1979). Após a aplicação do teste, conforme os resultados da Tabela 1, apenas em primeira diferença todas as séries foram consideradas estacionárias, rejeitando a hipótese nula de que possuem raiz unitária e que são não estacionárias.

Assim, considerando as séries diferenciadas, foram aplicados os cinco testes para a seleção da melhor quantidade de defasagens para o modelo. No caso, o Teste estatístico LR sequencial modificado com cada erro ao nível de 5% de significância, Teste do erro de predição final, Critério de Akaike, Critério de Schwarz e Critério de Hannan-Quinn. Esses testes são analisados detalhadamente por Lütkepohl (2005) e dentre eles os quatro últimos indicaram que o melhor modelo é o VAR(1), apresentando os valores mínimos para um intervalo de 1 a 5 defasagens, conforme a Tabela 2.

Em seguida, foi aplicado o teste de cointegração de Johansen sobre as séries em nível, onde foi detectada a presença de raiz unitária. Dessa forma, o objetivo foi identificar um ou mais vetores de integração entre o Ibovespa, o Dow Jones, o câmbio e o preço das *commodities*, pois caso fossem detectados vetores de cointegração, seria necessário aplicar um termo de correção de erros, ajustando o comportamento de curto prazo com o de longo prazo das variáveis, seguindo um modelo VEC ao invés de VAR. Com a execução do teste de acordo com Johansen (1991), foi testada a hipótese nula de não cointegração, comparada a hipótese alternativa, que indica a quantidade de vetores de cointegração entre as variáveis do sistema. Como pode ser visto na Tabela 3, os Testes do Traço e do Texto do Máximo Autovalor são menores que valor crítico de 5% de significância, assim a hipótese nula não é rejeitada, sem indicar vetores de cointegração.

Além disso, conforme sugerido por Lütkepohl (2005), o modelo VAR pode ter sua estabilidade testada por meio da análise das raízes inversas do polinômio característico autorregressivo. Assim, é possível verificar se o modelo pode apresentar uma trajetória explosiva ou convergente. Nesse caso, para cada sistema multivariado, existem  $k \times p$  raízes, onde  $k$  é a quantidade de variáveis endógenas e  $p$  é a última defasagem utilizada no modelo. Com a aplicação do teste, as raízes inversas do polinômio característico autorregressivo estavam dentro do círculo unitário, assegurando a estabilidade de modelo VAR, assim como no estudo de Vartanian (2012).

No modelo VAR um dos pontos de atenção está relacionado ao processo de ordenação das variáveis e a decomposição utilizada na geração do vetor de inovações autocorrelacionado. Dessa forma, no presente estudo foi utilizada a decomposição de Cholesky, por conta dos efeitos dinâmicos proporcionados pelo método de ortogonalização das variáveis e pela vasta presença na literatura. Como pode ser verificado em Hamilton (1994), pelo fato de a estimação atribuir todo efeito sistêmico à primeira variável do modelo, as mudanças na ordenação das variáveis no modelo VAR podem gerar alterações na função de impulso resposta.

Desse modo, tendo em vista o efeito sistêmico atribuído a primeira variável utilizada na estimação, recomenda-se ordenar de acordo com o grau de endogeneidade, assim as variáveis com maior poder de causalidade são inseridas no início da sequência e as que possuem menor poder de causalidade ficam no final, assim como foi analisado por Engle *et al.* (1983). Para isso, foi aplicado o teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity, onde para cada equação do modelo, foi testada a significância de cada uma das outras variáveis endógenas defasadas na equação, pelo cálculo da estatística Wald. Dessa forma, o valor total da estatística demonstra a significância de todas as outras variáveis endógenas na equação, permitindo ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade. Assim, a série que apresentou menor valor da estatística, referiu-se a variável com endogeneidade fraca, enquanto a que apresentou maior valor, pode ser caracterizada por endogeneidade forte, como pode ser verificado na Tabela 4.

Ademais, apesar de alguns estudos ignorarem a imposição de testes e restrições sobre o modelo VAR, foi aplicado o teste Jarque-Bera para verificar a normalidade dos resíduos comparando o terceiro e o quarto momento da distribuição dos resíduos, com a distribuição normal em uma análise multivariada. Nesse caso, foi aplicado o método da ortogonalização da covariância de acordo com Lütkepohl (2005), onde a matriz fatorizada é a inversa do fator triangular inferior de Cholesky da matriz de covariância dos resíduos. Desse modo, a hipótese nula é a que os resíduos são normalmente distribuídos. Porém, assim como ocorreu com Vartanian (2012), o resultado mostrou que os erros não são normalmente distribuídos, sendo algo esperado por conta da volatilidade de séries financeiras, sugerindo cuidado, apesar de não comprometer os resultados.

Outro procedimento adotado foi o teste dos resíduos recursivos, conforme pode ser verificado no Gráfico 1. Por meio desse teste é possível avaliar a estabilidade dos parâmetros e identificar quebras estruturais. Nesse estudo, foram detectadas algumas instabilidades pontuais em momentos de crise, porém sem impedir a interpretação dos resultados, conforme abordado por Bagliano e Favero (1998).

Normalmente os efeitos dos choques em um modelo VAR são verificados através de gráficos com funções de resposta a impulso, que permite a visualização do efeito contágio. Nesse estudo, as funções de resposta a impulso foram representadas considerando um choque hipotético de um desvio padrão para cada uma das variáveis e com bandas de erro padrão geradas por meio do método de Monte Carlo com 1.000 repetições, da mesma forma que Crowder e Hoffman (1996). Além disso, como foi tratado anteriormente, as funções de resposta a impulso foram geradas considerando a decomposição de Cholesky, com o ordenamento das variáveis por grau de endogeneidade, verificado no teste de VAR Granger Causality/Block Exogeneity, enquanto na derivação da matriz de Cholesky, foi aplicada a correção dos graus de liberdade da matriz de covariância dos resíduos, assim como foi feito por Vartanian (2012). Desse modo, conforme pode ser visto no Gráfico 2, no eixo horizontal é possível visualizar o efeito dos choques nas elasticidades entre as variáveis até o sexto mês, que foi o período suficiente para os choques se dissiparem completamente.

