

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

Efeito contágio dos índices *S&P 500* e *Nasdaq* sobre o índice IBrx 100

Fernando Donadon Pavanelli

Orientador: Ricardo Dias de Oliveira Brito

São Paulo

2021

FERNANDO DONADON PAVANELLI

EFEITO CONTÁGIO DOS ÍNDICES S&P 500 E NASDAQ SOBRE O ÍNDICE IBRX

100

Monografia apresentada ao Programa de Graduação em Economia do departamento de Economia da Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade da Universidade de São Paulo como requisito parcial para a obtenção da graduação em economia.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

SÃO PAULO

2021

FICHA CATALOGRÁFICA

Pavanelli, Fernando Donadon

Efeito contágio dos índices S&P 500 e Nasdaq sobre o índice IBrx – São Paulo, 2021.

25 páginas

Área de concentração: Finanças – Modelos econométricos.

Orientador: Prof. Dr. Ricardo Dias de Oliveira Brito

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

1. Efeito Contágio; 2. IBrx 100; 3.S&P 500

Dedico este trabalho à minha família, que tanto me apoiou em toda a minha vida e possibilitou que o meu ingresso na Universidade de São Paulo fosse possível. Em especial à minha mãe, que sacrificou a própria vida em prol do meu estudo e infelizmente, por poucos meses, não conseguiu ver esse sonho ser realizado.

AGRADECIMENTOS

Ao Professor Doutor Ricardo Dias de Oliveira Brito pela excepcional assistência durante a elaboração desse trabalho.

Aos meus colegas de curso que tornaram prazeroso todo o período da graduação.

Resumo

No cenário atual de aumento da integração comercial e financeira do Brasil com o resto do mundo, esta monografia visa examinar e quantificar o efeito-contágio dos índices S&P 500 e Nasdaq sobre o índice IBrx 100 através do uso das funções impulso resposta e do Teste de Causalidade de Granger obtidos através do modelo de vetores autoregressivos (VAR). Os resultados das funções impulso resposta obtidas através do modelo VAR indicam a existência de efeito contágio nos primeiros meses do choque na variação do S&P 500 e na variação do Nasdaq na variação do IBrx, enquanto o Teste de Causalidade de Granger indica a inexistência de granger causalidade.

Palavras Chave: Efeito Contágio, IBrx, Nasdaq, S&P 500.

Classificação JEL: G15, C32, F36.

Abstract

Nowadays with the increasing of the commercial and financial integration between Brazil and the rest of the world, this monograph aims to examine and quantify the contagion effect of the S&P 500 and Nasdaq indexes on the index IBrx 100 through the use of impulse response functions and the Granger Causality Test obtained through the autoregressive vector model (VAR). The results of the impulse response functions obtained through the VAR model indicate the existence of a contagion effect in the first months of the shock in the S&P 500 variation and in the Nasdaq variation in the IBrx variation, while the Granger Causality Test indicates the inexistence of granger causality.

Keywords: Contagion effect, IBrx, Nasdaq, S&P 500.

JEL Classification: G15, C32, F36.

Sumário

1. Introdução.....	7
2. Revisão de literatura.....	8
3. Metodologia	11
4. Descrição da amostra	14
5. Resultados	17
6. Conclusões	20
Referências	21
Apêndice A — Testes de estacionariedade das variáveis na 1ª diferença	25

1. Introdução

O presente trabalho visa verificar a existência de contágio entre os principais índices acionários norte-americanos (Índice Nasdaq e Índice S&P 500) sobre o índice amplo brasileiro IBrx 100.

Visto que as funções impulso resposta do modelo de vetores autorregressivos (VAR) e o Teste de Casualidade de Granger ainda não foram utilizados para a verificação do contágio entre o mercado acionário americano e brasileiro, esse artigo busca fazer essa nova contribuição à literatura. Além disso, dado que Campelo Jr., Sima-friedman, Ozyildirim, Lima e Picchetti (2013) classificam o preço das ações no Brasil como um indicador antecedente de atividade econômica, a identificação do contágio poderá ajudar a atuação dos *policy makers* em caso de um choque negativo no mercado acionário americano.

Do lado da literatura, as evidências em torno da existência do contágio não são convergentes. Forbes e Rigobon (2002) argumentam que não existe contágio, apenas interdependência entre mercados, visão distinta da expressa por Bae, Karolyi e Stulz (2003), King e Wadhwani (1990) e Hamao, Masulis e Ng (1990) quando encontraram evidência da existência do contágio. Já Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) e Baele (2005) indicam a existência tanto de contágio quanto de interdependência entre os mercados.

Visto a divergência existente na literatura e a importância do mercado acionário para anteceder a mudança no ciclo de negócios, esse trabalho objetiva verificar e, caso exista, quantificar o efeito contágio dos índices S&P 500 e Nasdaq sobre o Índice IBrx 100 durante o período compreendido entre 2002 e 2021. Para isso, utilizaremos a análise impulso-resposta de um modelo VAR (vetor autorregressivo) apresentada por Sims (1980), esse teste permite avaliar o comportamento do IBrx 100 dado um choque no S&P 500 ou no Nasdaq, e o teste de causalidade de Granger desenvolvido por Granger (1969) que permite avaliar se as informações do S&P 500 e do Nasdaq defasados um período melhoram a previsão do IBrx contemporâneo.

Os resultados dessa pesquisa são ambíguos, as funções impulso resposta indicam a existência de efeito contágio no curto prazo, porém não há evidências de que a variação do S&P 500 e do Nasdaq Granger causam variação no IBrx.

Além desta introdução, esse artigo apresenta a revisão de literatura na próxima seção. A seção 3 descreve a metodologia utilizada, enquanto a descrição dos dados se encontra na seção 4. Os resultados são descritos na seção 5 e, por fim, a última seção conclui.

