

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA
CENTRO DE CIÊNCIAS NATURAIS E EXATAS
CURSO DE ESPECIALIZAÇÃO EM ESTATÍSTICA E MODELAGEM
QUANTITATIVA

Angélica Pott de Medeiros

**O EFEITO CONTÁGIO NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO:
UMA ANÁLISE DA CRISE GERADA PELA COVID-19**

Santa Maria, RS
2023

Angélica Pott de Medeiros

**O EFEITO CONTÁGIO NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO: UMA
ANÁLISE DA CRISE GERADA PELA COVID-19**

Trabalho de Conclusão apresentado ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do título de Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa.

Orientador: Prof. Dr. Cleber Bisognin

Angélica Pott de Medeiros

**O EFEITO CONTÁGIO NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO: UMA
ANÁLISE DA CRISE GERADA PELA COVID-19**

Trabalho de Conclusão apresentado ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do título de Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa.

Orientador: Prof. Dr. Cleber Bisognin

Angélica Pott de Medeiros

**O EFEITO CONTÁGIO NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO: UMA
ANÁLISE DA CRISE GERADA PELA COVID-19**

Trabalho de Conclusão apresentado ao Curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa da Universidade Federal de Santa Maria (UFSM, RS), como requisito parcial para a obtenção do título de **Especialista em Estatística e Modelagem Quantitativa**.

Aprovado em 31 de março de 2023:

Cleber Bisognin, Dr. (UFSM)
(Presidente/Orientador)

Adriano Mendonça Souza, Dr. (UFSM)

Thiago Alexandro Nascimento de Andrade, Dr. (UFSM)

AGRADECIMENTOS

Primeiramente a Deus, por ter iluminado meus passos nessa jornada.

Aos meus familiares, pelo apoio.

Ao meu orientador, Professor Cleber Bisognin, e aos professores Thiago Alexandro Nascimento de Andrade e Adriano Mendonça Souza pelo suporte e pelas contribuições ao aprimoramento deste trabalho.

A Universidade Federal de Santa Maria pelo apoio ao desenvolvimento desse projeto, e ao curso de Especialização em Estatística e Modelagem Quantitativa pela oportunidade.

A discente Suzana Luna pelo apoio na operacionalização da pesquisa.

E, a todos aqueles que de alguma forma contribuíram para a conclusão desta importante etapa.

“I am among those who think that science has great beauty”. Marie Curie

RESUMO

O EFEITO CONTÁGIO NO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO: UMA ANÁLISE DA CRISE GERADA PELA COVID-19

AUTOR: Angélica Pott de Medeiros

ORIENTADOR: Cleber Bisognin

A globalização financeira possui aspectos positivos e negativos sobre as economias e seus mercados financeiros. Dentre os problemas associados, está a maior interdependência entre os países, o que incide numa probabilidade maior da ocorrência de contágio das crises entre estes. Nos últimos anos tem-se observado uma rápida propagação das turbulências financeiras ao redor do mundo, esse fenômeno é conhecido como efeito contágio, o qual é desencadeado pelo fato de crises não se manterem apenas dentro de um país, e assim gerarem consequências nos demais mercados financeiros. Partindo desse pressuposto, o presente estudo visa analisar o efeito contágio da crise gerada pela Covid-19 no mercado financeiro brasileiro, com base em seis índices financeiros: índice Bovespa (Brasil), DAX Index (Alemanha), SSE Index e SZSE Index (China), Russell 3000 Index (Estados Unidos), AEX Index (Holanda), e o índice Merval (Argentina). Os quais figuram o mercado brasileiro e seus principais parceiros comerciais. A amostra foi considerada no período inteiro (2010-2023), mas também foi dividida em intervalos que representam o período pré-crise (08/01/2010 a 31/12/2019), crise (01/01/2020 a 22/04/2022), e pós-crise (25/04/2022 a 18/01/2023). A análise partiu de estatística descritiva e posteriormente a aplicação do modelo VAR para verificar a relação entre as variáveis, bem como função impulso-resposta e decomposição da variância. Os resultados indicam que nas diferentes amostras utilizadas há influências dos demais mercados sobre o mercado brasileiro, especialmente do mercado americano, alemão, argentino, e holandês, além dele mesmo em período defasado. Com base na decomposição da variância foi possível observar a intensificação da influência dos demais países sobre o mercado financeiro brasileiro em período de crise.

Palavras-chave: Crises financeiras. Efeito contágio. Modelo VAR. Covid-19.

ABSTRACT

THE CONTAGION EFFECT IN THE BRAZILIAN FINANCIAL MARKET: AN ANALYSIS OF THE CRISIS GENERATED BY COVID-19

AUTHOR: Angélica Pott de Medeiros

ADVISOR: Cleber Bisognin

Financial globalization has positive and negative aspects on economies and their financial markets. Among the associated problems is the greater interdependence between countries, which affects a greater probability of the occurrence of contagion of crises between them. In recent years, there has been a rapid spread of financial turmoil around the world, this phenomenon is known as the contagion effect, which is triggered by the fact that crises do not remain only within a country, and thus generate consequences in other financial markets. Based on this assumption, the present study aims to analyze the contagion effect of the crisis generated by Covid-19 in the Brazilian financial market, based on six financial indices: the Bovespa index (Brazil), DAX Index (Germany), SSE Index, and SZSE Index (China), Russell 3000 Index (United States), AEX Index (Netherlands), and the Merval Index (Argentina). Which include the Brazilian market and its main trading partners. The sample was considered for the entire period (2010-2023) but was also divided into intervals that represent the pre-crisis period (1/8/2010 to 12/31/2019), crisis (1/1/2020 to 4/22/2022), and post-crisis (4/25/2022 to 1/8/2023). The analysis started with descriptive statistics and later the application of the VAR model to verify the relationship between the variables, as well as the impulse-response function and variance decomposition. The results indicate that in the different samples used, there are influences from other markets on the Brazilian market, especially the American, German, Argentinean, and Dutch markets, in addition to itself in a lagged period. Based on the variance decomposition, it was possible to observe the intensification of the influence of other countries on the Brazilian financial market in times of crisis.

Keywords: Financial crises. Contagion effect. Model VAR. Covid-19.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Séries originais dos índices	24
Figura 2 - Função Impulso-Resposta VAR(4) Período Inteiro.	30
Figura 3 - Função Impulso-Resposta VAR(2) Período Pré-crise.....	34
Figura 4 - Função Impulso-Resposta VAR(3) Período Crise	38
Figura 5 - Função Impulso-Resposta VAR(1) Período Pós-crise.	41
Quadro 1 - Evidências empíricas acerca de efeito contágio.....	14
Quadro 2 – Descrição das variáveis	21
Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis do modelo	22
Tabela 2 - Resultados do Teste ADF para as variáveis selecionadas – séries originais e log-retorno.....	26
Tabela 3 - Resultados dos testes do comprimento de lags.....	27
Tabela 4 - Modelo VAR(4) correspondente ao período inteiro.	28
Tabela 5 - Decomposição da variância Ibov.....	31
Tabela 6 - Modelo VAR(2) correspondente ao período pré-crise.....	32
Tabela 7 - Decomposição da variância Ibov.....	35
Tabela 8 - Modelo VAR(3) correspondente ao período crise.	36
Tabela 9 - Decomposição da variância Ibov.....	39
Tabela 10 - Modelo VAR(1) correspondente ao período pós-crise.	40
Tabela 11 - Decomposição da variância Ibov	42

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	11
1.1	DELIMITAÇÃO DO TEMA E PROBLEMÁTICA	11
1.2	OBJETIVOS	12
1.2.1	Objetivo geral	12
1.2.2	Objetivos específicos	12
1.3	JUSTIFICATIVA.....	13
2	REVISÃO DE LITERATURA	14
2.1	EFEITO CONTÁGIO ENTRE MERCADOS FINANCEIROS.....	14
2.1.1	Evidências Empíricas	14
3	METODOLOGIA	19
3.1	MODELO TEÓRICO	19
3.2	MODELO, DADOS E VARIÁVEIS	20
4	RESULTADOS E DISCUSSÃO	22
4.1	ESTATÍSTICA DESCRITIVA	22
4.2	MODELAGEM VAR.....	25
4.2.1	Período Inteiro - 08/01/2010 até 18/01/2023	27
4.2.2	Período Pré-crise - 08/01/2010 até 31/12/2019	32
4.2.3	Período Crise - 01/01/2020 até 22/04/2022	35
4.2.4	Período pós-crise - 25/04/2022 até 18/01/2023	39
5	Considerações finais	43
	REFERÊNCIAS	44

1 INTRODUÇÃO

Até meados dos anos 80, as crises ocorridas nos mercados financeiros eram consideradas como individuais e imputadas as políticas internas de cada país, pois considerava-se que não existia qualquer interação entre o mercado em diferentes países. Somente após os anos 90 essa concepção se alterou, devido as diferentes crises ocorridas, como a crise no México (1994/1995), Ásia (1997/1998), Rússia (1998), Brasil (1999), e da Argentina (2001/2002). Foi verificado que o desencadear das crises não ocorriam apenas devido a questões internas nos referidos países. E que, estas crises também não se mantinham dentro dos países, gerando consequências ao redor do mundo. Este fenômeno, denominado de efeito contágio, vinha a explicar períodos de maior instabilidade nos mercados afetados pelos choques (COSTA, 2009; PAIXÃO, 2012). A partir daí, conforme evidenciado por Souto (2016), os estudos voltados a análise do efeito contágio nas economias surgiram, na década de 90, e foram ampliados a partir da crise do Subprime em 2008.

Apesar de não haver uma única definição para o efeito contágio, geralmente o fenômeno é compreendido como a propagação de perturbações de um país para outro (VARTANIAN, 2012). Essa propagação depende, sobretudo, do grau de integração entre os mercados financeiros (PAIXÃO, 2012). A intensificação das relações entre os países, faz com que haja transmissão dos desequilíbrios e instabilidades de um país para outro (PEROBELLI; VIDAL, SECURATO, 2013). Adiciona-se que em determinados períodos pode haver o incremento dessa propagação entre os países, caracterizando o efeito contágio.

1.1 DELIMITAÇÃO DO TEMA E PROBLEMÁTICA

A globalização financeira possui aspectos positivos e negativos sobre as economias e seus mercados financeiros (SOUTO, 2016). Dentre os problemas associados, Ferrari Filho e De Paula (2004) destacam que a maior interdependência entre os países incide numa probabilidade maior da ocorrência de contágio das crises entre esses países.

Nos últimos anos tem-se observado uma rápida propagação das turbulências financeiras entre os países (PERICOLI; SBRACIA, 2003), pois, ao observarem a instauração de uma crise em determinado país, os investidores tendem a reestruturar os seus investimentos em diferentes mercados, essa transmissão indireta acaba originando um efeito contágio, causado por

comportamentos irracionais, como o pânico e o efeito manada (DORNBUSCH; PARK, CLAESSENS, 2000).

O ano de 2020 foi marcado por um cenário de desaceleração da economia mundial, devido a redução dos fluxos produtivos, comércio internacional e do consumo, provenientes da eclosão da crise sanitária da COVID-19. Diante do cenário, as expectativas em torno do mercado financeiro geraram fortes quedas nos mercados financeiros ao redor do mundo (SENHORAS, 2020). Mesmo antes dos países terem seus primeiros casos confirmados, seus mercados financeiros já apresentavam as consequências do medo da disseminação da pandemia em todo o mundo (GUILHERME, 2020). Os mercados acionários foram afetados e em março entraram em colapso (FERNANDES, 2020).

Esses aspectos tornaram-se evidentes após o primeiro *circuit breaker* (mecanismo que interrompe as negociações quando há uma queda acentuada) nas bolsas americanas, acionado em 9 de março, o primeiro dos quatro eventos sucessivos. No mesmo dia, a B3 (Bovespa) também acionou o mecanismo após a queda de 12,17% do Índice Bovespa (IBOV). Num período de 10 dias, a bolsa brasileira acionou o *circuit breaker* seis vezes (primeira quinzena de março), durante esse período o IBOV caiu cerca de 44%. Assim como no Brasil, Fernandes (2020) menciona que as bolsas do Reino Unido e Alemanha também tiveram desempenhos piores do que os Estados Unidos.