Por fim, foi analisada a decomposição da variância dos erros de previsão, que de acordo com Blanchard (1987), permite avaliar o sistema de equações, identificando a responsabilidade de cada uma das variáveis na variância de todas as variáveis do sistema após um choque. Assim, é possível classificar a importância relativa de cada variável na determinação dela própria e das demais. A metodologia do cálculo também tem como base a decomposição de Cholesky, sendo aplicada a mesma ideia da função de resposta a impulso, onde a mudança na ordenação das variáveis, gera resultados diferentes. Dessa forma, a ordenação também foi por grau de endogeneidade, sugerida pelo teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity. Seguindo o que foi proposto por Vartanian (2012), foi calculada a decomposição da variância para um período de 1, 6, 12 e 24 meses. No geral, a partir desse último período, a participação de cada uma das variáveis se estabiliza na maioria dos modelos VAR e de forma mais rápida em modelos com séries que foram diferenciadas, tendo como destaque o componente autorregressivo da variável, que é responsável por parte relevante da explicação.

## 4 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Esta seção inicia com a descrição do cenário econômico no período de 2011 a 2022. A seguir, é realizada a análise estatística dos dados, conforme os testes descritos na seção de metodologia.

### 4.1 CENÁRIO ECONÔMICO

Entre 2011 e 2022 ocorreram dois eventos significativos que podem conduzir a um efeito contágio: a crise econômica de 2015-2016 e a crise sanitária da Covid-19. Nas próximas subseções, são descritos os eventos que poderiam conduzir ao efeito contágio.

#### 4.1.1 CRISE ECONÔMICA DE 2015-2016

Após a flexibilização do tripé macroeconômico, quais sejam, a eliminação da sistemática de metas declinantes de inflação, a redução da meta de superávit primário e a implementação de uma regra de valorização do salário mínimo, ocorre um crescimento significativo da economia brasileira em 2010, com o PIB dos dois primeiros trimestres superando 8%, em comparação com o mesmo período do ano anterior (Oreiro, 2017).

Contudo, o cenário internacional está envolto em grave crise do euro, além de os países desenvolvidos apresentarem fracas taxas de crescimento por conta das políticas econômicas restritivas. Nesse cenário, a economia brasileira passa a ser impactada com a redução da demanda dos bens exportados. Desse modo, o crescimento da economia brasileira não pode mais se sustentar no aumento dos preços das *commodities* exportadas conforme ocorrido em anos anteriores (Paula, 2019). Assim, a partir de 2011, é observada a desaceleração do ritmo de crescimento da economia brasileira, se estendendo até o segundo trimestre de 2012 (Oreiro, 2017).

Dessa forma, no primeiro governo de Dilma Rousseff, com a formação da “Nova Matriz Econômica” a partir de 2011/2012, foram adotadas políticas econômicas tentando impulsionar o crescimento econômico. Essas medidas combinavam forte intervenção do governo na economia, políticas monetárias e fiscais expansionistas com a redução da taxa de juros, a elevação dos gastos do governo, a concessão de subsídios e intervenção nos preços (Barbosa, 2017).

De acordo com Oreiro (2017), a “nova matriz” consegue produzir temporariamente uma aceleração do crescimento econômico. No período entre o terceiro trimestre de 2012 até o primeiro trimestre de 2014, a economia apresenta um ritmo anualizado de crescimento superior a 2,5%. Porém, a partir do segundo semestre de 2014 a economia brasileira passa a desacelerar, ocorrendo expressiva queda da formação bruta de capital fixo (FBCF) de -11% no segundo trimestre de 2014 em relação ao mesmo período do ano anterior. A queda do investimento é consequência da redução das margens de lucro da indústria que não podia repassar os custos dos reajustes salariais acima da produtividade do trabalho. Se a indústria repassasse os custos, perderia competitividade diante da taxa de câmbio apreciada. O governo reduz a taxa Selic, porém, a redução não foi suficiente para compensar a redução da rentabilidade do capital próprio das empresas brasileiras. Além disso, neste ano também começam as investigações da Operação Lava Jato, que identificam esquemas de corrupção envolvendo a Petrobrás, gerando uma redução dos gastos com investimentos na empresa.

Em 2015 é realizado um realinhamento súbito das tarifas de energia, que são afetadas pelo controle de preços, de tal forma que o IPCA ao ano salta de 6,41% no último trimestre de 2014 para 9,48% no terceiro trimestre de 2015. Como consequência da aceleração da inflação, a renda real por trabalhador apresenta forte queda, tendo como resultado a forte contração dos gastos de consumo das famílias a partir do primeiro trimestre de 2015 (Oreiro, 2017). Assim, a alta da inflação em decorrência da liberação dos preços gera um choque de oferta e faz com que o Banco Central eleve a taxa de juros, contribuindo para a recessão (Barbosa, 2017).

A redução do consumo e dos investimentos resultam na queda do PIB de 3,8% em 2015 e colaboram com a ascensão da razão dívida/PIB. Assim, o déficit primário crescente e a dívida bruta em forte expansão promovem a elevação significativa do risco país, causando uma desvalorização do real frente ao dólar de 47% do final de dezembro de 2014 até o início de outubro de 2015, com a fuga de capital diante das incertezas (Bernardelli, 2016). Dessa maneira, junto à crise de sustentabilidade da dívida pública brasileira, o consumo reduz -3,9% em 2015 e -4,5% em 2016, enquanto os investimentos caem -13,9% e -10,6% respectivamente (Barbosa, 2017).

De acordo com Rossi e Mello (2017), os diagnósticos para a desaceleração apontam para o desalinhamento cambial, a contração da demanda pública, além do reflexo dos entraves estruturais do subdesenvolvimento que não são superados, resultando em forte contração fiscal e monetária, desvalorização cambial e choque nos preços administrados. Dessa forma, a crise econômica brasileira que se intensifica em 2015 e 2016 tem início a partir de diversos choques

de oferta e demanda decorrentes de erros de políticas públicas que ocasionam a redução da capacidade de crescimento econômico brasileiro e um elevado custo fiscal.