2. Revisão de literatura

A definição de efeito contágio ainda é um ponto controverso na literatura econômica, sendo o evento definido de diversas formas. Visto essa dificuldade na definição, Pericolli e Sbracia (2003) revisaram a literatura. Apresentamos abaixo as duas definições relevantes para nossa pesquisa compiladas por Pericolli e Sbracia (2003).

A 1ª definição de efeito contágio relevante a este artigo selecionada por Pericolli e Sbracia (2003) segue o conceito contágio elaborado por Dornbusch, Park e Claessens (2000) que definem contágio como “aumento significativo dos vazamentos entre mercados depois de um choque em um país individual (ou em um grupo de países)” (DORNBSUCH, PARK e CLAESSENS, 2000, tradução nossa). A definição de Dornbusch, Park e Claessens (2000) foi complementada por Kaminsky, Reinhart e Végh (2003) delimitaram o contágio somente ao transbordo da volatilidade que ocorre “em questão de horas ou dias” (KAMINSKY, REINHART E VÉGH, 2003, tradução nossa).

Já a 2ª definição de efeito contágio pertinente a este trabalho “O contágio é um aumento significativo nos movimentos de preços e quantidades entre os mercados, condicionado à ocorrência de uma crise em um mercado ou grupo de mercados” (PERICOLLI E SBRACIA, 2003, tradução nossa) segue o pensamento de Forbes e Rigobon (2002), King e Wadhwani (1990), Kodres e Pritsker (2002) e Corsetti, Pericoli e Sbracia (2005) que definem contágio como um aumento da correlação usual entre os ativos em momentos de crise.

Sobre a razão pela existência do contágio, Kaminsky, Reinhart e Végh (2003) analisaram a literatura e compilaram as causas do contágio em três categorias (comportamento de rebanho, ligações comerciais e ligações financeiras).

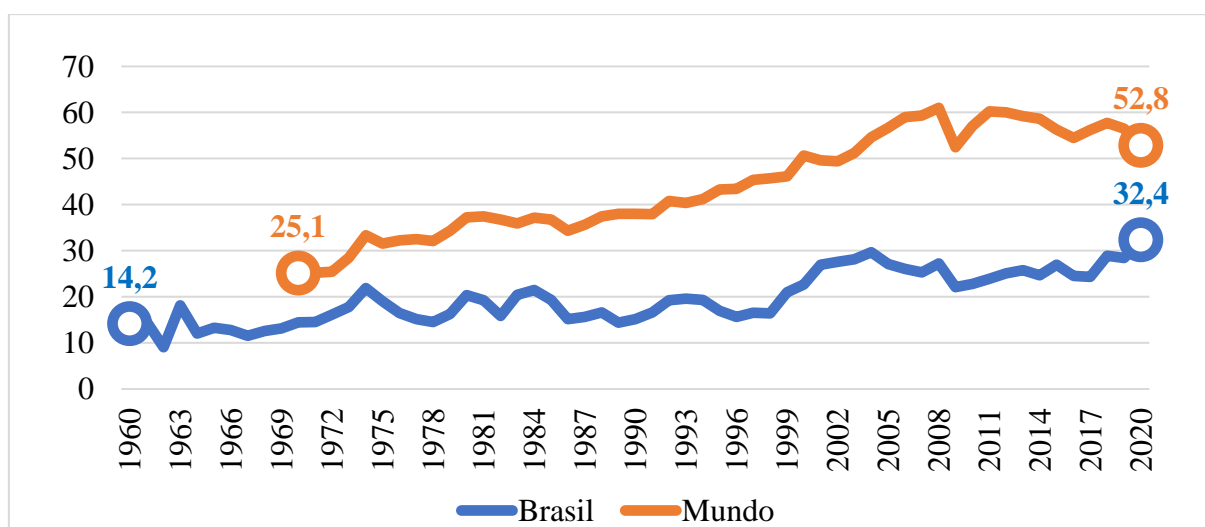
Em relação ao comportamento de rebanho, o maior expoente teórico é o modelo desenvolvido por Banerjee (1992) em que a 1ª pessoa a tomar a decisão de escolha do ativo é seguida pelas seguintes, mesmo que as informações privadas das seguintes indiquem uma escolha diferente da feita pela 1ª. Essa classe de modelo ajuda a explicar o efeito contágio resultante de um choque idiossincrático em um país. Além de Banerjee (1992), Scharfstein e Stein (1990) e Shiller (1995) também fornecem bases teóricas para a existência do comportamento de rebanho. Do lado da evidência empírica, podemos citar que o trabalho de Bayer, Mangum e Roberts (2021), em que os autores encontraram evidência de aumento da probabilidade do indivíduo i comprar um ativo A em t se o indivíduo $j \neq i$ comprar o mesmo ativo A em $t-1$.

A associação do contágio com as ligações comerciais entre os países foi feita por Glick e Rose (1999) ao regrediram uma *dummy* indicadora se o país i foi contagiado pela crise ($Crisis_i$) contra a relação comercial entre o país i e o país de origem da crise ($Trade_i$) e vetor de controle (M_i). Como o regressor de $Trade_i$ é estatisticamente diferente de 0, os autores concluíram a existência de efeito contágio através do comércio.

No que se refere a base teórica do contágio financeiro, Allen e Gale (2000) o explicam como um choque na preferência pela liquidez por investidores que detêm posições em diversos mercados pelo mundo. Assim, dado um choque no mercado i , os investidores liquidam suas posições nos mercados redor do mundo derrubando o preço dos ativos globalmente. Do lado empírico, Eagle, Ito e Lin (1990) encontraram evidências de contágio no mercado financeiro americano e japonês, enquanto Hamao, Masulis e Ng (1990) evidenciaram a existência de contágio do mercado acionário americano sobre o japonês e o britânico e do mercado britânico sobre o japonês.