Diante desse contexto, busca-se esclarecer a seguinte questão:

“Como as instabilidades das bolsas internacionais, geradas pela disseminação da Covid-19, impactam na bolsa de valores brasileira?”.

1.2 OBJETIVOS

1.2.1 Objetivo geral

Analisar o efeito contágio da crise gerada pela Covid-19 no mercado financeiro brasileiro.

1.2.2 Objetivos específicos

- a) Mensurar a integração dos mercados financeiros no período pré-crise, crise e pós-crise;
- b) Comparar os níveis de interdependência nos diferentes períodos (crise e estabilidade);
- c) Avaliar as relações de curto e longo prazo entre os mercados financeiros.

1.3 JUSTIFICATIVA

Nos últimos anos vários episódios de crise marcaram o cenário econômico mundial. Em vista disso, diversos estudos enfatizaram o efeito contágio (MARSCHNER *et al.*, 2020). Sob análise temporal, observa-se uma elevação no volume de publicações entre 2009 e 2013, aspecto que se deve aos efeitos da crise do Subprime (SILVA *et al.*, 2017a). Também se verifica o emprego de diferentes metodologias para a mensuração do contágio, como regressão, modelos GARCH, probit-logit, VAR, fatorial, entre outros (FORBES; RIGOBON, 2002; SOUSA, 2011; PAIXÃO, 2012; CARVALHO NETO, 2013; PEROBELLI; VIDAL, SECURATO, 2013; SILVA; CORONEL, SILVA, 2016; CARDOSO *et al.*, 2020; VARTANIAN, 2012; SILVA *et al.*, 2017b; MILKEN, 2017, entre outros).

Diante disso, evidencia-se que o ineditismo do trabalho está em analisar o efeito contágio dos desequilíbrios financeiros gerados a partir de uma crise sanitária (COVID-19), fenômeno ainda não explorado. Ainda, cabe mencionar que a análise do efeito contágio em mercados emergentes, caso do Brasil, mostram-se relevantes, pois nesse contexto a volatilidade tende a ser maior se comparado com os mercados desenvolvidos (STIGLITZ *et al.*, 2006).

Um dos aspectos relevantes das análises de efeito contágio reside no fato de que a partir da elucidação desse fenômeno, torna-se possível conjecturar os impactos ocorridos pelas turbulências, e a partir daí, antecipar intervenções político-econômicas para a mitigação dos impactos. Além disso, é possível avaliar os impactos nas decisões de investimento em carteiras diversificadas (PEROBELLI; VIDAL, SECURATO, 2013).

Carvalho Neto (2013) corrobora mencionando que diante dos impactos gerados por um colapso financeiro internacional, estudar os efeitos de uma crise financeira pode auxiliar na identificação de onde ocorrem os maiores efeitos, auxiliando na tomada de decisão por parte dos investidores. Ferreira e Mattos (2012) argumentam que, de maneira geral, três pontos têm destaque com relação a importância de análises dessa natureza: a) implicações na gestão de carteira e na diversificação internacional; b) fornecimento de subsídios aos formuladores de políticas públicas; e c) eficácia de intervenções de instituições financeiras internacionais em momentos de crise.

2 REVISÃO DE LITERATURA

2.1 EFEITO CONTÁGIO ENTRE MERCADOS FINANCEIROS

Quando determinada economia é impactada por um choque local, seus agentes podem reavaliar suas carteiras. Ao passo que, esse choque inicial local pode se disseminar para outros países, caracterizando o contágio (PAIXÃO, 2012). Nos últimos anos, a literatura tem se esforçado para esclarecer os possíveis canais de propagação das instabilidades entre diferentes países e que economias estariam mais suscetíveis a esses choques externos. Desse modo, foram identificados três canais de transmissão, a saber: a) comercial: mecanismos de propagação relacionados as relações comerciais entre os países; b) financeiro: propagação depende do grau de integração dos mercados financeiros entre os países, ou com os mercados financeiros mundiais; e c) contágio puro: ligado ao comportamento dos investidores diante do risco (COSTA, 2009).

2.1.1 Evidências Empíricas

Sob a ótica das pesquisas empíricas, a literatura apresenta inúmeras abordagens acerca do efeito contágio em diferentes países. O Quadro 1 ilustra estudos mais recentes acerca do tema.

Quadro 1 - Evidências empíricas acerca de efeito contágio.

Objetivos e autores	Método e dados	Resultados
Analisar o contágio na rentabilidade e volatilidade entre mercados bolsistas das economias emergentes dos BRIC (Brasil, Rússia, Índia e China) e duas das principais economias mundiais (Estados Unidos e Reino Unido) (PAIXÃO, 2012).	Modelo GARCH, TARCH e EGARCH. Preços das cotações diárias das séries temporais dos índices dos mercados de ações de seis países. Período de análise: 1 de janeiro de 1996 até 31 de março de 2012.	Existência de correlações entre os mercados bolsistas das economias emergentes e os mercados bolsistas mais desenvolvidos. Pelos coeficientes obtidos confirmam-se os efeitos de <i>spill-overs</i> de proximidade geográfica, ou seja, cada uma das bolsas dos mercados bolsistas das economias emergentes BRIC sofre uma maior influência pela bolsa do mercado bolsista do país desenvolvido mais próximo.
Analisar o efeito contágio da crise do subprime sobre índices do mercado de ações do Brasil (FERREIRA, 2012).	Modelo de volatilidade condicional, modelo GARCH multivariado. As proxies utilizadas foram os índices S&P 500 e setoriais da Bolsa de Valores BM&FBOVSPA.	Os resultados identificaram causalidade do índice americano para os índices acionários brasileiros, no sentido de ter provocado um aumento na volatilidade do mercado brasileiro.

Objetivos e autores	Método e dados	Resultados
Avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones no mercado internacional (VARTANIAN, 2012).	Foi aplicado teste de cointegração entre o índice e as variáveis selecionadas, além da estimativa por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), com teste de causalidade/exogeneidade de Granger objetivando identificar o efeito contágio. Dados sobre o índice Dow Jones, o índice de commodities Reuters-Jefferies, taxa de câmbio, e Ibovespa no período 1999-2010.	Inicialmente, pôde-se constatar que não há evidências de cointegração entre as bolsas brasileira e americana. Também não há evidências de relações a longo prazo entre o Ibovespa, preço das commodities e taxa de câmbio. A curto prazo, portanto, os retornos de aplicações financeiras em fundos de commodities afetam os retornos das aplicações no Ibovespa no mesmo sentido, eliminando a possibilidade de diversificação de portfólios e indicando a presença do efeito contágio. A longo prazo, entretanto, não há evidências de comportamento similar entre os dois mercados.
Verificar a ocorrência do efeito contágio na economia brasileira em razão do período de crise iniciado em 2008 (CARVALHO NETO, 2013).	Modelo de vetores autorregressivos e testes de causalidade de Granger. Séries diárias do período de janeiro de 2004 a outubro de 2012.	Entre os resultados encontrados destacam-se o sentido da causalidade, Ibovespa na taxa de juros, do Risco-Brasil (EMBI) no câmbio Dólar e do câmbio Dólar no câmbio Euro. Os testes de Granger-Causalidade em bloco revelaram que as demais variáveis não ajudam na previsibilidade do Ibovespa e do Risco-Brasil.
Verificar indícios de efeito contágio entre quinze economias em oito episódios de crises financeiras (PEROBELLI; VIDAL, SECURATO, 2013).	Análise Fatorial para estimar o fator de risco sistêmico (score fatorial).	Os resultados, corroborados por testes de robustez, indicam a crise asiática de 1997 como a mais contagiosa, seguida pelo ataque terrorista de 11 de setembro de 2001, crise brasileira de 1999, bolha da internet de 2000 e crise do Subprime. Os outros episódios não apresentaram indícios de contágio, o que indica choques restritos ao país de origem da crise.
O objetivo central deste trabalho é avaliar como um <i>distress</i> nas séries de retornos de importantes papéis de empresas brasileiras e dos principais indicadores do mercado financeiro doméstico (Ibovespa) e internacional (Dow Jones) interagem entre si, a tentativa de captar <i>spillover effects</i> . Mais precisamente, estimou-se o risco sistêmico, o efeito contágio e <i>ostress test</i> (ALMEIDA; FRASCAROLI, CUNHA, 2013).	Para o cálculo dos indicadores foi utilizada a abordagem CoVaR, em que os parâmetros de interesse são estimados através de regressores quantílicos.	Verificou-se que existe uma interação entre os retornos dos papéis financeiros das empresas brasileiras e entre os índices Ibovespa e Dow Jones no que se refere a um <i>distress</i> financeiro, haja vista a estimação desses valores extremos para o quantil 5% através de regressores quantílicos.
Avaliar a existência do efeito contágio nos cinco maiores mercados financeiros mundiais	Modelo VAR, período 04/01/1999 a 03/06/2015.	Os resultados não indicaram existência de relações em longo prazo. Em termos dos efeitos de

Objetivos e autores	Método e dados	Resultados
(Alemanha, Canadá, Japão, Estados Unidos, China), sobre o comportamento do mercado financeiro brasileiro (SILVA; CORONEL, SILVA, 2016).		curto prazo, as funções de resposta a impulso mostraram que o mercado financeiro brasileiro reage inconstantemente com os mercados financeiros mundiais, o que corrobora a hipótese de presença do efeito contágio e a possibilidade de diversificação de portfólios entre diferentes países.
Avaliar o efeito contágio do mercado financeiro entre Brasil e de quatro países da América do Sul, a Argentina, o Chile, a Colômbia, e o Peru durante o período de 2011 a 2016. (SOUTO, 2016).	O trabalho utilizou metodologia de análise de contágio financeiro através da estimação de modelos marginais ARMA-GARCH de séries de retornos financeiro.	Os resultados encontrados indicaram a melhor cópula estimada para todos os casos foi a cópula t-student. Foi verificado de forma geral que não foi encontrada evidências de contágio do mercado financeiro brasileiro para os países analisados.
Investigar a volatilidade dos retornos e verificar os comovimentos e o efeito contágio dos países da América Latina (CARDOSO et al., 2020).	Utilizando-se um modelo de regressão automática com modelos de heterocedasticidade condicional, ARCH/GARCH. Para verificar os efeitos do contágio nas bolsas de valores, utilizou-se modelos de volatilidade e modelos de regressão automática vetorial (VAR). A amostra compreende dados diários de janeiro de 2002 a dezembro de 2016 para medir a volatilidade das bolsas de valores de países da América Latina.	Os resultados indicam evidências de um efeito contágio em todos os países, com dois fatos relevantes, o primeiro é a influência da bolsa brasileira em todos os outros países da amostra e, o outro, é a baixa representatividade dos fatores endógenos para explicar o comportamento de volatilidade da bolsa de valores do México.
Analisar a existência e a magnitude do contágio financeiro e das interdependências entre os mercados acionários da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México e Peru) e Estados Unidos. (MARSCHNER et al., 2021).	Implementação do modelo VAR, utilizando as séries de fechamento diário de cinco índices de mercados latino-americanos: o Índice Bovespa do Brasil (Ibovespa), o <i>Índice de Precios y Cotaciones</i> (IPC) do México, o Índice Merval (Merval) da Argentina, o <i>Índice de Precio Selectivo de Acciones</i> (IPSA) do Chile e o Índice Geral da Bolsa de Valores de Lima (IGBVL) do Peru. Para o mercado norte-americano foi escolhido o Standard & Poor's 500 Index (S&P500). O período coletado foi de 01/01/2002 a 31/12/2018.	Observou-se que nos três subperíodos de amostra (pré-crise, crise e pós-crise) os resultados mostraram que: i), o período pré-crise financeira é caracterizado por níveis insignificantes de interdependência entre os mercados da América Latina e EUA; ii) no período de crise o mercado americano teve um poder de explicação da variância da maioria dos mercados latino-americanos; e iii) posterior a crise, os vínculos dos mercados dessa região com o mercado americano permaneceram existentes, porém em menor magnitude.
Investigar a ocorrência de contágio financeiro no mercado de três ativos (títulos do governo, índice da bolsa de valores e taxa de câmbio nominal) entre três	Análise multivariada proposta por Dungey, Fry, Gonzáles-Hermosillo e Martin (2004), adaptado do modelo de contágio de Forbes e Rigobon (1999), e de	Foi possível verificar que os mercados de títulos, de bolsa de valores e de câmbio demonstraram evidências de contágio financeiro partindo da