Conforme estudo de Nonato e Tófoli (2020), a política econômica expansionista, com intervenções cambiais do Banco Central, controle de preços de derivados do petróleo e tarifas de energia elétrica, junto às investigações da operação Lava Jato e a crise política do período, causam o aumento da incerteza no cenário macroeconômico brasileiro. Dessa forma, com a percepção de aumento do risco, ocorre uma grande volatilidade no mercado financeiro, fazendo com que o Ibovespa caia cerca de -40,5% entre a máxima em setembro de 2014 e a mínima em janeiro de 2016.

Após ser acusada de cometer crime de responsabilidade pelas chamadas “pedaladas fiscais” e aberturas de créditos suplementares que não eram compatíveis com a meta fiscal, a presidente Dilma Rousseff sofre *impeachment* no final de agosto de 2016. Assim, ao assumir o governo, Michel Temer implementa mudanças na política econômica, buscando a redução da intervenção do Estado, flexibilizando as leis trabalhistas, reduzindo os gastos públicos e tomando medidas fiscais contracionistas (Souza; Nascimento, 2019).

#### 4.1.2 COVID-19

Outra crise que ocorre no período estudado é a da Covid-19, que tem início no final de 2019. Nesse momento, o vírus Sars-COV-2, causador da Covid-19, se espalha pela cidade de Wuhan, na China e, em seguida, se alastra pelo mundo. Em março de 2020, a Organização Mundial da Saúde (OMS) declara a doença como uma pandemia. Devido ao elevado poder de contágio do vírus, a OMS recomenda o isolamento social, buscando reduzir a proliferação da doença, o que gera diversos impactos na economia mundial (Costa *et al.*, 2021).

De acordo com Silva (2021), a retração da economia foi sentida mundialmente, em decorrência dos efeitos da pandemia da Covid-19. No mercado de ações, dentre os índices dos países desenvolvidos que sofreram quedas mais significativas, estão a bolsa de Milão (FTSE MIB) que retrai -37,31%, a bolsa de Londres (FTSE 100) com queda de -30%, a bolsa de Frankfurt (DAX-30) com redução de -35% e a bolsa de Nova York (Nasdaq) com redução de -25%. O Ibovespa segue os mercados internacionais, com queda de -43%.

Segundo Silva (2021), alguns dos motivos para a intensidade da queda do índice da bolsa de valores brasileira são a migração do capital investido no Brasil para papéis dos Estados Unidos, que são considerados mais seguros em tempos de crise, além do abandono das posições

por parte dos investidores em decorrência das expectativas futuras pessimistas, com um cenário macroeconômico de incerteza e instabilidade.

Segundo Moraes e Ceretta (2023), a alta volatilidade dos preços das ações das empresas ocorre devido às notícias do coronavírus, envolvendo a aplicação de *lockdowns* em muitas cidades, fechando as fronteiras, dificultando o comércio internacional, além da paralisação de atividades não essenciais.

A pandemia gerou diversas quedas nos índices das bolsas de valores e nos preços das *commodities*. No caso do mercado de ações dos Estados Unidos, assim como ocorreu no Brasil, foi acionado o mecanismo de *circuit breaker*, que interrompe temporariamente as negociações na bolsa de valores devido às grandes oscilações que, no caso do índice Dow Jones, chegou a cair mais de 30% em março de 2020 (Moraes; Ceretta, 2023).

Durante a pandemia, também foi gerado um colapso nas *commodities*, principalmente energéticas. Por conta da demanda, combinada a questões geopolíticas internacionais, ao ocorrer o aumento da oferta e redução da capacidade de armazenamento do petróleo, o WTI chegou a ser negociado em patamares negativos (Moraes; Ceretta, 2023).

Além disso, outra variável que sofreu grande impacto durante a pandemia foi a taxa de câmbio. Ocorreu uma desvalorização generalizada das moedas emergentes, como resultado da reversão mundial das expectativas e por conta da deterioração das condições de liquidez de maneira global. Com o choque de aversão ao risco causado pela crise da Covid-19, houve uma elevada fuga de capital de curto prazo, penalizando moedas como o real, sendo uma das moedas que mais sofreu desvalorização frente a seus pares. Dessa forma, devido à fuga para a conversibilidade e liquidez, a classe de ativos de risco, no geral, foi duramente impactada pela pandemia (Dourado, 2021).

## 4.2 ANÁLISE ESTATÍSTICA DOS DADOS

A seguir, são realizados os testes para a análise estatística dos dados, segundo os critérios descritos na metodologia.

### 4.2.1 TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER AUMENTADO (ADF)

Com a aplicação do teste de Dickey-Fuller a partir do critério de Schwarz (Tabela 1), para verificação de presença de raiz unitária, o resultado demonstrou que para as séries em

nível, apenas o Índice Dow Jones apresentou p-valor menor que 5%. Dessa forma, para as outras variáveis, a hipótese nula não é rejeitada, representando a presença de raiz unitária e sendo não estacionárias. Portanto, foi necessário estimar o modelo com todas as séries diferenciadas. Assim, a hipótese nula pode ser rejeitada ao nível de significância de 1%.

Tabela 1 - Teste de Dickey-Fuller

Variável	Valor-p
Câmbio	0,37
<i>Commodities</i>	0,98
Dow Jones	0,01
Ibovespa	0,26
$\nabla$ Câmbio	0,00
$\nabla$ <i>Commodities</i>	0,00
$\nabla$ Dow Jones	0,00
$\nabla$ Ibovespa	0,00

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.2.2 SELEÇÃO DE DEFASAGENS DO MODELO

Em relação ao número de defasagens do modelo, foram considerados os critérios de informação de Akaike, Bayesiano de Schwarz e Hannan-Quinn. A melhor defasagem é aquela que gera os mínimos valores dos respectivos critérios de informação em um intervalo de [1,5].

Segundo os resultados da Tabela 2, os critérios de informação indicam como melhor modelo o VAR(1), minimizando os valores dos critérios de seleção com defasagem de ordem 1. Assim, os valores com asterisco, são os melhores de acordo com os três critérios utilizados.