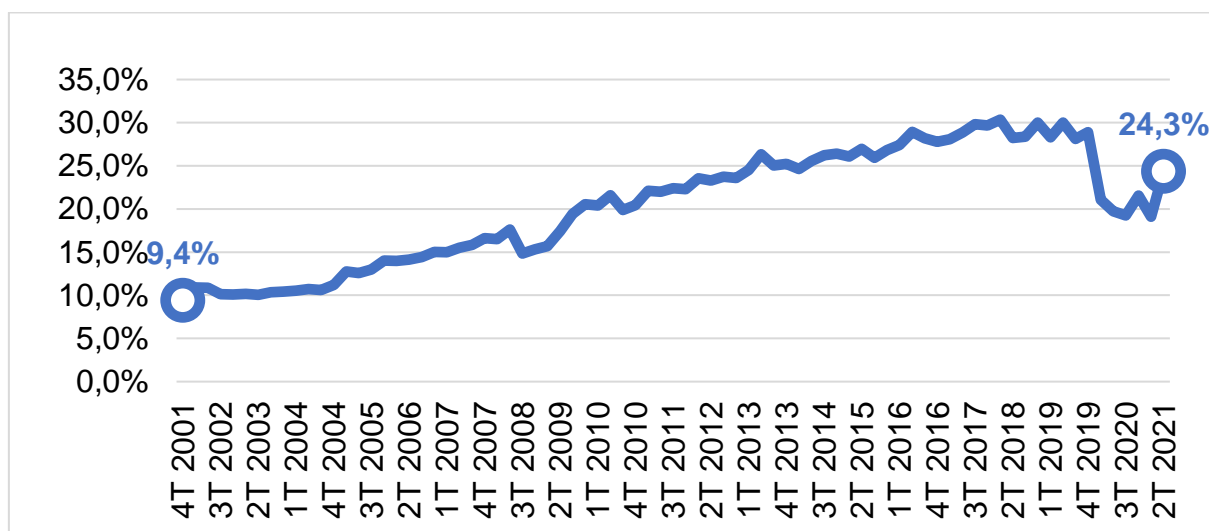
Visto que a existência do contágio depende da integração entre os países com o resto do mundo, plotamos no gráfico 1 a crescente integração comercial brasileira (medida pela razão entre comércio externo e PIB) e no gráfico 2 o, também crescente, estoque de investimento externo em ações no Brasil como porcentagem do valor de mercado do IBrx 100. Em razão da falta de um índice de comportamento de rebanho, não plotamos nenhum gráfico referente a este.

Figura 1 – Razão entre o fluxo de comércio exterior e o PIB



Fonte dos dados: Elaboração do autor com dados Banco Mundial (2021). Obs: Período das séries diverge por conta da falta de dados para o mundo antes de 1970.

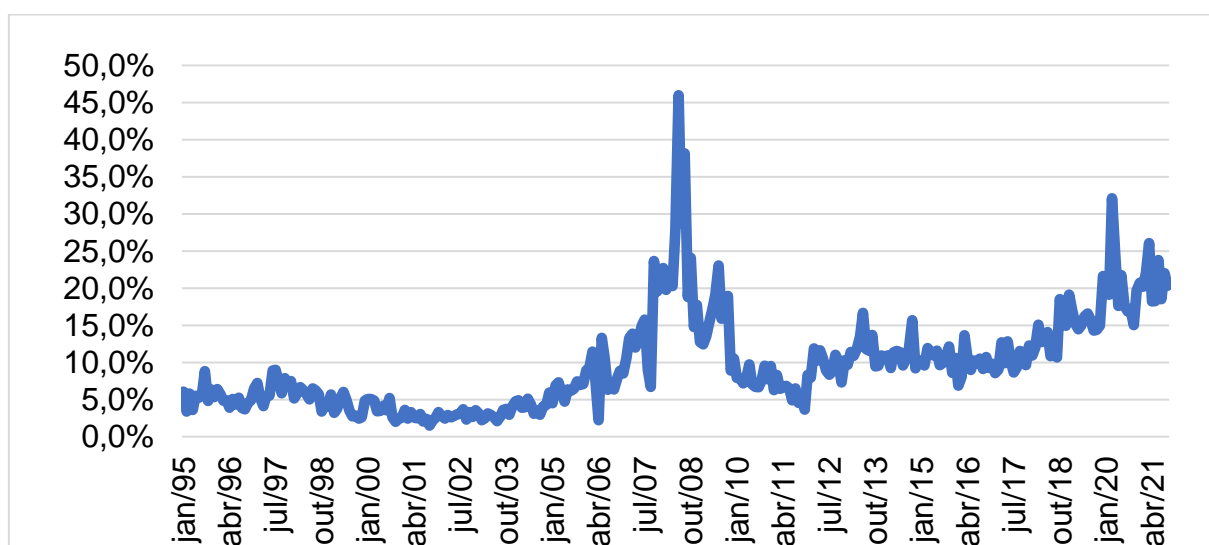
Figura 2 – Razão entre o IBrx e a carteira de investimentos estrangeiros em ações no Brasil



Fonte dos dados: Elaboração do autor com base nos dados do Banco Central do Brasil (2021) e da B3 (2021).

Um fato estilizado do efeito contágio pode ser observado no gráfico 3. Nele é possível constatar que em momentos de grande estresse na economia mundial como em 2008 (início da crise do *subprime* com a divulgação de prejuízo recorde do banco americano Lehman Brothers em junho de 2008 seguido de sua falência em setembro (UOL, 2018)) e 2020 (declaração da pandemia do COVID-19 pela Organização Mundial da Saúde (OMS, 2020)) há um aumento da volatilidade do investimento externo no mercado financeiro brasileiro.