Objetivos e autores	Método e dados	Resultados
países, da China para os EUA e para o Brasil a partir da ocorrência de um choque durante o início do ano de 2020 que foi a pandemia de covid-19. (TAKADA, 2021).	um teste de parâmetros apresentado por Chow (1960).	China, primeiro país onde a doença fora registrada, em direção aos Estados Unidos e ao Brasil.
Analisar a existência de contágio financeiro da crise norte-americana do subprime sobre países do sul e do norte da Europa. Mais concretamente, pretende-se estudar se a crise do subprime deu origem a um aumento significativo da correlação ou das relações de dependência entre o mercado financeiro norte-americano e os mercados financeiros de Portugal (PSI20), Espanha (IBEX35), Grécia (ATHEX) e Itália (FTSEMIB), no sul da Europa, e os mercados financeiros da Suécia (OMXS30), Dinamarca (OMX2C0), Finlândia (OMXH25) e Noruega (OsloOBX), no norte da Europa (MENDES, 2021).	O estudo procedeu à estimação dos modelos ARMA-GARCH. Considerou o período compreendido entre 1 de janeiro de 2003 e 31 de dezembro de 2013. O presente estudo divide o período total em dois sub-períodos: o período pré-crise, de 1 de janeiro de 2003 a 31 de julho de 2007, e o período de crise, de 1 de agosto de 2007 a 31 de dezembro de 2013.	Os resultados sugerem que as relações de dependência entre os mercados europeus analisados e o mercado norte-americano se intensificaram após a crise, justificando a existência de contágio financeiro da crise do subprime. Os índices financeiros europeus estudados são dependentes do índice financeiro norte-americano, quer perante um choque negativo, quer perante um choque positivo, ou seja, quando este mercado esteja em queda ou quando esteja em alta. Relativamente à intensidade do contágio financeiro, os resultados demonstram que, excetuando Portugal que revelou maior aumento de dependência com os USA após a crise, os países nórdicos intensificaram mais as relações de dependência com os Estados Unidos perante o subprime.
Avaliar os impactos da crise sanitária nos mercados bolsistas, analisando individualmente cada mercado evidenciando o seu comportamento antes e durante o aparecimento da atual crise sanitária. Além de verificar a intensificação de interdependência entre os mercados perante a COVID-19. (NUNES, 2022).	A metodologia aplicada foram os testes de estacionariedade, coeficiente de correlação de Pearson (r), causalidade “à Granger” e o DCCA. Utilizou três tipos de modelos: (a) Modelo Suscetíveis-Infetados-Recuperados (SIR), modelo epidemiológico utilizado para monitorizar o comportamento e desenvolvimento da pandemia; (b) Modelo GARCH, diz respeito à volatilidade, DCC estuda a correlação e ainda modelos de gerenciamento de risco, VaR e (c) Algoritmos de árvore. Período entre 2 de janeiro de 2019 a 1 de junho de 2021, considerando o <i>cutting off point</i> 31 de dezembro de 2019.	Os resultados obtidos afirmam que a atual crise pandêmica não provocou diferenças estatisticamente significativas ao nível das rendibilidades médias de cada índice, no entanto verifica-se alterações significativas ao nível da variância das mesmas, isto é, com o aparecimento da COVID-19, os mercados financeiros tornaram-se mais instáveis.
Encontrar evidências da magnitude e duração dos efeitos de contágio da bolsa brasileira sobre as bolsas de outros países da América do Sul - Argentina, Chile, Colômbia e Peru. (RODRIGUEZ-DIAZ; TORRES, 2022).	Utilização de matrizes de variância-covariância de modelos GARCH como do teste de Engle de correlação., VAR e o teste de contágio de Hatemi-J e Hacker. A análise compreende o período de 17 de setembro de 2000 a 05 de setembro de 2021.	Os resultados indicam que as correlações entre a bolsa de valores do Brasil e os mercados financeiros da América do Sul são expressivas durante condições de alta volatilidade e turbulências no mercado brasileiro. Em condições

Objetivos e autores	Método e dados	Resultados
		normais, os retornos do Ibovespa estão positivamente correlacionados com os das bolsas vizinhas, porém, em períodos de alta volatilidade no mercado brasileiro, as correlações mudam de sinal.

Fonte: elaboração própria.

A partir do Quadro 1 verifica-se que as evidências empíricas demonstram a aplicação de metodologias como matrizes de variância-covariância dos modelos de GARCH, TARARCH e EGARCH para analisar o contágio na rentabilidade e volatilidade entre os mercados, modelos de vetores autorregressivos e testes de causalidade de Granger, análise fatorial para estimar o fator de risco sistêmico (score fatorial), modelo de regressão com modelos de heterocedasticidade condicional ARCH/GARCH. Alguns estudos indicam a existência do efeito contágio no mercado financeiro, presença de correlações entre mercados financeiros das economias emergentes e mercados financeiros de países mais desenvolvidos. Os resultados evidenciam principalmente que a bolsa brasileira e as bolsas da América do Sul possuem uma forte correlação, em período de crise o mercado americano tem uma forte influência nos mercados latino-americanos, e a existência de contágio financeiro ativo da China para os EUA e entre os ativos da China para o Brasil, além de uma forte dependência da Europa para os EUA durante e pós-crises.

3 METODOLOGIA

Neste capítulo é apresentada a metodologia aplicada no estudo. Especificamente, na seção 3.1, é apresentado o modelo do vetor autorregressivo (VAR) e, em sequência na seção 3.2 expõem-se sobre o modelo aplicado, dados e variáveis utilizadas.

3.1 MODELO TEÓRICO

O modelo do Vetor Autorregressivo (VAR) foi proposto por Sims (1980), e permite avaliar a existência de relações lineares entre as variáveis e valores defasados dessas variáveis, e das demais, de modo que consideram a existência de relações de interdependência entre as variáveis, avaliando o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre as variáveis (EISFELD *et al.*, 2007).

Consiste em um sistema de equações, sendo que cada variável é função dos valores das outras variáveis no presente, e dos valores das demais variáveis defasadas no tempo, incluído a um termo de erro. Formalmente, a equação do VAR é expressa conforme (1):

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^n \alpha_i X_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que Y_t é a variável exógena, Y_{t-j} os valores da variável exógena defasados, X_t a matriz de variáveis incluídas no modelo, α o vetor de parâmetros do modelo e, ε_t os erros aleatórios não correlacionados entre si.

Para a estimação do modelo faz-se necessário verificar a estacionariedade ou ausência de raiz unitária (ENDERS, 1995). Para isso, usualmente realiza-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), elaborado por Dickey e Fuller (1981) e expresso por:

$$\Delta Y_t = \beta + \delta T + \gamma Y_{t-1} + \alpha_i \sum_{i=1}^m \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

em que β é o intercepto, δT a tendência; Δ o operador de primeiras diferenças; e ε_t o resíduo. As hipóteses testadas denotam: $H_0 : \beta = 0$, existência de raiz unitária, a série é não estacionária, e; $H_1 : \beta < 0$, a série é estacionária e, portanto, não possui raiz unitária.

Caso verifique-se que as séries são não estacionárias, pode-se estimar o Vetor de Correção de Erros (VEC), desde que as séries contendo raiz unitária em nível apresentem uma dinâmica comum, situação encontrada quando não estacionariedade for eliminada com diferenciação das séries. O modelo VEC, conforme Bueno (2008), possui significado

econômico em função da dinâmica comum, possibilitando analisar os componentes de curto e longo prazo.

A etapa seguinte consiste em analisar a ordem de integração das séries, cujo objetivo é verificar se há trajetórias semelhantes ao longo do tempo. Pois, quando as séries apresentam a mesma ordem de integração, elas têm relação de equilíbrio no longo prazo (WOOLDRIFGE, 2006).

Salienta-se que o VAR analisa a variância do erro de previsão de cada variável endógena ao longo da previsão, de forma que o aumento do erro com o horizonte temporal altera a importância atribuída ao erro para cada uma das variáveis. Já o VEC identifica a resposta que a série apresenta conforme a alteração nas variáveis incluídas no modelo (CALDARELLI *et al.*, 2009). Dadas as formulações, os modelos permitem analisar os resultados a partir das funções impulso-resposta e da decomposição da variância.

3.2 MODELO, DADOS E VARIÁVEIS

Considerando o objetivo de analisar o contágio da crise gerada pela Covid-19 no mercado financeiro brasileiro, e, baseando-se na modelagem vetorial autorregressiva e fundamentado na literatura. Foram utilizadas as séries de fechamento diário de índices de seis países (além do Brasil, seus cinco principais parceiros comerciais): o índice Bovespa (Brasil), DAX *Index* (Alemanha), SSE *Index* e SZSE *Index* (China), Russell 3000 *Index* (Estados Unidos), AEX *Index* (Holanda), e o índice Merval (Argentina), conforme exposto no Quadro 2.

Quadro 2 – Descrição das variáveis

Variáveis	Descrição	Período	Fonte
Ibovespa	Principal indicador do desempenho médio das cotações das ações negociadas na B3. Abrange ações com maior volume negociado nos últimos meses.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023a)
DAX Index	Composto pelas 30 companhias abertas de melhor performance financeira da Alemanha, da Bolsa de Valores de Frankfurt.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023b)
SSE Index	Índice do mercado de ações de todas as ações negociadas na Bolsa de Valores de Xangai.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023c)
SZSE Index	Índice de 500 ações negociadas na Bolsa de Valores de Shenzhen (SZSE). Consiste no principal índice do mercado de ações da SZSE.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023d)
Russell 3000	Índice de mercado que mede o desempenho das 3.000 maiores empresas de capital aberto dos EUA, classificadas por capitalização de mercado. Consiste em aproximadamente 98% de todas as ações dos EUA.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023e)
AEX Index	Principal índice da bolsa de valores de Amsterdã. Composto pelas 25 principais empresas cotadas nesta praça.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023f)
Merval	Consiste em ações mais negociadas do mercado argentino, considerado o principal índice de bolsa de valores da Argentina.	08/01/2010-18/01/2023	Yahoo Finanças (2023g)

Fonte: Elaboração própria.

Os dados foram transformados em séries de retornos, em que X_t é o valor do índice em t , conforme (3):

$$R_t = \ln (X_t/X_{t-1}) \quad (3)$$

A amostra foi dividida entre o período pré-crise (até 31/12/2019), crise (a partir de 01/01/2020 até 22/04/2022) e pós-crise (a partir de 25/04/2022 até 18/01/2023). Também, foram estimados modelos levando em consideração o período inteiro (08/01/2010 até 18/01/2023). Os dados foram modelados através do RStudio.

4 RESULTADOS E DISCUSSÃO

Este capítulo está dividido em duas seções, a seção 4.1 apresenta a análise de estatística descritiva dos dados. Na sequência, na seção 4.2 são analisados os resultados obtidos através da aplicação dos testes e da modelagem estatística de séries temporais.

4.1 ESTATÍSTICA DESCRITIVA

A Tabela 1 ilustra os principais índices mundiais utilizados neste estudo, a estatística descritiva foi aplicada nas quatro amostras (período inteiro, pré-crise, crise e pós-crise). O índice brasileiro (IBOV) apresentou uma variação entre 37.497 e 130.776 mil pontos no período inteiro, essa máxima foi registrada em 7 de junho de 2021, em meio ao período de crise da COVID-19, mas com expectativa do mercado para a retomada da atividade econômica.