Tabela 2 - Seleção de defasagens VAR

Defasagem	Log Likelihood	LR**	EPF***	Akaike	Schwarz	Hannan-Quinn
1	1042,14	308,60	0,00*	-14,56*	-13,93*	-14,31*
2	1055,11	23,89	0,00	-14,39	-13,23	-13,92
3	1079,70	43,52*	0,00	-14,38	-12,70	-13,70
4	1090,46	18,27	0,00	-14,18	-11,96	-13,28
5	1102,31	19,27	0,00	-13,99	-11,25	-12,87

Fonte: Dados da pesquisa

\* Seleção de acordo com o critério. \*\*Teste estatístico LR sequencial modificado (cada teste ao nível de 5%). \*\*\*Erro de predição final.



#### 4.2.3 TESTE DE COINTEGRAÇÃO DE JOHANSEN

Com o teste de cointegração de Johansen é possível verificar a relação de longo prazo entre as variáveis. Nesse caso, foram utilizados o Teste Traço e o Teste do Máximo Autovalor, que testam a hipótese nula de não cointegração e a hipótese alternativa indicando a quantidade de vetores de integração das variáveis. A partir dos resultados, a interpretação que é feita mostra que se o valor calculado do Teste do Traço ou do Teste do Máximo Autovalor for superior ao seu respectivo valor crítico a 5% de significância, a hipótese nula é rejeitada.

Analisando os resultados (Tabela 3), como os Testes do Traço e do Teste do Máximo Autovalor são inferiores ao valor crítico de 5% de significância, não se rejeita a hipótese nula da existência de nenhum vetor de cointegração. Dessa forma, o resultado corrobora com o estudo feito por Vartanian (2012), onde não foram identificadas relações de longo prazo entre o índice Ibovespa, Dow Jones, os preços das *commodities* e a taxa de câmbio.

Tabela 3 - Teste de Cointegração de Johansen

Equações hipotetizadas	Autovalor	Teste do Traço	Valor crítico 5%	Prob.	Teste do máximo autovalor	Valor crítico 5%	Prob.
Nenhuma	0,16	59,54	79,34	0,58	24,60	37,16	0,62
Até 1	0,13	34,94	55,25	0,77	19,63	30,82	0,58
Até 2	0,06	15,31	35,01	0,93	8,61	24,25	0,96
Até 3	0,04	6,70	18,40	0,81	5,83	17,15	0,83
Até 4	0,01	0,87	3,84	0,35	0,87	3,84	0,35

Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.2.4 TESTE DE EXOGENEIDADE DAS VARIÁVEIS – VAR GRANGER

O teste de exogeneidade das variáveis indicou que a *Dummy* representou a variável com endogeneidade mais fraca, enquanto a variável dos preços das *commodities* mostrou endogeneidade forte. Dessa forma, a ordenação utilizada na decomposição de Cholesky, por critério de endogeneidade foi: *Dummy*, Dow Jones, Ibovespa, Câmbio e *Commodities*.

Tabela 4 - Teste de Exogeneidade das Variáveis

	Dummy		Dow Jones		Ibovespa		Câmbio		Commodities	
	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.	$\chi^2$	Prob.
Dummy			0,01	0,93	0,04	0,84	0,00	0,95	1,04	0,31
Dow Jones	0,19	0,66			0,06	0,81	0,06	0,81	0,00	0,95
Ibovespa	0,25	0,62	1,09	0,30			1,85	0,17	3,33	0,07

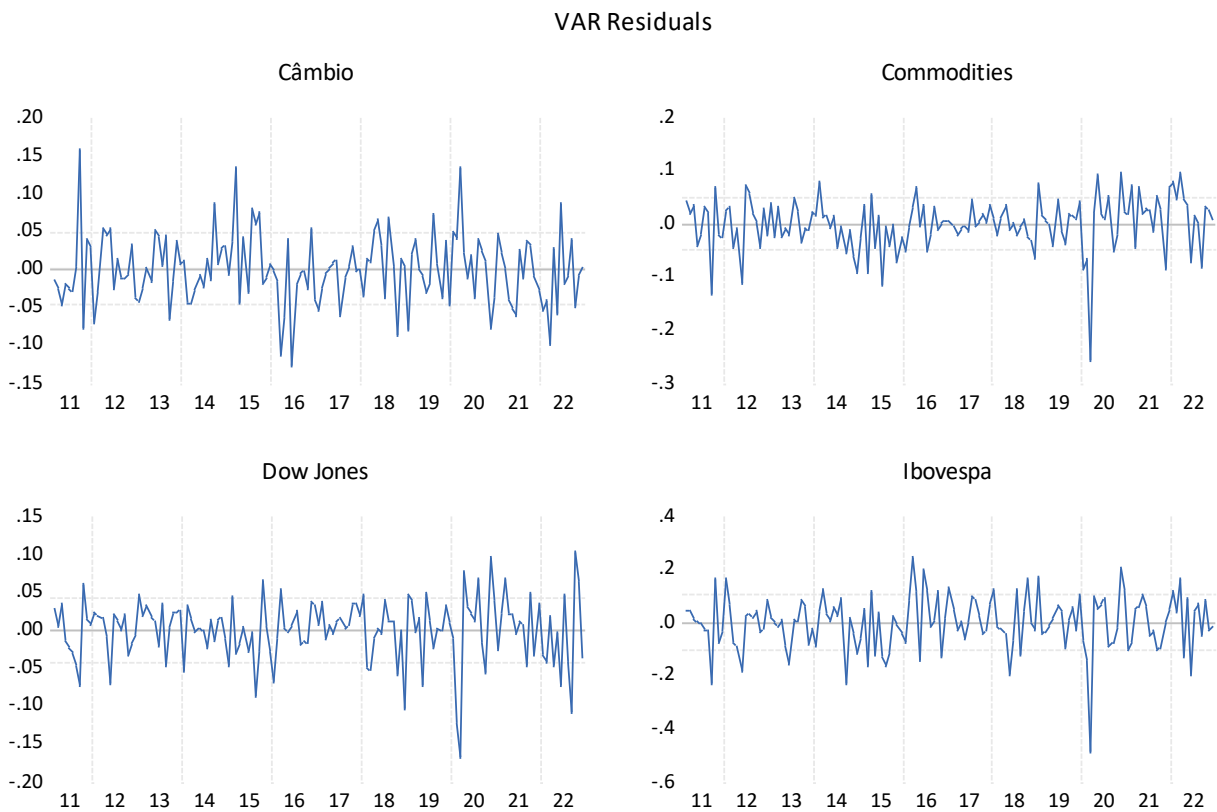
Câmbio	0,05	0,83	0,81	0,37	2,91	0,09			4,63	0,03
Commodities	0,95	0,33	0,70	0,40	0,00	0,99	0,18	0,67		
Total	1,84	0,77	1,88	0,76	3,08	0,54	3,22	0,52	6,16	0,19