Figura 3 – Razão entre o fluxo de investimento estrangeiro na carteira de ações doméstica e o PIB mensal estimado do Brasil



Fonte dos dados: Elaboração do autor com base nos dados do Banco Central do Brasil (2021).

Para a mensuração do efeito contágio, a literatura existente propõe diversas metodologias. Baig e Goldfajn (1999) utilizaram um modelo VAR controlando pelas especificidades de cada país e, através de funções impulso resposta, encontraram evidência de contágio no mercado acionário asiático desencadeado pelo colapso do baht tailandês no final da década de 1990.

Semelhante a Baig e Goldfajn (1999), Cashin, Kumar e McDermott (1995) utilizaram a função impulso resposta obtida a partir de um modelo VAR para medir o contágio entre o mercado acionário de diversos países. Como resultado, Cashin, Kumar e McDermott (1995) evidenciam que apesar de haver efeito contágio, ele ocorre somente no curto prazo e os choques são dispersados em questão de meses. Dungey, Milunovich e Thorp (2010) também encontraram evidência de contágio entre o mercado coreano e de Hong Kong utilizando funções impulso resposta.

Metodologia diferente das utilizadas pelos autores acima, o Teste de Causalidade de Granger foi utilizado por Billio, Getmansky, Lo e Pelizzon (2012) para atestar o efeito contágio entre as ações de diferentes instituições financeiras. Usaremos essa mesma metodologia para avaliar o efeito contágio entre os índices acionários americanos e brasileiro. Já Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2014) encontraram evidência de contágio entre títulos soberanos utilizando o Teste de Causalidade de Granger.

No presente artigo, iremos analisar o efeito contágio entre o mercado acionário americano e o brasileiro empregando a metodologia VAR para análise das funções impulso resposta — como feito por Cashin, Kumar e McDermott (1995), Baig e Goldfajn (1999) e Dungey, Milunovich e Thorp (2010) — e o Teste de Casualidade de Granger — nos moldes da análise de Billio, Getmansky, Lo e Pelizzon (2012) e Gómez-Puig e Sosvilla-Rivero (2014).

3. Metodologia

O primeiro passo foi realizar a análise da estacionariedade das séries já deflacionadas (IPCA para o IBrx 100 e PCE para o S&P 500 e o Nasdaq) e, no caso do IBrx 100, convertida em dólar pela Ptax fornecida pelo BCB (2021).

Conforme o apêndice A, as séries são estacionárias na 1ª diferença (Testes ADF e Ng-Perron), logo a descrição das séries realizadas na seção seguinte (estatísticas descritivas e

funções de autocorrelação e autocorrelação parcial) foi feita com todas as séries na 1ª diferença. Após a descrição das séries, seguimos para a estimação do modelo.

De acordo com a literatura de efeito contágio, optamos por estimar um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Utilizaremos a função impulso resposta do modelo VAR proposta por Sims (1980) para estimar o efeito contágio da D(S&P) — 1ª diferença do S&P 500 — e da D(Nasdaq) — 1ª diferença do Nasdaq — sobre a D(IBrx) — 1ª diferença do IBrx 100. O modelo é construído como um sistema de equações que são dependentes entre elas através de suas defasagens (BUENO,2011). O modelo VAR que será estimado está descrito abaixo.

$$D(IBrx_t) = \alpha_1 + \sum_0^h \beta_{11h} D(S\&P_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{12h} D(Nasdaq_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{13h} D(S\&P_{t-h}) + \epsilon_{1t} \quad (1)$$

$$D(S\&P_t) = \alpha_2 + \sum_0^h \beta_{21h} D(S\&P_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{22h} D(Nasdaq_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{23h} D(S\&P_{t-h}) + \epsilon_{2t} \quad (2)$$

$$D(Nasdaq_t) = \alpha_3 + \sum_0^h \beta_{31h} D(S\&P_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{32h} D(Nasdaq_{t-h}) + \sum_0^h \beta_{33h} D(S\&P_{t-h}) + \epsilon_{3t} \quad (3)$$

Em que:

$D(IBrx_t)$ é a 1ª diferença do IBrx no período t;

$D(Nasdaq_t)$ é a 1ª diferença do Nasdaq no período t;

$D(S\&P_t)$ é a 1ª diferença do S&P500 no período t;

$\alpha_1, \dots, \alpha_3$ são os interceptos;

$\beta_{11h}, \dots, \beta_{33h}$ são os parâmetros; e

$\epsilon_{1t}, \dots, \epsilon_{3t}$ são resíduos.

h é a defasagem

A primeira etapa para a estimação do modelo VAR foi impor arbitrariamente um ordenamento das variáveis para decomposição de Cholesky. A forma como é feita a ordenação é importante pois é nesse momento que definimos quais variáveis afetam as outras

contemporaneamente (efeito feedback) (BUENO,2011), logo a ordenação define a forma da curva da função impulso resposta. A ordenação é feita da variável “menos endógena” para a “mais endógena”, dessa forma optamos por ordenar as variáveis de acordo com seu valor de mercado (D(S&P), seguido de D(Nasdaq) e por último D(IBrx)).

O próximo passo na estimação de um VAR foi definir a ordem p da defasagem do modelo. Para isso, utilizamos os critérios de informação Akaike information criterion (AIQ), Bayesian information criterion (BIQ) e o Hannan–Quinn (HQ) e escolhemos o que apresentar o menor valor (BUENO,2011). Vale citar que, de acordo com os testes de raiz unitária, as séries não apresentam tendência na primeira diferença, logo utilizamos um modelo somente com constante para o cálculo dos critérios de informação.

Após a definição da defasagem, estimamos o modelo VAR utilizando o estimador HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*) proposto por Newey–West (1987), utilizando o kernel de Bartlett (1950) para os erros padrão do modelo serem consistentes mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos.