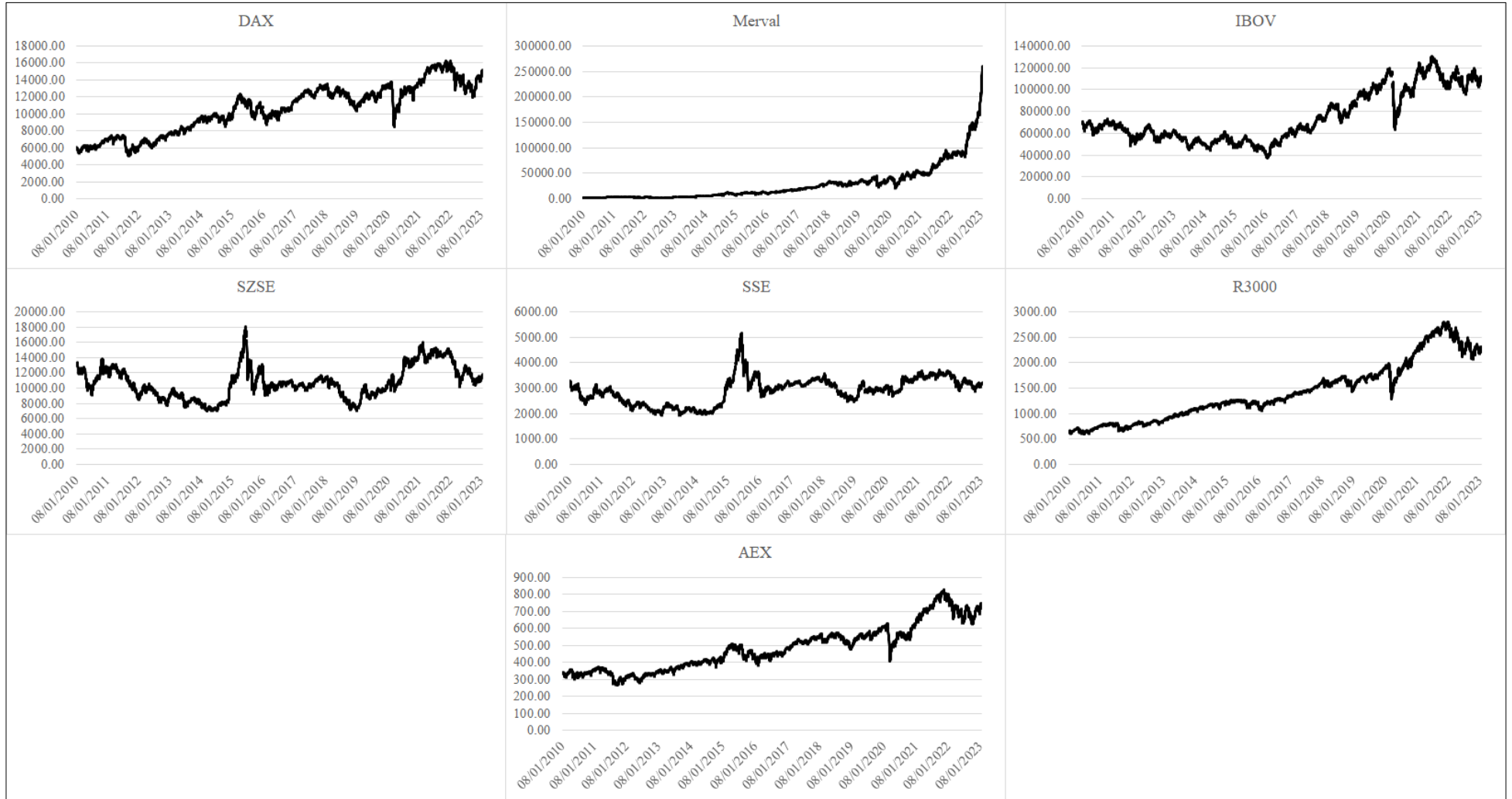
Tabela 1 - Estatística descritiva das variáveis do modelo

Modelo 1: Período Inteiro							
	IBOV	DAX	MERVAL	SZSE	SSE	R3000	AEX
Mínimo	37.497	5.072	2.061	6.998	1.950	602	263
Máximo	130.776	16.272	260.750	18.098	5.166	2.805	828
Média	75.022	10.553	28.186	10.781	2.911	1.422	485
Mediana	66.332	10.795	15.155	10.542	2.977	1.261	473
Desvio Padrão	23.819	2.856	35.012	2.077	520	580	135
C. de Variação	0,32	0,27	1,24	0,19	0,18	0,41	0,28
Assimetria	0,62	-0,10	2,41	0,46	0,26	0,63	0,53
Modelo 2: Pré-Crise							
	IBOV	DAX	MERVAL	SZSE	SSE	R3000	AEX
Mínimo	37.497	5.072	2.061	6.998	1.950	602	263
Máximo	117.203	13.560	44.355	18.098	5.166	1.898	611
Média	64.809	9.554	13.340	10.130	2.795	1.164	429
Mediana	61.041	9.756	9.907	10.130	2.849	1.181	418
Desvio Padrão	15.833	2.381	11.515	1.748	526	346	90
C. de Variação	0,24	0,25	0,86	0,17	0,19	0,30	0,21
Assimetria	1,12	-0,13	0,79	0,73	0,76	0,17	0,18
Modelo 3: Crise							
	IBOV	DAX	MERVAL	SZSE	SSE	R3000	AEX
Mínimo	63.570	8.442	22.087	9.692	2.660	1.288	404
Máximo	130.776	16.272	96.045	15.962	3.715	2.805	828
Média	108.435	13.906	58.442	13.350	3.337	2.266	660
Mediana	111.996	13.976	51.094	13.770	3.412	2.358	666
Desvio Padrão	13.503	1.698	19.417	1.542	258	375	100
C. de Variação	0,12	0,12	0,33	0,12	0,08	0,16	0,15
Assimetria	-0,96	-0,78	0,41	-0,70	-0,84	-0,44	-0,19
Modelo 4: Pós-Crise							
	IBOV	DAX	MERVAL	SZSE	SSE	R3000	AEX
Mínimo	96.121	11.976	82.244	10.207	2.886	2.076	631
Máximo	119.929	15.187	260.750	13.026	3.409	2.499	749
Média	108.468	13.559	134.314	11.544	3.159	2.277	690
Mediana	109.533	13.545	137.309	11.332	3.162	2.272	695
Desvio Padrão	5.348	739	39.178	679	114	98	30
C. de Variação	0,05	0,05	0,29	0,06	0,04	0,04	0,04
Assimetria	-0,47	-0,01	0,77	0,48	0,03	0,18	-0,18

Fonte: elaboração própria.

De forma a complementar a análise de estatística descritiva, a Figura 1 ilustra as séries originais dos índices. Verifica-se que as séries, tais como: DAX, Merval, IBOV, RUSSELL3000 e AEX apresentaram uma tendência de crescimento ao longo do tempo. Os valores apresentados no desvio padrão mostra os índices distantes da média, mas apresentando um coeficiente de variação baixo nos índices AEX, RUSSELL3000 e SSE; e alto nos IBOV e Merval.

Figura 1 – Séries originais dos índices



Fonte: elaboração própria.

Com base na Figura 1, é possível corroborar com os achados referentes ao desvio padrão das séries. Observa-se que índices como IBOV e Merval apresentam maior dispersão. De um modo geral, é possível observar um brusco declínio entre 2020 e 2021 na cotação dos diferentes índices ilustrados na Figura 1, mais evidente nas séries do DAX, Merval, IBOV, RUSSELL3000 e AEX. Fato que decorre do impacto nos mercados financeiros da pandemia de COVID-19. Entre o período de 09/02/2020 e 23/03/2020 o índice brasileiro e o americano caíram 44% e 34%, respectivamente. Atingindo o valor mínimo da série que corresponde o período crise nos modelos desse estudo, 63.570 e 1.288 pontos, respectivamente.

Também, é possível verificar na figura um pico no mercado chinês (conforme SZSE e SSE). Em 12/06/2015 foram identificadas as máximas históricas dos dois índices, que atingiram 18.098 e 5.166 pontos, respectivamente (conforme Tabela 1). Ademais, a análise gráfica permite verificar indícios de que as séries apresentam tendência a longo prazo.

4.2 MODELAGEM VAR

Conforme destacado anteriormente, as séries temporais foram divididas em quatro períodos, que compreendem ao período pré-crise, crise e pós-crise, mais o período inteiro, e foram transformadas em log-retorno conforme Equação 3. Haja vista que a aplicação dos modelos VAR requerem a avaliação da presença, ou não, de raiz unitária nas séries, aplicou-se o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF), os resultados estão expostos na Tabela 2.

Tabela 2 - Resultados do Teste ADF para as variáveis selecionadas – séries originais e log-retorno

Modelo 1: Período Inteiro			
	Nível	1ª Diferença	Log-retorno
Dax	-3.8482**	-14.488***	-14.684***
Merval	7.6525	-8.1739***	-15.839***
Ibov	-2.7104	-13.305***	-14.683***
Szse	-2.9846	-14.167***	-13.641***
Sse	-2.9505	-14.107***	-14.557***
Russell3000	-2.793	-15.086***	-14.271***
Aex	-3.5517**	-14.765***	-15.117***
Modelo 2: Pré-Crise			
	Nível	1ª Diferença	Log-retorno
Dax	-2.793	-14.749***	-14.411***
Merval	-2.6086	-13.852***	-13.891***
Ibov	-0.4299	-13.714***	-14.054***
Szse	-3.1032	-13.028***	-12.74***
Sse	-2.7109	-13.082***	-12.888***
Russell3000	-3.2692*	-14.91***	-12.816***
Aex	-3.1735*	-14.756***	-14.672***
Modelo 3: Crise			
	Nível	1ª Diferença	Log-retorno
Dax	-2.3631	-7.7221***	-7.6207***
Merval	-2.7632	-8.8938***	-7.8811***
Ibov	-2.6568	-6.5824***	-7.1145***
Szse	-0.2222	-9.0954***	-8.1802***
Sse	-1.1261	-8.9328***	-8.4118***
Russell3000	-1.7242	-7.1547***	-6.8836***
Aex	-2.3468	-7.8596***	-7.8434***
Modelo 4: Pós-Crise			
	Nível	1ª Diferença	Log-retorno
Dax	-1.3443	-5.5756***	-5.6807***
Merval	0.5820	-5.3881***	-9.2269***
Ibov	-2.0009	-6.2663***	-6.1686***
Szse	-2.3068	-5.1015***	-5.5102***
Sse	-2.0176	-5.743***	-5.6819***
Russell3000	-2.7502	-6.1227***	-5.6433***
Aex	-1.9885	-5.7551***	-5.9246***

Fonte: Elaboração própria.

Nota: H_0 : presença de raiz unitária; H_1 : ausência de raiz unitária.

*, **, *** Indica que a hipótese nula é rejeitada a um nível de significância de 10%, 5% e 1%, respectivamente.

Os resultados apontam que as séries não apresentam estacionariedade em nível, exceto Dax no período inteiro e Russell3000 e Aex no período pré- crise. Por outro lado, as séries mostram-se estacionárias em primeira diferença e em log-retorno.

Para estimar os parâmetros do modelo econométrico e analisar as relações entre os mercados financeiros, fez-se necessário estimar um VAR Auxiliar, conforme exposto na Tabela 3 e assim determinar o número ótimo de defasagens (*lags*).

Tabela 3 - Resultados dos testes do comprimento de lags.

Modelo	AIC	HQ	SC	FPE
Período Inteiro	4	3	2	4
Pré-crise	2	2	1	2
Crise	3	2	1	3
Pós-crise	1	1	1	1

Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 3 indica a quantidade de defasagens das variáveis a serem incluídas em cada modelo. Desse modo, verifica-se que os testes indicam quatro defasagens para o modelo 1, duas defasagens para o segundo modelo, três defasagens para o terceiro modelo e seis defasagens para o quarto modelo.

Nas subseções seguintes os resultados são analisados conforme seu período específico, ou seja: estimações para o período inteiro, período pré-crise, período de crise e período pós-crise.

4.2.1 Período Inteiro - 08/01/2010 até 18/01/2023

De acordo com os testes realizados, para o período inteiro estimou-se um VAR(4), ou seja, com quatro defasagens, conforme exposto na Tabela 4. Ademais, a estabilidade desse modelo foi avaliada, ao passo que nenhuma das raízes excedeu a unidade do círculo unitário, agregando maior robustez às estimativas.

Tabela 4 - Modelo VAR(4) correspondente ao período inteiro.