Fonte: Dados da pesquisa

Além disso, também foi aplicado o teste de normalidade Jarque-Bera dos resíduos do modelo, em uma análise multivariada. Nesse caso, a hipótese nula é de que os resíduos são normalmente distribuídos. Porém, não ocorreu a normalidade dos erros, sendo algo esperado devido à volatilidade de séries macroeconômicas e financeiras. Dessa forma, apesar de sugerir atenção, a rejeição do teste de normalidade não compromete os resultados.

Portanto, tendo em vista a não normalidade da distribuição dos resíduos, o Gráfico 1 mostra o teste dos resíduos recursivos, com a finalidade de avaliar a estabilidade dos parâmetros. No período em análise é possível verificar uma instabilidade em todas as equações em 2020 por conta da crise internacional gerada pela pandemia da Covid-19. Além disso, de forma geral, os parâmetros ficaram estáveis, com exceção do câmbio, que foi impactado, no final de 2011, com a crise na Europa, a desaceleração da economia global, a queda na taxa de juros local, e de 2014 a 2016, com a crise no Brasil.

Gráfico 1 - Teste de Estabilidade dos Parâmetros

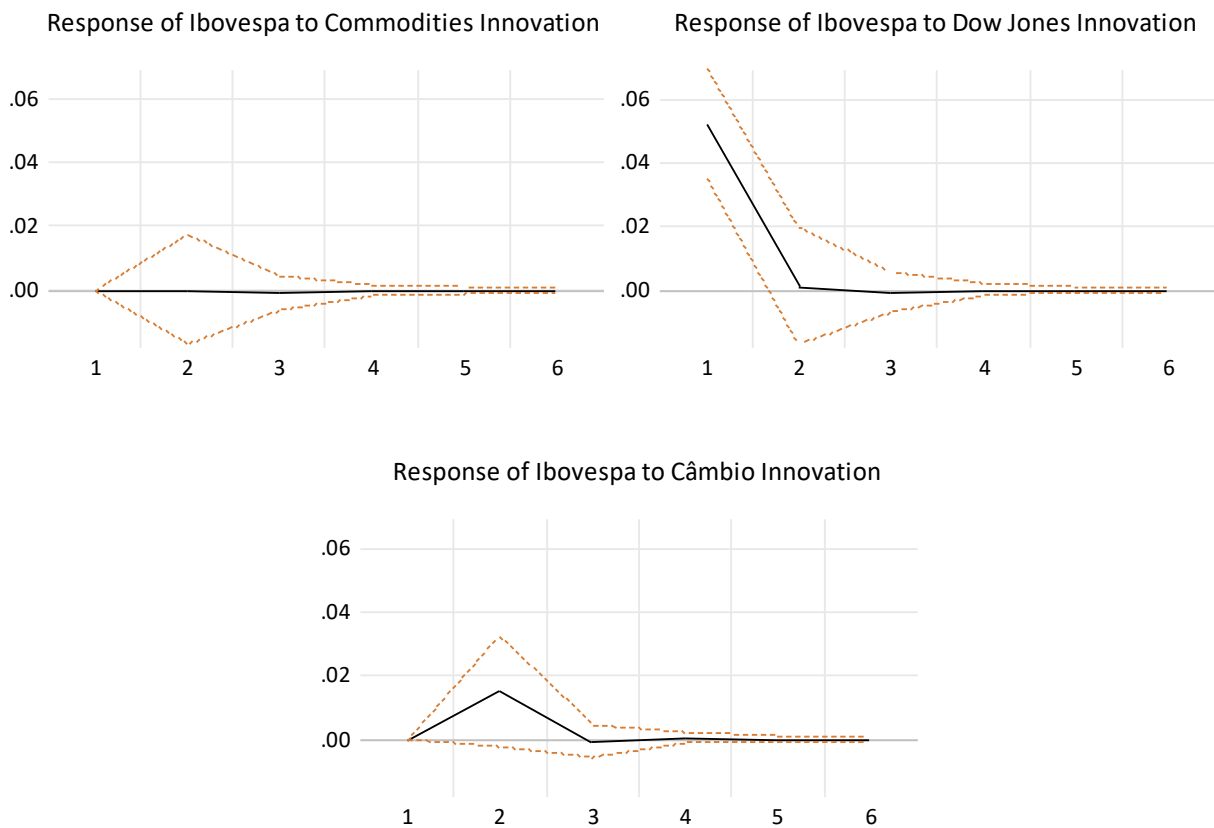


Fonte: Dados da pesquisa

Através do gráfico 2, que mostra os efeitos de choques no modelo VAR por meio de funções de resposta a impulsos, nota-se que o Ibovespa fica praticamente estável após um choque hipotético de um desvio padrão nos preços das *commodities*. Enquanto após um choque no Câmbio ou no índice Dow Jones, ocorre um o impacto positivo nas elasticidades entre as variáveis causado pelo choque de um desvio padrão, que é dissipado antes do sexto mês. As funções de resposta a impulsos foram geradas a partir da decomposição de Cholesky, seguindo o ordenamento das variáveis de acordo com o teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity.