Com o modelo estimado, analisamos as raízes do polinômio para saber se nosso modelo é estável e, portanto, não “explodirá” à medida que t tenda a infinito.

Tendo a certeza de que o modelo é estável, prosseguimos para a análise das funções impulso resposta. As funções impulso resposta simulam o comportamento do D(IBrx) em função de um choque em D(S&P) e D(Nasdaq) e são importantes para analisarmos como choques no mercado acionário americano se propagam sobre o D(IBrx).

Já o teste de Causalidade de Granger será utilizado para estimar se D(S&P) e D(Nasdaq) Granger causam D(IBrx), apesar de estarmos cientes da limitação do teste quando realizado para mais de duas variáveis pois o teste não é capaz de assimilar o efeito indireto entre as variáveis, ou seja, o efeito de uma variável na outra através de uma terceira variável (BUENO,2011), consideramos que o teste pode fornecer importantes *insights* sobre o contágio de curto prazo (BILLIO, GETMANSKY, LO E PELIZZON, 2012). A ideia central do teste é avaliar se os valores defasados de D(S&P) e D(Nasdaq) ajudam a prever o valor de D(IBrx) um período a frente.

4. Descrição da amostra

Utilizamos as séries dos índices IBrx 100, S&P 500 e Nasdaq entre 2002 e 2020. Como as séries IBrx 100, Índice S&P 500 e Índice NASDAQ estão em valores nominais e a inflação brasileira (medida pelo IPCA) e a inflação americana (medida pelo PCE) diferem, necessitamos deflacionar as séries para trabalharmos com valores comparáveis.

Além de deflacionarmos a série, mudamos a base para que o valor dos 3 índices em janeiro de 2002 fosse igual a 100.

Utilizaremos a metodologia X-13ARIMA-SEATS disponibilizada pelo United States Census Bureau (2013) para a análise da sazonalidade das séries e constatamos que as séries IBrx, S&P e Nasdaq não possuem componente sazonal¹.

Para a análise da estacionariedade utilizamos o Teste ADF (DICKEY AND FULLER, 1979) adotando o critério de informação de Schwarz (1978) por ser consistente assintoticamente e parcimonioso (BUENO, 2011) e o Ng-Perron (NG E PERRON, 2001) empregando a janela de Parzen (1962) e selecionando o tamanho da janela usando o procedimento de Newey e West (1987) (BUENO, 2011). A escolha dos testes se deu pela melhor performance do ADF para um menor de valor de ϕ e maior performance do Ng-Perron quando $\phi \rightarrow 1$. (ARLTOVÁ e FEDOROVÁ, 2016)

Como as séries não são estacionárias em nível², utilizaremos a 1ª diferença de IBrx, denominada D(IBrx), a 1ª diferença de S&P, denominada D(S&P), e a 1ª diferença de Nasdaq, denominada D(Nasdaq)³.

Segundo a B3 (2021), o IBrx100 é uma carteira teórica com vigência de 4 meses cujos meses iniciais são janeiro, maio e setembro de cada ano. O índice é classificado como um “índice de retorno total” e dessa forma incorpora não só o preço das ações como os dividendos distribuídos pelas empresas. O peso de cada companhia é dado pelo valor de mercado dos seus ativos “*free float*” (B3, 2021). Ainda segundo a B3 (2021), os critérios de elegibilidade para o índice são:

- 4.1 Estar entre os ativos elegíveis que, no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores, em ordem decrescente de Índice de Negociabilidade (IN), ocupem as 100 primeiras posições (ver Manual de Definições e Procedimentos

¹ Os testes de sazonalidade podem ser solicitados ao autor.

² Os testes de raiz unitária em nível podem ser solicitados ao autor.

³ Para os testes de raiz unitária das variáveis na 1ª diferença, veja o Apêndice A

dos Índices da B3).

4.2 Ter presença em pregão de 95% (noventa e cinco por cento) no período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores.

4.3 Não ser classificado como “Penny Stock” (ver Manual de Definições e Procedimentos dos Índices da B3).

Um ativo que seja objeto de Oferta Pública realizada durante o período de vigência das 3 (três) carteiras anteriores ao rebalanceamento será elegível, mesmo sem estar listado todo o período, desde que:

- a) a Oferta Pública de distribuição de ações ou units, conforme o caso, tenha sido realizada antes do rebalanceamento imediatamente anterior;
- b) possua 95% (noventa e cinco por cento) de presença desde seu início de negociação;
- c) atenda cumulativamente aos critérios 4.1 e 4.3. (B3, 2021)

O IPCA é índice inflação utilizado como meta oficial de inflação no Brasil. Segundo o IBGE (2021):

“o IPCA abrange as famílias com rendimentos de 1 a 40 salários-mínimos, qualquer que seja a fonte, residentes nas áreas urbanas das regiões de abrangência do SNIPC, as quais são: regiões metropolitanas de Belém, Fortaleza, Recife, Salvador, Belo Horizonte, Vitória, Rio de Janeiro, São Paulo, Curitiba, Porto Alegre, além do Distrito Federal e dos municípios de Goiânia, Campo Grande, Rio Branco, São Luís e Aracaju.” (IBGE, 2021)

A Taxa de câmbio oficial (PTAX) é calculada pelo Banco Central do Brasil através da média das taxas consultadas junto aos dealers de câmbio entre 10h e 10h10; 11h e 11h10; 12h e 12h10; e 13h e 13h10 sendo excluídas as duas maiores e as duas menores cotações fornecidas (BCB, 2010).