	Ibov			
	Coefficiente	Erro padrão	t-valor	P-valor
Dax(-1)	0.0156	0.0474	0.3286	0.7425
Merval(-1)	0.0004	0.0041	0.1018	0.9189
Ibov(-1)	-0.0074	0.0208	-0.3531	0.7241
Szse(-1)	0.0024	0.0300	0.0805	0.9358
Sse180(-1)	-0.0225	0.0212	-1.0579	0.2902
R3000(-1)	-0.0992*	0.0325	-3.0524	0.0023
Aex(-1)	0.0581	0.0548	1.0594	0.2895
Dax(-2)	0.1432*	0.0476	3.0083	0.0026
Merval(-2)	0.0014	0.0048	0.2830	0.7772
Ibov(-2)	0.0352	0.0209	1.6869	0.0917
Szse(-2)	0.0364	0.0301	1.2073	0.2274
Sse180(-2)	-0.0337	0.0373	-0.9016	0.3673
R3000(-2)	0.0478	0.0337	1.4194	0.1559
Aex(-2)	-0.1163*	0.0552	-2.1073	0.0352
Dax(-3)	-0.0816	0.0476	-1.7149	0.0865
Merval(-3)	0.0001	0.0048	0.0162	0.9871
Ibov(-3)	-0.0022	0.0209	-0.1069	0.9149
Szse(-3)	-0.0228	0.0299	-0.7624	0.4459
Sse180(-3)	-0.0650	0.0375	-1.7313	0.0835
R3000(-3)	-0.0348	0.0335	-1.0385	0.2991
Aex(-3)	0.1605*	0.0551	2.9118	0.0036
Dax(-4)	0.0469	0.0473	0.9910	0.3217
Merval(-4)	-0.0011	0.0041	-0.2739	0.7842
Ibov(-4)	-0.0271	0.0208	-1.3044	0.1922
Szse(-4)	0.0163	0.0166	0.9798	0.3273
Sse180(-4)	0.0422	0.0373	1.1330	0.2573
R3000(-4)	-0.1012*	0.0329	-3.0740	0.0021
Aex(-4)	0.0275	0.0543	0.5065	0.6126
Const	0.0003	0.0003	1.1169	0.2641

Fonte: elaboração própria.

Os resultados indicam, com 5% de significância, que índices como o Russell3000, Dax, Aex e Sse180 interferem no índice Ibov. Verifica-se que o índice Russell3000 do período anterior interfere no índice Ibov do período atual, em que uma alteração de 1% no primeiro, provocaria uma alteração de -0,09% no segundo índice, resultado semelhante advindo do índice Sse180 com três dias de defasagem. Influências mais significantes são observadas para os índices Dax (no período -2 e -3, ou seja, com dois e três dias de defasagem), e Aex(-3). Outras variáveis do modelo não se apresentaram significativas.

Esses achados corroboram com o estudo de Paixão (2012), o qual observou durante o período entre 1996 e 2012 correlação entre o mercado bolsista brasileiro (Ibov) e dos Estados Unidos (Índice Dow Jones). O autor destaca o efeito de proximidade geográfica ao mercado

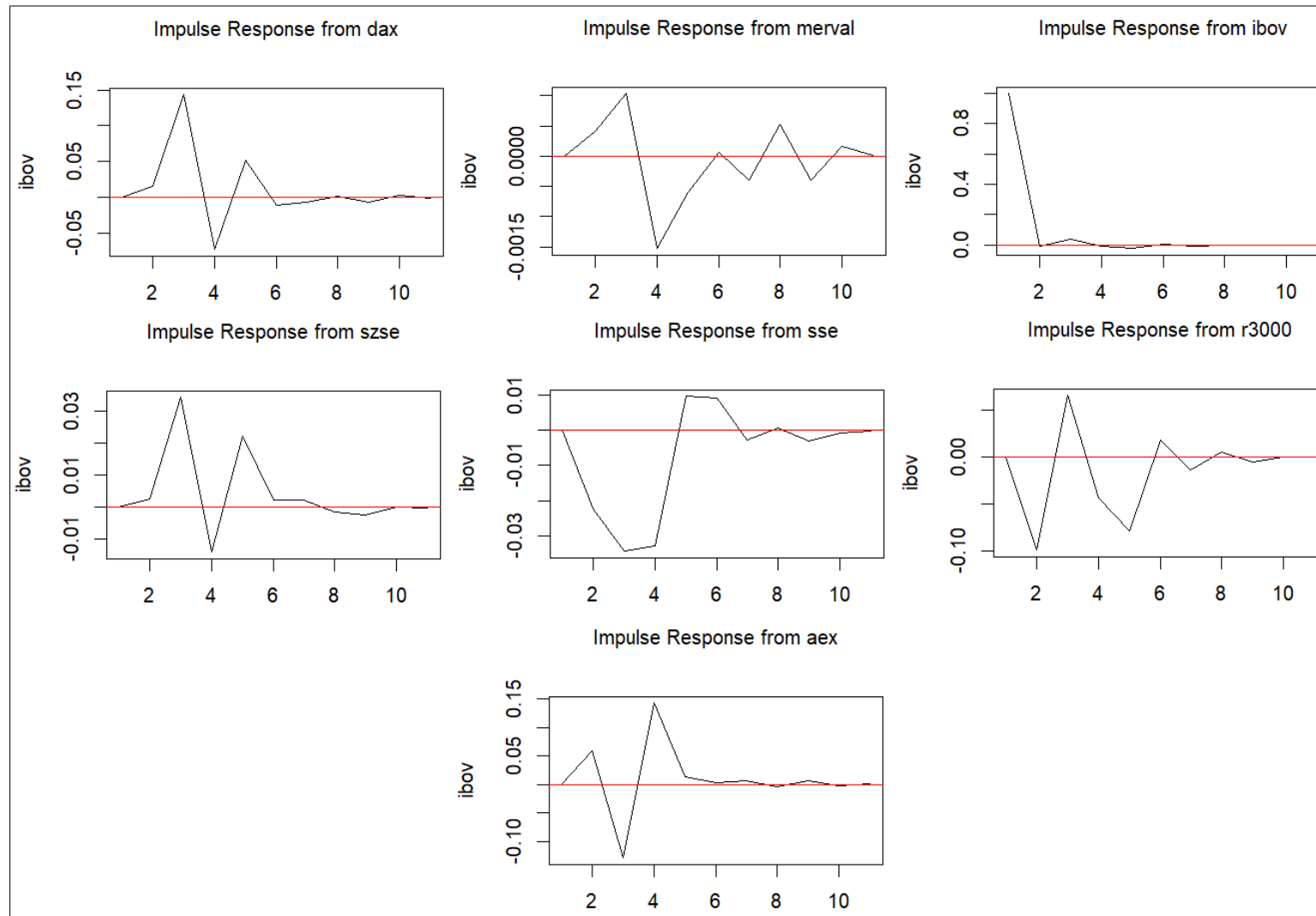
bolsista de economias emergentes e a influência do mercado bolsista de um país desenvolvido mais próximo, no caso dos Estados Unidos para o Brasil. Resultado semelhante observado por Ferreira (2012) no período entre 2007 e 2010. Em que o Índice S&P500 apresentou correlação para o Índice Ibovespa.

Perobelli, Vidal e Securato (2013) ao avaliarem diferentes episódios de crises, indicaram a correlação da bolsa americana com a brasileira no episódio do 11 de setembro de 2001 (contágio não confirmado após a aplicação de teste de robustez), e na Crise do Subprime (2007-2008). Sob um período semelhante (1995-2011), Almeida, Frascaroli e Cunha (2013) observaram que um *distress* financeiro no Índice Dow Jones afeta o retorno do indicador Ibov. Cardoso *et al.* (2020) verificaram correlações positivas e altas entre todos os países da América Latina, devido a similaridade dos mercados. Resultado semelhante ao de Rodriguez-Diaz e Torres (2022) para os países da América do Sul (Argentina, Chile, Colômbia e Peru).

Especificamente para o período da Covid-19, Takada (2021) identificou contágio nos mercados de títulos, de bolsa de valores e de câmbio com origem na China para os Estados Unidos e para o Brasil. O estudo supracitado corrobora em parte com as evidências desse estudo, haja vista que, apesar de a China ser o principal parceiro comercial do Brasil, os índices chineses não demonstraram efeitos significativos sob o brasileiro, ao passo que, nesse contexto o estudo de Takada (2021) demonstrou a dinâmica desse contágio. Por outro lado, a partir de sua análise Vertanian (2012) constatou não haver evidências de cointegração entre as bolsas brasileira e americana. Assim como Souto (2016), que para o período entre 2011 e 2016 não verificou evidências de contágio entre o mercado financeiro brasileiro e os demais países da América do Sul.

Na sequência (Figura 2) é apresentada as funções impulso-resposta do modelo, a qual consiste na resposta de determinadas variáveis dado um próprio choque em outras variáveis, permitindo visualizar o efeito dinâmico do modelo. Os resultados indicam o efeito de choques nos índices dos mercados analisados, e o impacto (resposta) na variável Ibov. Diante disso, observa-se que a partir do sétimo período (sete dias úteis) as variáveis tendem a se estabilizar após oscilações positivas e negativas.

Figura 2 - Função Impulso-Resposta VAR(4) Período Inteiro.



Fonte: Elaboração própria.

Na sequência da análise das funções de impulso-resposta, na Tabela 5 observa-se a influência de cada um dos mercados financeiros na explicação da variância do mercado brasileiro, mensurados até o décimo período (10 dias úteis). No período inteiro, a maior parte da variância é explicada pela própria variável, seguido pelo Dax e Merval. Cabe destacar que o mercado americano só apresentou relevância a partir do quinto período.

Tabela 5 - Decomposição da variância Ibov

Dias	Ibov	Dax	Merval	Szse	Sse	R3000	Aex
1	0.811722	0.177314	0.010964	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.809266	0.176610	0.010930	0.000003	0.000359	0.002501	0.000332
3	0.801637	0.180673	0.010902	0.000373	0.001218	0.003257	0.001940
4	0.799279	0.180169	0.010927	0.000439	0.001794	0.003466	0.003927
5	0.797908	0.179618	0.010960	0.000605	0.001830	0.005145	0.003934
6	0.797783	0.179586	0.010960	0.000607	0.001890	0.005242	0.003933
7	0.797639	0.179666	0.010965	0.000608	0.001896	0.005290	0.003937
8	0.797625	0.179664	0.010971	0.000609	0.001896	0.005297	0.003938
9	0.797597	0.179674	0.010974	0.000611	0.001902	0.005302	0.003941
10	0.797595	0.179673	0.010974	0.000611	0.001902	0.005302	0.003942

Fonte: Elaboração própria.

Resultado semelhante foi reportado por Silva, Coronel e Silva (2016), em análise ao período entre 1999-2015, em que o Ibov é explicado pelo seu passado no primeiro período. Já no segundo período passa a registrar os índices da Alemanha (Dax), Estados Unidos (Nyse), Canadá e China (SSE). Ademais, as funções de impulso e resposta apresentam resultados similares, em que os retornos de aplicações nos mercados da Alemanha, Estados Unidos e China, afetam os retornos das aplicações no Ibov, ora com elasticidade positiva e ora com elasticidade negativa.

Cabe destacar que Cardoso *et al.* (2020) também identificaram em seu estudo (2002-2016), através da decomposição da variância, que a volatilidade do índice brasileiro é explicada quase em sua totalidade por variáveis endógenas (92%), mas também pela bolsa chilena (6,57%), e pelas bolsas mexicana e argentina, apesar destas últimas apresentaram baixa influência. Por outro lado, a bolsa argentina (Merval) possui uma influência de 24,79% da bolsa brasileira.

Por outro lado, o estudo de Vertanian (2012) demonstrou que o Ibovespa é explicado pelo índice Dow Jones (33,10%) e pelo comportamento das commodities (15,71%), de forma mais substancial, no período que compreendeu 1999 a 2010. As funções de impulso e resposta corroboram com a hipótese de presença de contágio, e, o Ibovespa apresenta elasticidade positiva com o preço das commodities e com o índice americano.