Gráfico 2 - Funções de Resposta do Ibovespa a Impulsos

Response to Cholesky One S.D. (d.f. adjusted) Innovations  
± 2 Monte Carlo S.E.s



Fonte: Dados da pesquisa

#### 4.2.5 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA DOS ERROS DE PREVISÃO DO IBOVESPA

O cálculo da decomposição da variância (Tabela 5) também se baseia na decomposição de Cholesky. Dessa forma, a mudança na ordenação das variáveis causa diferentes resultados. Assim, será utilizada a ordenação indicada pelo teste de Granger Causality/Block Exogeneity.

Nesse estudo, foi calculada a decomposição da variância para um período de 24 meses após um choque aleatório e são apresentados os valores para 1, 6, 12 e 24 meses, sendo que mais próximo do final desse período a participação tende a se estabilizar. Além disso, o componente regressivo da variável apresenta parcela importante da explicação dela mesma.

Nesse caso, bem como no estudo de Vartanian (2012), o Ibovespa possui relevante dependência de seu passado, assim como do índice Dow Jones. Porém, para o período de 2010 a 2022, a variável *Dummy* apresentou maior poder explicativo comparado ao câmbio e as *commodities*. Dessa forma, a tabela a seguir indica que no primeiro mês após o choque, o Ibovespa é responsável pelo seu próprio comportamento em 71,84%, o índice Dow Jones e a *Dummy* representam 25,62% e 2,54% da trajetória do Ibovespa, respectivamente. Enquanto o Câmbio e as *Commodities* não aparecem como responsáveis pelo comportamento do Ibovespa no primeiro momento.

No sexto mês após o choque, o Câmbio passa a explicar cerca de 2,08% do comportamento do Ibovespa, o índice Dow Jones assume responsabilidade de 25,07%, a *Dummy* de 2,50%, as *Commodities* representatividade menor que 0,01% e o próprio índice da bolsa brasileira 70,34%. Assim, após 24 meses do choque, os principais responsáveis do comportamento do Ibovespa, pela decomposição dos seus erros de previsão, são o próprio índice e o Dow Jones.

Tabela 5 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão do Ibovespa

Mês	Câmbio	Commodities	Dow Jones	Ibovespa	Dummy
1	0,0000	0,0000	25,6208	71,8423	2,5369
6	2,0786	0,0081	25,0712	70,3438	2,4984
12	2,0782	0,0083	25,0674	70,3331	2,5130
24	2,0780	0,0083	25,0650	70,3262	2,5224

Fonte: Dados da pesquisa

## 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Considerando o objetivo desse estudo, foi analisado o efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços das *commodities* e da taxa de câmbio sobre o Ibovespa, no período de 2011 a 2022. As relações entre essas variáveis foram analisadas por meio da estimação de um modelo VAR, envolvendo o teste de cointegração de Johansen, funções de resposta a impulso e decomposição da variância dos erros de previsão, além de testes de causalidade e endogeneidade.

Inicialmente, com a aplicação do teste de cointegração de Johansen, não foram identificadas evidências de cointegração entre as variáveis. Dessa forma, com o resultado não foram observadas relações de longo prazo entre as variáveis. Porém, essa não é a única forma de verificar as relações entre as variáveis. Com o teste de causalidade/exogeneidade, foram encontradas relações importantes no curto prazo, onde os preços das *commodities* mostraram endogeneidade mais forte diante das outras variáveis, onde a taxa de câmbio foi a principal a causar o seu comportamento.

Outro ponto que merece destaque, é o comportamento instável das variáveis, apontado pelo teste de resíduos recursivos, durante o período da crise da Covid-19 no ano de 2020 e do câmbio durante a crise econômica de 2015-2016. Já as funções de resposta a impulsos, mostraram que o Ibovespa é afetado positivamente pelo Dow Jones, ocorrendo o efeito contágio. Desse modo, a bolsa brasileira tende a se valorizar após um aumento nos preços das ações de empresas norte-americanas, levando em conta a elasticidade positiva observada. Além disso, também corrobora com esse resultado o teste da decomposição da variância dos erros de previsão, onde o Dow Jones foi a principal variável a explicar a trajetória do Ibovespa, além do próprio índice.

Os resultados apresentados contribuem para a análise de efeito contágio, trazendo evidências sobre como o mercado acionário brasileiro pode ser impactado. Porém, pode-se destacar a existência de limitações relacionadas as variáveis utilizadas na estimação, em razão dos propósitos do estudo. Dessa forma, para futuras análises relacionadas ao efeito contágio no mercado financeiro, sugere-se a avaliação incluindo outras variáveis como a taxa de juros brasileira e norte-americana, possibilitando identificar seus impactos.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

B3. **Índices: Índice Bovespa (Ibovespa B3)**. 2023. Disponível em: [https://www.b3.com.br/pt\\_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/ibovespa.htm](https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/ibovespa.htm). Acesso em: 23 abr. 2023.

BAGLIANO, Fabio C.; FAVERO, Carlo A.. Measuring monetary policy with VAR models: an evaluation. **European Economic Review**, [S.L.], v. 42, n. 6, p. 1069-1112, jun. 1998. Disponível em: [http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921\(98\)00005-1](http://dx.doi.org/10.1016/s0014-2921(98)00005-1). Acesso em: 23 nov. 2023.

BARBOSA, Fernando de Holanda. A crise econômica de 2014/2017. **Estudos Avançados**, [S. l.], v. 31, n. 89, p. 51-60, 2017. Disponível em: <https://www.revistas.usp.br/eav/article/view/132416>. Acesso em: 29 set. 2023.

BCB. **Câmbio e Capitais internacionais: O que é câmbio. 2023**. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/estabilidadefinanceira/oqueecambio>. Acesso em: 23 abr. 2023.

BERNARDELLI, Luan Vinicius. Brasil como nação intervencionista: uma análise macroeconômica sobre a crise de 2015. **Revista Urutágua**, [s. l.], v. 33, n. 3, p. 27-37, 28 maio 2016. Disponível em: <https://periodicos.uem.br/ojs/index.php/Urutagua/article/view/30973/16658>. Acesso em: 03 out. 2023.

BLANCHARD, Olivier Jean. [Vector Autoregressions and Reality]: comment. **Journal Of Business & Economic Statistics**, [S.L.], v. 5, n. 4, p. 449-451, out. 1987. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2307/1391994>. Acesso em: 23 nov. 2023.