A Standard&Poors (2021) define que o S&P 500 “(...) mede o desempenho do segmento de alta capitalização (large cap) do mercado. Considerado como representante do mercado de renda variável, o índice é composto por 500 empresas” e “abrange aproximadamente 80% da capitalização de mercado disponível”. São elegíveis ao S&P 500 somente ações ordinárias de companhias americanas e REITs (*Real Estate Investment Trust*) que cumpram os requisitos abaixo (STANDARD&POORS, 2021):

1. Apresenta relatórios 10-K anuais.

2. A parte dos ativos imobilizados e receitas decorrente dos EUA representa a maioria do total, mas não precisa ultrapassar 50%. Quando esses fatores estão em conflito, os ativos fixos determinam a maioria. As receitas definem a maioria quando a informação dos ativos é incompleta. As informações de receitas e ativos fixos por segmento geográfico são determinadas pela empresa, conforme relatado em suas apresentações anuais.

3. A listagem primária deve ser em uma bolsa americana elegível conforme descrito na seção Listagem em Bolsas de Valores. (Standard&Poors, 2021)

E sejam listadas nas seguintes bolsas de valores:

• NYSE • Cboe BZX • NYSE Arca • Cboe BYX • NYSE American • Cboe EDGA • NASDAQ Global Select Market • Cboe EDGX • NASDAQ Select Market • NASDAQ Capital Market (Standard&Poors, 2021).

O índice Nasdaq Composite Index abrange todas as ações ordinárias listadas na bolsa de valores Nasdaq (NASDAQ, 2021)

O PCE (*Personal Consumption Expenditures Price Index*) é o índice de inflação ao consumidor calculado pelo BEA (*Bureau of Economic Analysis*) acompanhado pelo *Federal Reserve*. (BEA,2021)

A tabela 1 apresenta as principais estatísticas descritivas das séries utilizadas, também nessa tabela, o p-valor do Teste de Jarque-Bera que deixa claro que as séries seguem uma distribuição normal ao nível crítico de 1%. Lembrando que utilizamos a série em 1ª diferença pois as originais são integradas de grau 1.

Tabela 1 — Estatísticas descritivas da das séries analisadas

Variável	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio Padrão	Assimetria	Curtose	P-valor Jarque-Bera
D(IBrx)	0,6	2,8	90,3	-140,1	33,3	-0,5	5,5	0,00
D(S&P)	0,6	0,9	23,2	-23,1	5,3	-0,3	7,2	0,00
D(Nasdaq)	1,6	1,9	47,7	-31,5	9,4	0,7	5,6	0,00

Fonte dos dados: Elaboração do autor com base nos dados da B3 (2021), do IBGE (2021), do BCB (2021) Yahoo Finance (2021) e do BEA (2021).

Já a tabela 2 abaixo apresenta as funções de autocorrelação e autocorrelação parcial das séries utilizadas. Pela tabela, fica claro que as séries não são definidas por suas defasagens ao nível crítico de 1%.

Tabela 2 — Funções de autocorrelação e autocorrelação parcial das séries analisadas

Variável	Defasagem	Autocorrelação	Autocorrelação Parcial	P-valor
D(IBrx)	1	0.130	0.130	0.048
	2	0.084	0.068	0.063
	3	0.043	0.025	0.113
D(S&P)	1	0.006	0.006	0.932
	2	-0.129	-0.129	0.145
	3	0.017	0.019	0.269
D(Nasdaq)	1	0.055	0.055	0.403
	2	-0.109	-0.112	0.178
	3	0.030	0.044	0.300

Fonte dos dados: Elaboração do autor com base nos dados da B3 (2021), do IBGE (2021), do BCB (2021) Yahoo Finance (2021) e do BEA (2021).

5. Resultados

Conforme mencionado na seção “Descrição dos Dados” as séries apresentam estacionariedade somente na 1ª diferença e não apresentam sazonalidade, logo todos os resultados abaixo são referentes as séries em 1ª diferença sem a inclusão de *dummy* sazonal.

O primeiro passo para construir o modelo de vetores autorregressivos (VAR) é a definição da defasagem do modelo, para isso utilizamos os critérios de informação Akaike information criterion (AIQ), Bayesian information criterion (BIQ) e o Hannan–Quinn (HQ). Bueno (2011) indica que deve ser escolhida a defasagem que apresentar o menor valor nos testes. A tabela 3 com os resultados dos critérios de informação indica que o modelo adequado para a análise é um VAR com as variáveis em uma defasagem (VAR(1)).

Tabela 3 — Escolha da defasagem do VAR

Defasagem	Critérios de Informação		
	AIC	BIC	HQC
1	20,947961*	21,192779*	21,047004*
2	20,98441	21,37612	21,14288
3	21,01143	21,55003	21,22932

Fonte dos dados: Elaborado pelo autor com dados do Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021). O asterisco indica a defasagem com menor valor de acordo com o critério de informação.

O modelo VAR também exige uma ordenação arbitrária da decomposição de Cholesky. A ordenação das variáveis é importante pois os resultados das funções impulso resposta que utilizaremos a seguir são dependentes dessa ordenação. Optamos por ordenar as variáveis pelo seu valor de mercado, sendo assim a ordenação da decomposição de Cholesky ficou: D(S&P), D(Nasdaq) e D(IBrx). Além disso, os erros padrão serão estimados através do estimador HAC (*heteroskedasticity and autocorrelation consistent*) para que sejam consistentes mesmo na presença de heterocedasticidade e autocorrelação dos resíduos

A tabela 4 apresenta os coeficientes estimados do modelo. Os coeficientes não significantes não apresentam motivo para preocupação já que a análise dos modelos VAR é feita através das funções impulso resposta e do Teste de Causalidade de Granger. Além disso, Bueno (2011) informa que grande parte dos modelos VAR não apresentam coeficientes significantes.