4.2.2 Período Pré-crise - 08/01/2010 até 31/12/2019

O segundo modelo consiste no período pré-crise, considera-se até dezembro de 2019, para que fosse possível atender no modelo crise os primeiros sinais da pandemia no mercado chinês. Assim, conforme os testes realizados, o segundo modelo foi estimado em VAR(2). Os resultados estão ilustrados na Tabela 6. E, em avaliação a estabilidade desse modelo infere-se que nenhuma das raízes excedeu a unidade do círculo unitário, agregando maior robustez aos resultados.

Tabela 6 - Modelo VAR(2) correspondente ao período pré-crise.

	Ibov			
	Coefficiente	Erro padrão	t-valor	P-valor
Dax(-1)	0.0443	0.0527	0.8411	0.4004
Merval(-1)	-0.0155	0.0135	-1.1520	0.2494
Ibov(-1)	0.0521*	0.0235	2.2191	0.0266
Szse(-1)	0.0105	0.0333	0.3151	0.7527
Sse180(-1)	-0.0170	0.0212	-0.8048	0.4210
R3000(-1)	-0.0069	0.0391	-0.1773	0.8593
Aex(-1)	0.0099	0.0617	0.1610	0.8721
Dax(-2)	0.0179	0.0527	0.3404	0.7336
Merval(-2)	0.0068	0.0135	0.5048	0.6137
Ibov(-2)	0.0358	0.0235	1.5217	0.1282
Szse(-2)	-0.0229	0.0170	-1.3496	0.1773
Sse180(-2)	-0.0245	0.0406	-0.6045	0.5456
R3000(-2)	0.0147	0.0398	0.3691	0.7121
Aex(-2)	-0.0554	0.0615	-0.8994	0.3685
Const	0.0004	0.0003	1.3555	0.1754

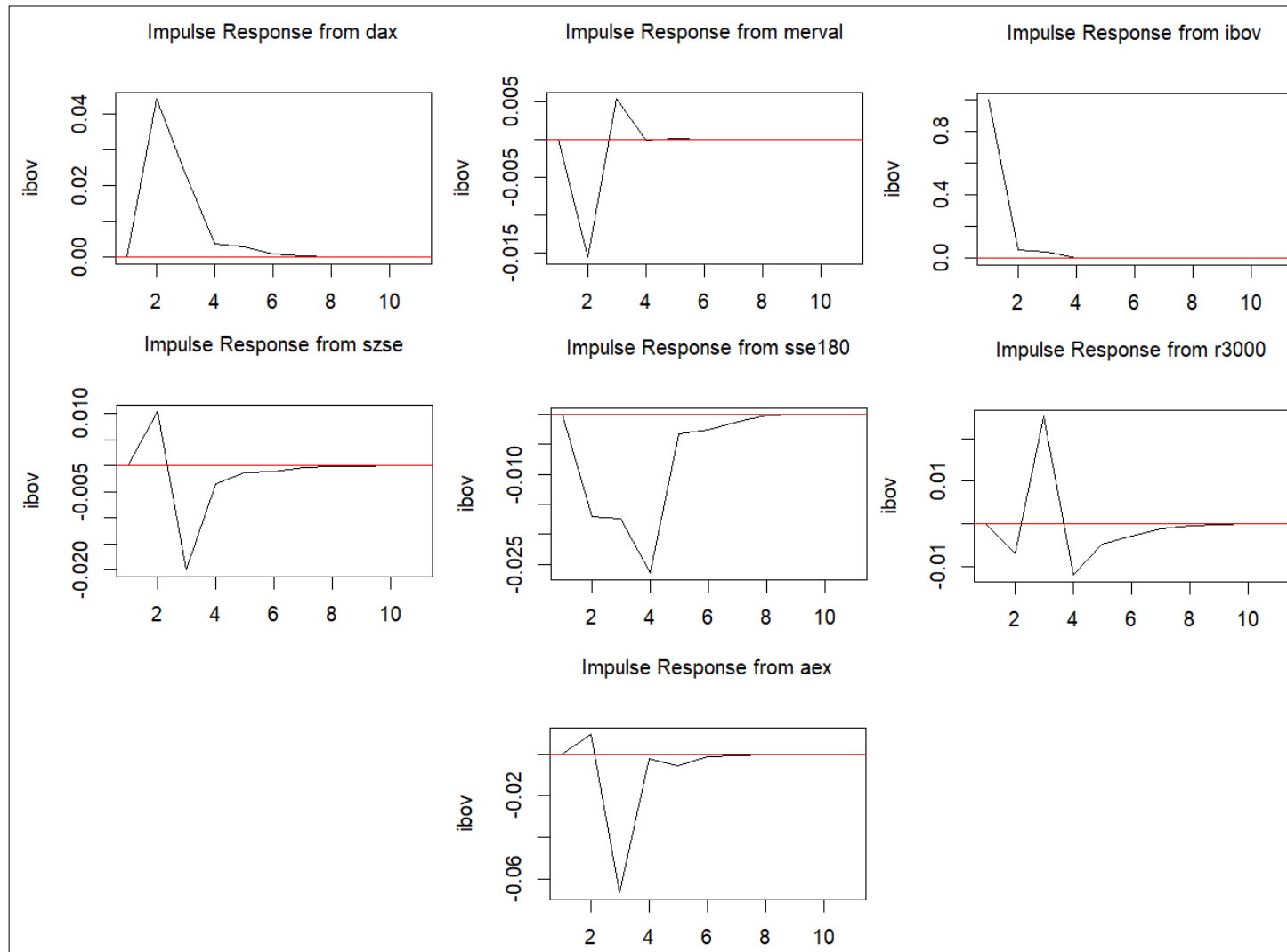
Fonte: Elaboração própria.

Percebe-se que o único índice que mostrou significância estatística (5%) foi o próprio Ibov do período anterior. As outras variáveis do modelo não foram significativas. Esses resultados vão de encontro os achados de Ferreira (2012), que em análise ao período que precedeu a crise financeira de 2008, constatou a presença de causalidade entre o mercado financeiro americano (S&P500) e o mercado financeiro brasileiro.

Especificamente com relação a crise gerada pela Covid-19, Nunes (2022) observou que no período pré-Covid-19 há uma relação linear positiva entre os índices estudados (tais como Dax, S&P500, SE180, entre outros). Mas cabe destacar que o estudo não incluiu o mercado financeiro brasileiro.

Os resultados das funções impulso-resposta do segundo modelo são ilustrados na Figura 3. Assim como no modelo anterior, que compreendia no período inteiro, no período pré-crise é possível identificar a resposta diante de choques nos demais mercados. Porém, nesse modelo, fica evidente que há uma estabilização na variável Ibov a partir do quinto período.

Figura 3 - Função Impulso-Resposta VAR(2) Período Pré-crise.



Fonte: Elaboração própria.

Também são analisadas as funções de impulso-resposta. Conforme exposto na Tabela 7, aproximadamente 78% da variância do mercado brasileiro é explicada por ela própria, 14% pelo Dax e 9% pelo Merval. Também não há relevância do mercado americano, porém, há uma relevância a partir do quarto período do índice Sse180 (China). Em suma, percebe-se no período pré-crise uma influência menor dos demais mercados.

Tabela 7 - Decomposição da variância Ibov

Dias	Ibov	Dax	Merval	Szse	Sse180	R3000	Aex
1	0.777390	0.136399	0.086211	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.775541	0.138262	0.085888	0.000041	0.000249	0.000009	0.000010
3	0.774775	0.137911	0.086086	0.000156	0.000523	0.000091	0.000458
4	0.774247	0.137844	0.086030	0.000158	0.001132	0.000130	0.000458
5	0.774223	0.137848	0.086028	0.000158	0.001143	0.000138	0.000462
6	0.774216	0.137848	0.086027	0.000159	0.001149	0.000140	0.000462
7	0.774214	0.137848	0.086027	0.000159	0.001151	0.000140	0.000462
8	0.774214	0.137848	0.086027	0.000159	0.001151	0.000141	0.000462
9	0.774214	0.137848	0.086027	0.000159	0.001151	0.000141	0.000462
10	0.774214	0.137848	0.086027	0.000159	0.001151	0.000141	0.000462

Fonte: Elaboração própria.

Esses resultados corroboram em parte aos achados por Marschner *et al.* (2021) em análise ao período pré-crise do Subprime. Os autores observaram que o mercado americano não foi relevante na explicação da variância no mercado brasileiro, ao passo que, a maior parte dos desvios da variância foram explicados pelos próprios mercados. Ademais, o mercado argentino apresentou o poder de explicar aproximadamente 8% da variância do mercado brasileiro no período, resultado também observado no presente estudo.

4.2.3 Período Crise - 01/01/2020 até 22/04/2022

O terceiro modelo estimado configura o período de crise, correspondendo ao período entre 01/01/2020 até 22/04/2022, data em que o governo brasileiro determinou como fim da emergência sanitária no país. Para esse modelo estimou-se um VAR(3) (Ver Tabela 8) conforme determinado pelos critérios de seleção de lags. Também se avaliou a estabilidade do modelo, e nenhuma das raízes excederam a unidade.

Tabela 8 - Modelo VAR(3) correspondente ao período crise.

	Ibov			
	Coefficiente	Erro padrão	t-valor	P-valor
Dax(-1)	0.0033	0.1252	0.0267	0.9787
Merval(-1)	0.0193	0.0375	0.5146	0.6070
Ibov(-1)	-0.1439*	0.0592	-2.4292	0.0154
Szse(-1)	-0.0478	0.0933	-0.5119	0.6089
Sse180(-1)	-0.0356	0.0788	-0.4519	0.6515
R3000(-1)	-0.1792*	0.0846	-2.1179	0.0346
Aex(-1)	0.0808	0.1432	0.5645	0.5726
Dax(-2)	0.4126*	0.1266	3.2599	0.0012
Merval(-2)	0.0041	0.0377	0.1096	0.9127
Ibov(-2)	-0.0169	0.0599	-0.2818	0.7782
Szse(-2)	0.0975	0.0934	1.0441	0.2969
Sse180(-2)	-0.0357	0.1290	-0.2768	0.7820
R3000(-2)	0.0171	0.0866	0.1970	0.8439
Aex(-2)	-0.1767	0.1434	-1.2318	0.2185
Dax(-3)	-0.2913*	0.1269	-2.2949	0.0221
Merval(-3)	0.1096*	0.0376	2.9187	0.0037
Ibov(-3)	0.0666	0.0593	1.1225	0.2621
Szse(-3)	-0.0450	0.0536	-0.8388	0.4019
Sse180(-3)	-0.1111	0.1297	-0.8567	0.3920
R3000(-3)	-0.1710*	0.0841	-2.0339	0.0424
Aex(-3)	0.4472*	0.1424	3.1403	0.0018
Const	-0.0005	0.0008	-0.6099	0.5422

Fonte: Elaboração própria.

Sob um nível de 5% de significância, os resultados indicam que os índices Russell3000, Dax, Merval, Aex e o próprio índice defasado interferem no mercado financeiro brasileiro. Verifica-se que o índice Ibov do período anterior afeta negativamente no período atual. Ademais, o Russell3000 do período anterior infere no índice Ibov do período atual, em que uma alteração de 1% no primeiro, provocaria uma alteração de -0,17% no segundo índice. Influências maiores são observadas para os índices Dax (-2 e -3), Merval (-3) e Aex(-3), em que a alteração chega a 0,44%. Outras variáveis do modelo não se apresentaram significativas.