BLOOMBERG. **Bloomberg Professional Services**: Terminal Bloomberg. Versão 115.5.80. 2023. Software.

BRONDANI, Leandro Antônio; BAGGIO, Daniel Knebel; AGUDO, Luis Ferruz; SANJUÁN, Isabel Marco. Influência do índice Dow Jones industrial average sobre o índice Ibovespa. **Horizontes Empresariales**, [S.L.], v. 12, n. 2, p. 23-44, 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.22320/hem.v12i2.2404>. Acesso em: 07 maio 2023.

CASTRO, Caio Vicenzotto de. **Análise do dólar e do Ibovespa pelas equações Lotka-Volterra**. 2011. 24 f. Monografia (Graduação) - Curso de Ciências Econômicas, Insper Instituto

de Ensino e Pesquisa, São Paulo, 2011. Disponível em: <https://repositorio.insper.edu.br/handle/11224/483>. Acesso em: 27 set. 2023.

CHICOLI, Raí; SOUSA, Thiago Ferreira de. O Efeito de Alterações no Índice de Commodities e no Investimento Estrangeiro Direto Sobre o Retorno do Ibovespa. **Informações Fipe: Temas de economia aplicada**, São Paulo, v. 424, n. 5, p. 21-27, 2016. Disponível em: <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif424b.pdf>. Acesso em: 07 maio 2023.

COSTA, Jardel Chaves; FERNANDES, João Pedro; LIMA, Fabiano Guasti. Volatilidade do mercado financeiro durante a pandemia COVID-19: Análise do índice SMAL11. In: XII CONGRESSO DE ADMINISTRAÇÃO E CONTABILIDADE, 12., 2021, Rio de Janeiro. **Congresso Nacional de Administração e Contabilidade**. Rio de Janeiro: Adcont, 2021. Disponível em: <http://adcont.net/index.php/adcont/adcont2021/paper/viewFile/3963/1227>. Acesso em: 24 set. 2023.

CROWDER, William J.; HOFFMAN, Dennis L.. The Long-Run Relationship between Nominal Interest Rates and Inflation: the fisher equation revisited. **Journal Of Money, Credit And Banking**, [S.L.], v. 28, n. 1, p. 102-118, fev. 1996. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2307/2077969>. Acesso em: 23 nov. 2023.

DICKEY, David A.; FULLER, Wayne A.. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. **Journal Of The American Statistical Association**, [S.L.], v. 74, n. 366, p. 427-431, jun. 1979. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2307/2286348>. Acesso em: 23 nov. 2023.

DOURADO, Lorena Salces. **O sobe e desce do real durante a pandemia de Covid-19: um estudo dos determinantes internos e externos da taxa de câmbio nominal**. 2021. 54 f. Monografia (Graduação) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2021.

ENGLE, Robert F.; HENDRY, David F.; RICHARD, Jean-Francois. Exogeneity. **Econometrica**, [S.L.], v. 51, n. 2, p. 277-304, mar. 1983. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2307/1911990>. Acesso em: 23 nov. 2023.

EVIIEWS. **Quantitative Micro Software (QMS)**: EViews. Versão 12. 2022. Software.

FERREIRA, Douglas Marcos. **O efeito contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro**. 2012. 122 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia Aplicada,

Economia e Gerenciamento do Agronegócio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos, Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012. Disponível em: <https://locus.ufv.br/handle/123456789/59>. Acesso em: 13 maio 2023.

HAMILTON, James D.. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.

JOHANSEN, Soren. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, [S.L.], v. 59, n. 6, p. 1551-1580, nov. 1991. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2307/2938278>. Acesso em: 23 nov. 2023.

LEITE, Aydano Ribeiro; COSTA, Rodolfo Ferreira Ribeiro da; MONTE, Paulo Aguiar do. Análise da causalidade entre o Ibovespa e a taxa de câmbio em um contexto de crise. **Revista Pensamento & Realidade**, São Paulo, v. 27, n. 4, p. 4-21, 2012. Disponível em: <https://revistas.pucsp.br/index.php/pensamentorealidade/article/view/14722/10715>. Acesso em: 07 maio 2023.

LOPES, Daniel Costa. **Análise quantitativa da volatilidade entre os índices Dow Jones, Ibovespa e S&P 500**. 2006. 135 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Economia, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 2006. Disponível em: <http://hdl.handle.net/10183/7848>. Acesso em: 28 set. 2023.

LÜTKEPOHL, Helmut. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Berlin: Springer-Verlag, 2005.

MEDEIROS, Angélica Pott de. **O efeito contágio no mercado financeiro brasileiro: uma análise da crise gerada pela Covid-19**. 2023. 46 f. Monografia (Especialização) - Curso de Estatística e Modelagem Quantitativa, Centro de Ciências Naturais e Exatas, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2023. Disponível em: <https://repositorio.ufsm.br/handle/1/28626>. Acesso em: 13 maio 2023.

MORAES, Alexandra Kelly de; CERETTA, Paulo Sergio. Spillover de volatilidade direcional entre commodities agrícolas, petróleo e índices financeiros. **Organizações Rurais & Agroindustriais**, v. 25, p. 1-22, 24 fev. 2023. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.48142/2520231903>. Acesso em: 03 out. 2023.

NOGUEIRA, Igor Vasconcelos; FERREIRA, Bruno Pérez. Análise da influência dos preços internacionais das Commodities sobre a Bolsa de Valores de São Paulo. **Race - Revista**



**de Administração, Contabilidade e Economia**, [s. l.], v. 9, n. 1-2, p. 91-114, 2010. Disponível em: <https://periodicos.unoesc.edu.br/race/article/view/195>. Acesso em: 07 maio 2023.

NONATO, Vinícius; TÓFOLI, Paula. Impacto da crise econômica de 2015-2016 sobre o coeficiente beta do mercado de capitais brasileiro. **Race - Revista de Administração, Contabilidade e Economia**, [S.L.], v. 19, n. 23, p. 441-462, 17 jul. 2020. Universidade do Oeste de Santa Catarina. <http://dx.doi.org/10.18593/race.23798>. Disponível em: <https://doi.org/10.18593/race.23798>. Acesso em: 24 set. 2023.