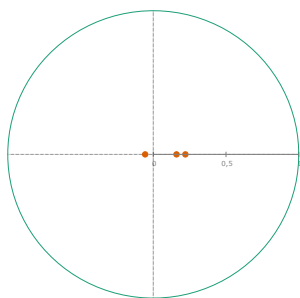
Tabela 4 — VAR(1)

Variável	Coeficiente	Estatística t	P-valor
Constante	0,891928	0,3806	0,7039
D(S&P)	1,09381	0,7433	0,4581
D(Nasdaq)	-0,636814	-0,9408	0,3478
D(IBrx)	0,112082	0,7332	0,4642

Fonte dos dados: Elaborado pelo autor com dados do Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021).

Para que nosso modelo VAR seja válido, é necessário que o modelo estimado seja estacionário. A estacionariedade é analisada através das raízes do polinômio. Conforme o gráfico 4 abaixo, todas as raízes são menores que 1, logo concluímos que o modelo é estável e não apresentará um *blow up* caso o número de períodos (t) tenda a infinito.

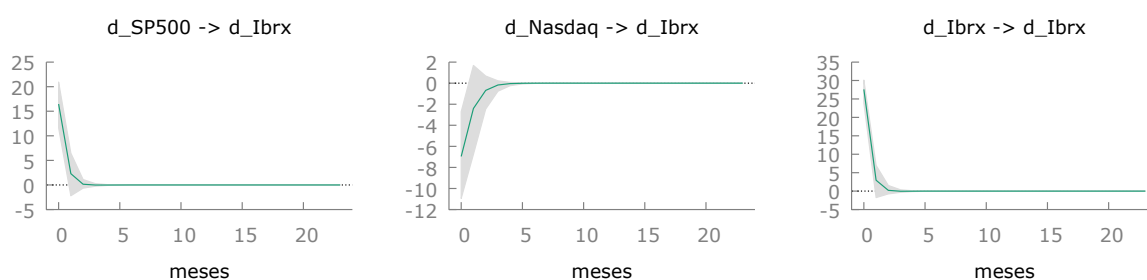
Figura 4 — Raízes em relação ao círculo unitário



Fonte dos dados: Elaborado pelo autor com dados do Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021).

O conjunto de gráficos impulso resposta apresentado na figura 5 tem como objetivo analisar o comportamento do $D(\text{IBrx})$ a um choque no $D(\text{S\&P})$ ou no $D(\text{Nasdaq})$. Caso haja uma relação de longo prazo entre as variáveis, um choque no $D(\text{S\&P})$ ou no $D(\text{Nasdaq})$ afetaria a variação do $D(\text{IBrx})$ durante um longo período, porém o que pode ser observado nos gráficos é que um choque no mercado acionário americano afeta o $D(\text{IBrx})$ somente nos primeiros meses, não desviando o $D(\text{IBrx})$ de sua tendência de longo prazo pois este volta a sua tendência logo no 5º mês após o choque. Concluimos assim que o mercado acionário americano só exerce efeito contágio no mercado acionário brasileiro até 5 meses depois do choque. Esse resultado de existência de efeito contágio somente no curto prazo está em linha com o encontrado por Cashin, Kumar e McDermott (1995) quando analisaram o contágio entre o mercado acionário americano e os mercados acionários da América Latina e Baig e Goldfajn (1999) quando analisaram o contágio entre os mercados asiáticos.

Figura 5 — Funções impulso resposta



Fonte dos dados: Elaborado pelo autor com dados do Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021). Área escurecida representa o intervalo de confiança a 95%.

Já o Teste de Causalidade de Granger visa identificar se uma variável Granger causa outra. Para isso ele analisa se as variáveis D(S&P) e D(Nasdaq) defasadas ajudam a prever o comportamento de D(IBrx) no período atual. Conforme a tabela 9, D(S&P) e D(Nasdaq) defasadas não ajudam a prever o comportamento de D(IBrx) nem sozinhas, nem conjuntamente. Resultado semelhante ao encontrado por Zhang (2010), que achou evidências que não há contágio sobre o mercado variação no mercado acionário americano contagia a variação no mercado acionário chinês

Tabela 5 — Teste de casualidade de Granger

Variável	Estatística F	P-valor
D(S&P) não Granger Causa D(IBrx)	0,55243	0,4581
D(Nasdaq) não Granger Causa D(IBrx)	0,88511	0,3478
Teste conjunto	0,53757	0,4642

Fonte dos dados: Elaborado pelo autor com dados do Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021).

6. Conclusões

Este trabalho buscou analisar o efeito contágio dos principais índices do mercado acionário americano (S&P 500 e Nasdaq) sobre o abrangente índice IBRx 100 do mercado acionário brasileiro. Dessa forma, analisamos as relações de curto prazo entre as variáveis utilizando o Teste de Causalidade de Granger, e as relações de curto e longo prazo via as funções impulso resposta derivadas do modelo VAR.

As funções impulso resposta apontaram para a não existência de contágio no longo prazo. O D(IBrx) volta a sua tendência de longo prazo logo após o 5º mês do choque em linha com o resultado de parte da literatura que não encontrou evidências da existência de contágio de longo prazo entre diferentes mercados acionários usando essa metodologia.

No curto prazo os resultados são ambíguos, o Teste de Casualidade de Granger não encontrou efeito contágio entre as variáveis, porém as funções impulso resposta indicaram a existência do efeito contágio até o 5º mês do choque. Com relação a literatura, temos que o resultado do Teste de Casualidade de Granger diverge dos resultados comumente encontrados, sendo que a literatura aponta à existência de causalidade de Granger do mercado americano sobre os mercados acionários do resto do mundo. Porém o resultado de contágio no curto prazo

explicitado pelas funções impulso resposta está em linha com a literatura que analisa o tema sob a mesma metodologia.

Mesmo esse trabalho tendo limitações como a legislação em vigor no período da análise Tirole (2011) e o uso de poucas variáveis, a evidência de que a constatação do contágio em função da metodologia apontada torna evidente a necessidade de maiores estudos sobre o tema. Sendo assim, a variação do IBRX 100 em função das variáveis macroeconômicas domésticas e especificidades de cada firma, bem como outras metodologias para análise do efeito contágio podem ser objetos de pesquisa futura.