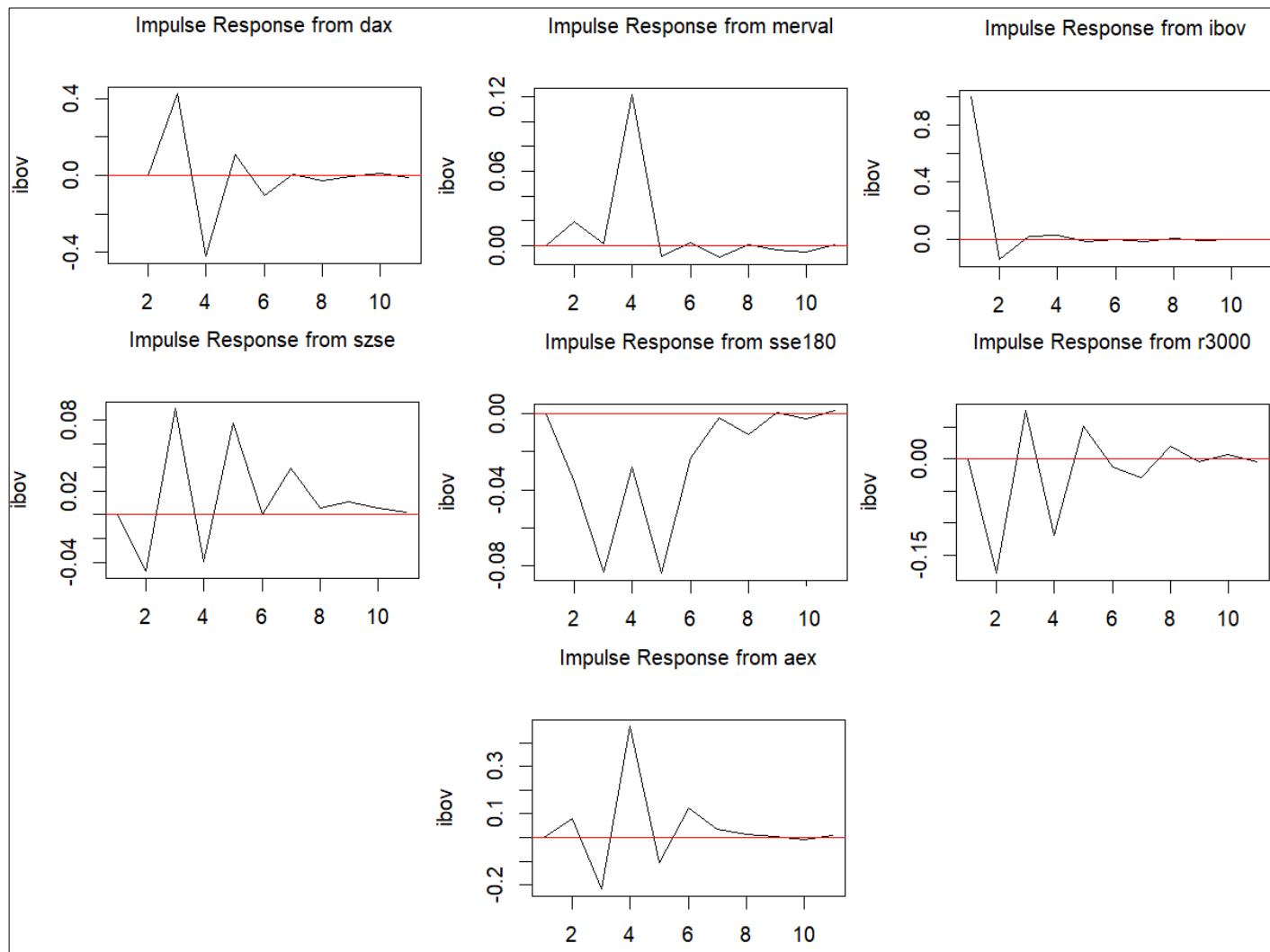
Esses achados aproximam-se aos resultados do estudo desenvolvido por Cardoso *et al.* (2020), em que observaram que efetivamente durante um período de crise (caso da crise do Subprime), as correlações apresentam maior volatilidade entre si, se comparado com os demais períodos analisados. Ferreira (2012) constatou o aumento na covariância entre o índice acionário do Brasil e o S&P500, dentro do período da crise do Subprime. Conforme o autor supracitado argumenta, isso possivelmente decorre do fato de o investidor ter liquidado suas posições em ambos os mercados, devido a instabilidade que se apresentou naquele momento.

E, o aumento da volatilidade no mercado americano desestabilizou o mercado acionário brasileiro (conforme teste de causalidade).

Especificamente para a crise da Covid-19, Nunes (2022) relata que no período que compreendeu a crise, também houve relações lineares positivas entre os diferentes índices financeiros. Inclusive, verifica-se uma associação alta na maioria deles. Cabe destacar que o estudo não considerou o mercado brasileiro.

A Figura 4 ilustra as funções impulso-resposta do terceiro modelo. Os resultados indicam o efeito de choques na variável Ibov, e percebe-se uma estabilização somente a partir do nono período, uma estabilização mais tardia se comparada com os modelos anteriores.

Figura 4 - Função Impulso-Resposta VAR(3) Período Crise



Fonte: Elaboração própria.

A Tabela 9 elucida a decomposição da variância do Ibov. Percebe-se que assim como nos demais modelos a maior parte da variância é explicada pela própria variável, porém em menor grau nesse modelo (63%), indicando uma maior influência dos demais mercados financeiros sobre o mercado brasileiro. Dax, Merval e Aex apresentam maior relevância mais significativa.

Tabela 9 - Decomposição da variância Ibov

Dias	Ibov	Dax	Merval	Szse	Sse180	R3000	Aex
1	0.624699	0.292526	0.082775	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.621180	0.289952	0.080591	0.000376	0.000474	0.006919	0.000509
3	0.581566	0.326899	0.075410	0.002088	0.002885	0.007203	0.003948
4	0.560473	0.315328	0.091584	0.002260	0.002790	0.008258	0.019308
5	0.557599	0.314194	0.091357	0.003508	0.004752	0.008610	0.019981
6	0.556907	0.313970	0.091248	0.003504	0.004786	0.008599	0.020986
7	0.556627	0.313621	0.091433	0.003754	0.004781	0.008733	0.021051
8	0.556580	0.313542	0.091430	0.003762	0.004795	0.008830	0.021061
9	0.556491	0.313601	0.091447	0.003780	0.004794	0.008832	0.021055
10	0.556459	0.313585	0.091472	0.003787	0.004796	0.008841	0.021061

Fonte: Elaboração própria.

Marschner *et al.* (2021) observaram, através da decomposição da variância, que no período da crise financeira do Subprime o mercado americano teve forte influencia na explicação dos desvios da variância de grande parte das bolsas da América Latina. No caso do Brasil, aproximadamente 65% da explicação da variância se deve ao mercado americano. Esse resultado não foi tão significativo no presente estudo, porém, o estudo supracitado também identificou que em período de crise, o mercado brasileiro sofre maior influências dos demais mercados bolsistas.

4.2.4 Período pós-crise - 25/04/2022 até 18/01/2023

Os testes realizados indicaram para o modelo pós-crise a estimação de um VAR(1), ou seja, com apenas uma defasagem (Tabela 10). Também foi avaliada a estabilidade desse modelo, e, nenhuma das raízes excedeu a unidade do círculo unitário, o que indica que o modelo não apresenta problemas de estabilidade.

Tabela 10 - Modelo VAR(1) correspondente ao período pós-crise.

	Ibov			
	Coefficiente	Erro padrão	t-valor	P-valor
Dax(-1)	-0.1719	0.1604	-1.0718	0.2852
Merval(-1)	-0.0006	0.0033	-0.1821	0.8557
Ibov(-1)	0.0957	0.0757	1.2647	0.2076
Szsc(-1)	-0.0557	0.1044	-0.5333	0.5945
Sse180(-1)	0.0635	0.1305	0.4867	0.6270
R3000(-1)	-0.1970*	0.0813	-2.4229	0.0164
Aex(-1)	0.4745*	0.1624	2.9211	0.0039
Const	0.0003	0.0010	0.3403	0.7340

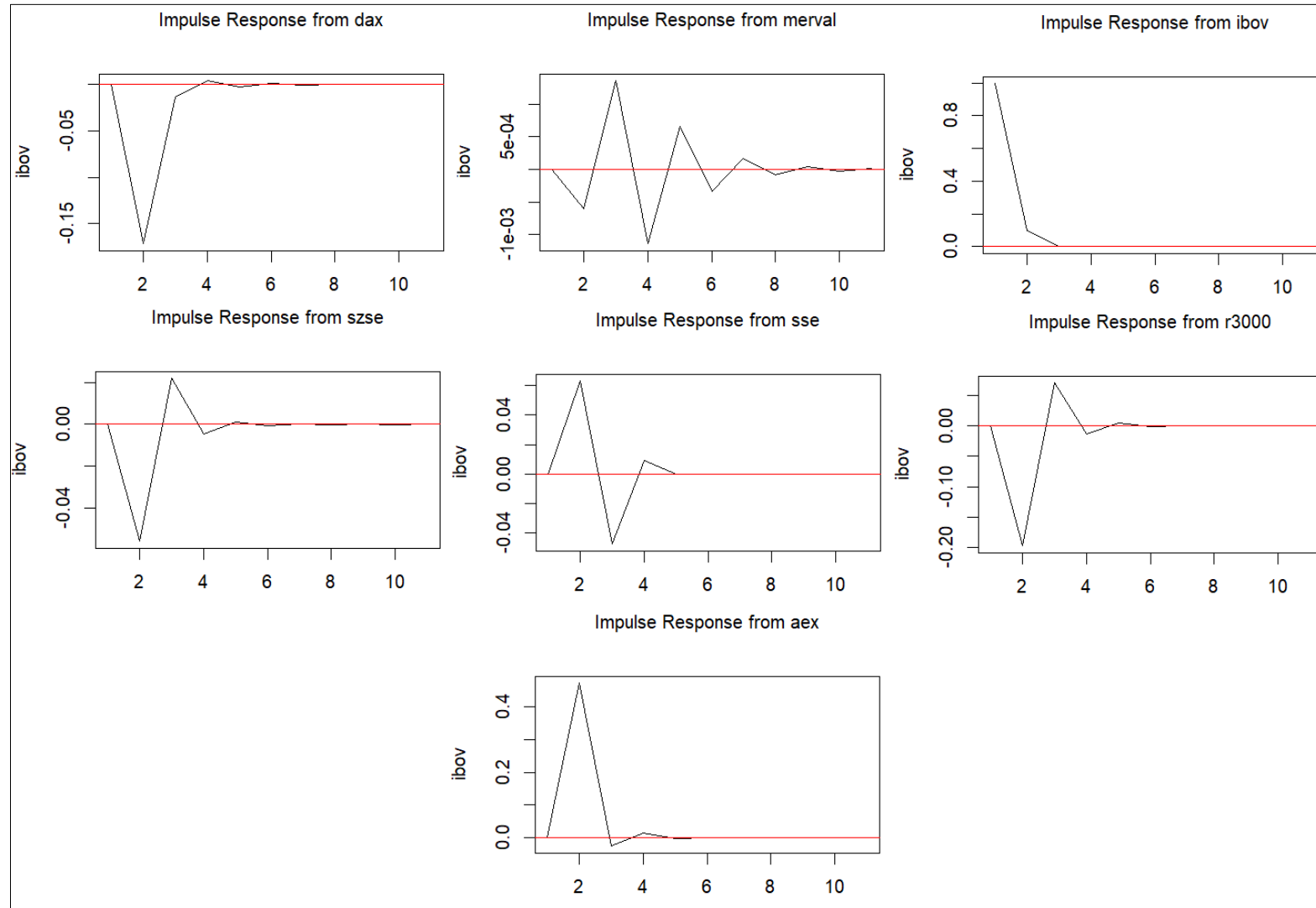
Fonte: elaboração própria.

As estimativas apontam, a um nível de 5% de significância, que índices como o Russell3000 e o Aex, com um período de defasagem, interferem no índice Ibov. Por um lado, uma alteração de 1% no índice Russell3000 provocaria uma alteração de -0,19%, enquanto, com relação ao índice Aex, essa relação é positiva, 0,48%. As demais variáveis do modelo não se apresentaram significativas.

Esses resultados corroboram aos achados de Ferreira (2012), que verificou covariância entre o mercado americano (S&P500) e o brasileiro, em período pós-crise do Subprime. Porém, o autor indica que a covariância foi maior no período de crise, e estabeleceu a níveis pré-crise no período pós-crise.

A Figura 5 ilustra as funções de impulso-resposta para o modelo. Os resultados apontam que a partir do quarto período (quarto dia) as variáveis se estabilizam das oscilações positivas e negativas.

Figura 5 - Função Impulso-Resposta VAR(1) Período Pós-crise.



Fonte: Elaboração própria.

Em sequência, a Tabela 11 ilustra a influência dos demais mercados financeiros na variância do mercado brasileiro. No período pós-crise, a maior parte da variância é explicada pela própria variável, seguido pelo Dax e Merval. Por outro lado, o mercado americano só apresentou alguma relevância a partir do segundo período.