OREIRO, José Luis. A grande recessão brasileira: diagnóstico e uma agenda de política econômica. **Estudos Avançados**, [S.L.], v. 31, n. 89, p. 75-88, abr. 2017. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/s0103-40142017.31890009>. Acesso em: 09 out. 2023.

PAULA, Flávio Alves de. **As causas da grande recessão brasileira (2014 – 2016)**. 2019. 58 f. Monografia (Graduação) - Curso de Ciências Econômicas, Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2019. Disponível em: <https://repositorio.ufu.br/bitstream/123456789/26518/3/CausasGrandeRecess%C3%A3o.pdf>. Acesso em: 09 out. 2023.

PEREIRA, João Ricardo de Loiola Macedo; CHICOLI, Raí da Silva. Como Alterações na Taxa de Câmbio Afetam o Retorno do Índice Ibovespa. **Informações Fipe: Temas de economia aplicada**, São Paulo, v. 425, n. 7, p. 44-51, 2016. Disponível em: <https://downloads.fipe.org.br/publicacoes/bif/bif425.pdf#page=44>. Acesso em: 07 maio 2023.

PEROBELLI, Fernanda Finotti Cordeiro; VIDAL, Tatiana Ladeira; SECURATO, José Roberto. Avaliando o efeito contágio entre economias durante crises financeiras. **Estudos Econômicos (São Paulo)**, [S.L.], v. 43, n. 3, p. 557-594, set. 2013. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S0101-41612013000300005>. Acesso em: 13 maio 2023.

REFINITIV. **Commodity indices: Refinitiv / CoreCommodity – CRB® Index (Administered by RBSL)**. 2023. Disponível em: <https://www.refinitiv.com/en/financial-data/indices/commodity-indices>. Acesso em: 23 abr. 2023.

RIBEIRO, Alessandra Cocarelli; DYLEWSKI, Carolina; VARGAS, Fabíola Maria; ABE, Mirian. **Caderno de Pesquisas: Investimentos**. São Paulo: Escola de Economia de São Paulo, v. 1, n. 3, p. 20-31, 2009. Disponível em: <https://bibliotecadigital.fgv.br/dspace/bitstream/handle/10438/6548/Estudos%20em%20Finan%20E7as%20Investimentos%20-%2020202008.pdf?sequence=1#page=21>. Acesso em: 27 set. 2023.

RIBEIRO, Alex Alves da Silva; LEITE, Áydano Ribeiro; JUSTO, Wellington Ribeiro. Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow Jones sobre o Ibovespa. **Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria**, [S.L.], v. 9, n. 1, p. 121-137, 2016. Disponível em: <https://doi.org/10.5902/1983465911741>. Acesso em: 07 maio 2023.

RODRIGUEZ-DIAZ, Raime Rolando; TORRES, Carlos Alberto Ramos. Efeito contágio da bolsa brasileira na América do Sul. **Brazilian Journal Of Business**, [S.L.], v. 4, n. 1, p. 444-458, 10 mar. 2022. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.34140/bjbv4n1-026>. Acesso em: 13 maio 2023.

ROSSI, Pedro; MELLO, Guilherme. Componentes macroeconômicos e estruturais da crise brasileira: o subdesenvolvimento revisitado. **Brazilian Keynesian Review**, [S.L.], v. 2, n. 2, p. 252-263, 31 jan. 2017. Disponível em: <https://doi.org/10.33834/bkr.v2i2.91>. Acesso em: 29 set. 2023.

S&P GLOBAL. **S&P Dow Jones Indices: Dow Jones Industrial Average®**. 2023. Disponível em: <https://www.spglobal.com/spdji/pt/indices/equity/dow-jones-industrial-average/#overview>. Acesso em: 23 abr. 2023.

SILVA, Carlos Alberto Gonçalves da. A influência da pandemia COVID-19 na volatilidade dos índices de mercado de ações (Ibovespa): aplicação do modelo markov switching autoregressivo / the influence of the covid-19 pandemic on the volatility of stock market index (ibovespa). **Brazilian Journal of Business**, [S.L.], v. 3, n. 3, p. 2445-2458, 9 ago. 2021. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.34140/bjbv3n3-030>. Acesso em: 03 out. 2023.

SILVA, Rodrigo Abbade da; CORONEL, Daniel Arruda; SILVA, Mygre Lopes da. Efeito contágio no mercado financeiro brasileiro. **Revista Capital Científico - Eletrônica**, [S.L.], v. 14, n. 3, p. 9-25, 2016. Disponível em: <https://revistas.unicentro.br/index.php/capitalcientifico/article/view/4021/3151>. Acesso em: 13 maio 2023.

SOUZA, Luciana Rosa de; NASCIMENTO, Fernanda Silva. **Nova Matriz Econômica e queda nas taxas de lucros: a política econômica e economia política entre 2011-2016**. Anais do XXIII Encontro Nacional de Economia Política, Sociedade Brasileira de Economia Política, 2019. 20 p. Disponível em: [https://www.sep.org.br/mostrar.php?url=/anais/2019/Sessoes-Ordinarias/Sessao3.Mesas21\\_30/Mesa29/293.pdf](https://www.sep.org.br/mostrar.php?url=/anais/2019/Sessoes-Ordinarias/Sessao3.Mesas21_30/Mesa29/293.pdf). Acesso em: 10 out. 2023.

VARTANIAN, Pedro Raffy. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 16, n. 4, p. 608-627, ago. 2012. Disponível em: <https://doi.org/10.1590/S1415-65552012000400007>. Acesso em: 07 maio 2023.

VIDAL, Tatiana Ladeira. **Crises financeiras: efeito contágio ou interdependência entre os países? Evidências utilizando uma abordagem multivariada**. 2011. 175 f. Dissertação (Mestrado) - Curso de Administração, Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2011. Disponível em: <https://www.teses.usp.br/teses/disponiveis/12/12139/tde-26102011-190452/en.php>. Acesso em: 13 maio 2023.