Tabela 11 - Decomposição da variância Ibov

Dias	Ibov	Dax	Merval	Szse	Sse180	R3000	Aex
1	0.922253	0.071356	0.006391	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.864931	0.074859	0.005957	0.000001	0.002434	0.013111	0.038706
3	0.860278	0.074952	0.006383	0.000052	0.003143	0.016593	0.038599
4	0.859760	0.074911	0.006808	0.000054	0.003170	0.016686	0.038612
5	0.859621	0.074899	0.006952	0.000054	0.003170	0.016696	0.038608
6	0.859585	0.074896	0.006992	0.000055	0.003170	0.016696	0.038607
7	0.859576	0.074895	0.007002	0.000055	0.003170	0.016697	0.038606
8	0.859573	0.074895	0.007005	0.000055	0.003170	0.016697	0.038606
9	0.859573	0.074895	0.007006	0.000055	0.003170	0.016697	0.038606
10	0.859572	0.074895	0.007006	0.000055	0.003170	0.016697	0.038606

Fonte: Elaboração própria.

Resultados semelhantes foram observados por Marschner *et al.* (2021) em análise a crise do Subprime. Os autores argumentam que a decomposição da variância indica que a maior parte dos desvios voltaram a ser explicados pelo próprio mercado. E, o mercado americano apresenta aproximadamente 0,07% de influência no mercado brasileiro. Ao passo que, esse resultado aponta para fato de o mercado americano manter influências sobre as demais bolsas analisadas, apesar de reduzido.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente trabalho teve por objetivo analisar o efeito contágio da crise gerada pela Covid-19 no mercado financeiro brasileiro, e de modo específico: mensurar a integração dos mercados financeiros em período pré-crise, crise e pós-crise; comparar os níveis de interdependência nos diferentes períodos; e avaliar as relações de curto e longo prazo entre os mercados financeiros. Desse modo, essa integração foi estimada através de um modelo VAR, com funções de impulso-resposta e decomposição da variância dos erros de previsão.

Os resultados indicam que nas diferentes amostras utilizadas (período inteiro, pré-crise, crise e pós-crise) há influências dos demais mercados sobre o mercado brasileiro, especialmente do mercado americano, alemão, argentino, e também holandês, além dele mesmo em período defasado. Com base na decomposição da variância foi possível observar a intensificação da influência dos demais países sobre o mercado financeiro brasileiro em período de crise.

Evidentemente, percebe-se que os mercados estão cada vez mais integrados, seja pelas relações comerciais, rapidez da informação e a facilidade de fluxo financeiro. Ao passo que, os investidores têm diversificado seus investimentos globalmente, ou seja, os investidores não têm se limitado ao mercado financeiro brasileiro, diversificando seu risco através de investimentos em ativos internacionais.

Os resultados apresentados contribuem para o desenvolvimento da literatura acerca de efeito contágio e traz evidências acerca do efeito em mercados emergentes, caso do Brasil, assim como, amplia a análise de uma crise que fora originada a partir de uma crise sanitária global. Embora os resultados tenham demonstrado consistência, pode-se destacar que o estudo apresenta limitações, especialmente relacionados ao recorte temporal da amostra e a limitação a alguns mercados financeiros e índices mais representativos ao Brasil.

Desse modo, para estudos futuros relacionais ao efeito contágio no mercado financeiro brasileiro, sugere-se a utilização de uma amostra temporal mais ampla, possibilitando analisar diferentes períodos de crise, a exemplo de uma comparação da crise da Covid-19 com a crise do Subprime, ambas originadas por motivos distintos.

REFERÊNCIAS

- ALMEIDA, A. T. C.; FRASCAROLI, B, F.; CUNHA, D. R. Medidas de risco e matriz de contágio: uma aplicação do CoVaR para o mercado financeiro brasileiro. **Brazilian Review of Finance**, v. 10, n. 4, p. 551-584, 2012.
- BUENO, R. de L. da S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CALDARELLI, C. E; CAMARA, M. R; BACCHI, M. R. Análise da Interdependência dos mercados de soja e milho no Brasil e Paraná: uma aplicação da metodologia VEC. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL. 47., 2009, Porto Alegre. Anais... Porto Alegre: SOBER, 2009.
- CARDOSO, G. F. et al. Análise da volatilidade e efeito contágio dos países da América Latina. **Revista Ibero-Americana de Estratégia**, v. 19, n. 4, p. 41-57, 2020.
- CARVALHO NETO, A. S. de. **O efeito contágio no período de crise global sobre os ativos do Brasil**: uma aplicação do Heat Index e de modelos de vetores autorregressivos. 2013. 41 f. TCC (Graduação em Ciências Econômicas) - Universidade Federal do Ceará, Faculdade de Economia, Administração, Atuária e Contabilidade, Fortaleza-CE, 2013. Disponível em: https://repositorio.ufc.br/handle/riufc/32520?locale=pt_BR. Acesso em: 15 Ago. 2022.
- COSTA, A. S. C. da. **O efeito de contágio (spill-over) entre os mercados bolsistas**. Tese de mestrado (Mestrado em Finanças), Lisboa: ISCTE, 2009. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10071/1833>>. Acesso em: 15 jan. 2021.
- DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**: journal of the Econometric Society, p. 1057-1072, 1981.
- DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: How it spreads and how it can be stopped. **World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177-197, 2000.
- EISFELD, C. L.; BITTENCOURT, M. V. L.; ALMEIDA, A. N.; SOUZA, V.S. Análise do Mercado externo da indústria papelreira no estado do Paraná através do modelo de vetores auto-regressivos (VAR). In: Encontro de Economia Paranaense, 5., 2007, Curitiba. Anais... Curitiba: UFPR, 2007. Disponível em: <http://www.ecopar.ufpr.br/artigos/a7_078.pdf>. Acesso em: 16 jan. 2021.
- ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. 1. ed. New York: John Wiley & Sons, 1995.
- FERNANDES, N. Economic Effects of Coronavirus Outbreak (COVID-19) on the World Economy. **IESE Business School Working Paper**. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3557504>. Acesso em: 15 jan. 2021.
- FERRARI FILHO, F.; DE PAULA, L. F. **Globalização financeira**: ensaios de macroeconomia aberta. Editora Vozes, 2004.
- FERREIRA, D. M.; MATTOS, L. B. O Efeito Contágio da Crise do Subprime no Mercado Acionário Brasileiro. In: Encontro Nacional de Economia, 40, 2012, Porto de Galinhas. **Anais...ANPEC**, 2012. Disponível em: <<https://diamantina.cedeplar.ufmg.br/portal/download/diamantina-2014/o-contagio-da-crise-do-subprime-no-mercado-acionario-brasileiro.pdf>>. Acesso em: 5 mai. 2022.
- FERREIRA, D. M. **O efeito contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro**. 2012. 122 f. Dissertação (Mestrado em Economia e Gerenciamento do

Agronegócio; Economia das Relações Internacionais; Economia dos Recursos) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2012.

FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 5, p. 2223-2261, 2002.

GUILHERME, G. “Mercado está precificando pandemia global”. **Exame** [26/02/2020]. Disponível em: <www.exame.abril.com.br>. Acesso em: 15 jan. 2021.

MARKOWITZ, H. Portfolio Selection. **Journal of Finance**, v.7, n.1, p.77-91, mar., 1952.

MARSCHNER, P. F.; CERETTA, P. S.; SOUZA, A. M.; DE LIMA, L. G. Contágio financeiro e interdependência entre mercados da América Latina e Estados Unidos. In: Congresso UFSC de controladoria e finanças, 10, 2020.

MENDES, R. I. L. **O Efeito de contágio Financeiro da Crise do Subprime**: Comparação Entre Países do Sul e do Norte da Europa. 2021. Tese de Doutorado. Instituto Politecnico do Porto (Portugal). Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10400.22/18989>>. Acesso em: 20 out. 2022.

MILKEN, M. A. **Volatilidade no mercado acionário brasileiro**: governança corporativa e efeito contágio. Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Uberlândia, Programa de Pós-Graduação em Administração, 2017.

NUNES, C. A. P. Impactos da Covid-19 nos índices bolsistas. 2022. Dissertação (Mestrado em Gestão). Universidade de Évora, Évora. Disponível em: <<http://hdl.handle.net/10174/31715>>. Acesso em: 20 out. 2022.

PAIXÃO, J. J. B. Efeito Contágio nos Mercados Bolsistas: EUA e Reino Unido versus BRIC'S. Dissertação (Mestrado em Finanças e Fiscalidade), Universidade do Porto, 2012. Disponível em: https://sigarra.up.pt/fep/pt/pub_geral.pub_view?pi_pub_base_id=25244. Acesso em: 15 ago. 2022.

PERICOLI, M.; SBRACIA, M. A primer on financial contagion. **Journal of economic surveys**, v. 17, n. 4, p. 571-608, 2003.

PEROBELLI, F. F. C.; VIDAL, T. L.; SECURATO, J. R. Avaliando o efeito contágio entre economias durante crises financeiras. **Estudos Econômicos** (São Paulo), v. 43, n. 3, p. 557-594, 2013.

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

SENHORAS, E. M. Novo Coronavírus e seus impactos econômicos no mundo. **Boletim de conjuntura (BOCA)**, v. 1, n. 2, p. 39-42, 2020.

SILVA, R. A. et al. Efeito Contágio entre a Produção Industrial Brasileira e as Principais Economias Mundiais. **Revista Contabilidade e Controladoria**, v. 9, n. 1, 2017b.

SILVA, R. A. et al. EFEITO CONTÁGIO NOS MERCADOS FINANCEIROS: LEVANTAMENTO SOBRE A PRODUÇÃO CIENTÍFICA NA BASE DO SCOPUS. **Revista UNEMAT de Contabilidade**, v. 5, n. 10, 2017a. <https://doi.org/10.30681/ruc.v5i10.1376>

SILVA, R. A.; CORONEL, D. A.; SILVA, M. L. Efeito contágio no mercado financeiro brasileiro. **Revista Capital Científico**, v. 14, n. 3, p. 09-25, 2016.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, p. 1-48, 1980.

SOUSA, M. O. M. de. **A crise norte-americana do subprime: medindo o contágio para os BRICS.** Tese de Doutorado. Universidade de São Paulo. 2011. Disponível em: <[MarianaOrsiniMachadodeSouza.pdf \(usp.br\)](#)>. Acesso em: 15 Ago. 2022.

SOUTO, G. G. **Análise de contágio entre mercados financeiros do Brasil e países da América do Sul de 2011 a 2016.** Dissertação (Mestrado) -- Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Faculdade de Ciências Econômicas, Programa de Pós - Graduação em Economia, Porto Alegre, BR-RS, 2016.

STIGLITZ, J. E. et al. **Stability with growth: macroeconomics, liberalization and development.** Oxford University Press, 2006.

TAKADA, L. H. **Contágio financeiro na pandemia de Covid-19.** 2021. Trabalho de conclusão de curso (Ciências Econômicas) - Universidade Federal de São Paulo - Escola Paulista de Política, Economia e Negócios, Osasco, 2021.

VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, p. 608-627, 2012.

WOOLDRIDGE, J. **Introdução à Econometria** – uma abordagem moderna. 4. ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos. IBOV, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/%5EBVSP/history?p=%5EBVSP>. Acesso em: 19 jan. 2023a.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos. DAX, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/%5EGDAXI/history?p=%5EGDAXI>. Acesso em: 19 jan. 2023b.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos. SSE COMPOSITE INDEX, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/000001.SS/history?p=000001.SS>. Acesso em: 19 jan. 2023c.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos. SHENZHEN INDEX, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/399001.SZ/history?p=399001.SZ>. Acesso em: 19 jan. 2023d.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos, RUSSELL 3000, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/%5ERUA/history?p=%5ERUA>. Acesso em: 19 jan. 2023e.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos, AEX, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/%5EAEX/history?p=%5EAEX>. Acesso em: 19 jan. 2023f.

YAHOO FINANÇAS. Dados Históricos, Merval, Yahoo Finance. Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/M.BA/history?p=M.BA>. Acesso em: 19 jan. 2023g.