Referências

ALLEN, F.; GALE, D. Financial Contagion, **Journal of Political Economy**. v. 108, n. 1, p. 1-33, 2000.

ARLTOVÁ, M.; FEDOROVÁ, D. Selection of Unit Root Test on the Basis of Length of the Time Series and Value of AR(1) Parameter. **Statistika: Statistics And Economy Journal**. v. 96, n. 3, p. 47-64, 2016.

B3. **Índice Brasil 100 (IBRX 100 B3) Evolução mensal**. São Paulo, 2021. Disponível em: https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-brasil-100-ibrx-100-estatisticas-historicas.htm. Acesso em :31 out.2021.

B3. **Índice Brasil 100 (IBRX 100 B3) Valor de mercado**. São Paulo, 2021. Disponível em: https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/indices/indices-amplos/indice-brasil-100-ibrx-100-estatisticas-historicas.htm. Acesso em :31 out.2021.

B3. **METODOLOGIA DO ÍNDICE BRASIL 100 (IBRX 100)**. São Paulo, 2021. Disponível em: https://www.b3.com.br/data/files/CA/41/5A/43/96D947102255C247AC094EA8/IBXX-Metodologia-pt-br_Modelo_Novo_.pdf. Acesso em :31 out.2021.

B3. **Participação dos Investidores**. São Paulo, 2021. Disponível em: https://www.b3.com.br/pt_br/market-data-e-indices/servicos-de-dados/market-data/consultas/mercado-a-vista/participacao-dos-investidores/volume-total-acumulado-mensal/. Acesso em :31 out.2021.

BAE, K.; KAROLYI, G. A.; STULZ, R. M. A New Approach to Measuring Financial Contagion. **The Review of Financial Studies**, Vol. 16, nº 3, 717-763, 2003.

BAELE, L. Volatility spillover effects in European equity markets, **Journal of Financial and Quantitative Analysis**. v. 40, n. 2, p. 373-401, 2005.

BAIG, T.; GOLDFAJN, I. Financial Market Contagion in the Asian Crisis. **IMF Staff Papers**, Vol. 46, nº 2, 167-195, 1999.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **22931 - Investimentos em carteira - ações - no país - mensal – ingresso**. Brasília, 2021 Disponível em:

<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em :31 out.2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **22932 - Investimentos em carteira - ações - no país - mensal - saída.** Brasília, 2021 Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em :31 out.2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **24046 - Passivo - Investimentos em carteira - Ações - Negociadas no mercado doméstico.** Brasília, 2021 Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em :31 out.2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **3695 - Taxa de câmbio - Livre - Dólar americano (compra) - Fim de período - mensal.** Brasília, 2019 Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries> Acesso em :31 out.2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **4385 - PIB mensal - Em US\$ milhões.** Brasília, 2021 Disponível em: <https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>. Acesso em :31 out.2021.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **CIRCULAR Nº 3.506.** Brasília, 2010 Disponível em: https://www.bcb.gov.br/pre/normativos/circ/2010/pdf/circ_3506_v2_1.pdf. Acesso em :31 out.2021.

BANCO MUNDIAL. **World Bank Open Data.** Disponível em: <https://data.worldbank.org/indicator/NE.TRD.GNFS.ZS?locations=BR-1W>. Acesso em :31 out.2021.

BANERJEE, A. V. A Simple Model of Herd Behavior, **The Quarterly Journal of Economics.** v. 107, n. 3, p. 797-817, 1992.

BARTLETT, M. S. Periodogram Analysis and Continuous Spectra. **Biometrika.** v. 37, n. 1-2, p. 1-16, 1950.

BARTLETT, M. S. Smoothing Periodograms from Time-Series with Continuous Spectra. **Nature.** v. 161, n. 3, p. 686-687, 1948.

BAYER, P.; MANGUM, K., ROBERTS; J. W., Speculative Fever: Investor Contagion in the Housing Bubble, **American Economic Review.** v. 111, n. 2, p. 609-651, 2021.

BEA — BUREAU OF ECONOMIC ANALYSIS. Washington, DC, 2021 **Prices & Inflation.** Disponível em: <https://www.bea.gov/resources/learning-center/what-to-know-prices-inflation>. Acesso em :31 out.2021.

BILLIO, M.; GETMANSKY, M.; LO, A. W., PELIZZON, L. Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors, **Journal of Financial Economics.** v. 104, n. 3, p. 535-559, 2012.

BUENO, Rodrigo de Losso da Silveira. **Econometria de Séries Temporais.** 2. ed. São Paulo: Cengage Learning, 2011.

CAMPELO JR., A.; SIMA-FRIEDMAN, J.; OZYILDIRIM, A.; LIMA, S. P. M.; PICCHETTI, P. Tracking Business Cycles in Brazil With Composite Indexes Of Coincident And Leading Economic Indicators. **Texto De Discussão** nº45, 2013.

CASHIN, P.; KUMAR, M. S.; MCDERMOTT, C. J. International Integration of Equity Markets and Contagion Effect. **IMF Working Papers**, Vol. 1995, nº 110, 1995.

CORSETTI, G.; PERICOLLI, M.; SBRACIA, M. ‘Some contagion, some interdependence’: More pitfalls in tests of financial contagion, **Journal of International Money and Finance**. v. 24, n. 8, p. 1177-1199, 2005.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root. **Journal of the American Statistical Association**, Vol. 74, nº 366, 427-431, 1979.

DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: Understanding How It Spreads. **The World Bank Research Observer**, Vol. 15, nº 2, 177-197, 2000.

DUNGEY, M.; MILUNOVICH, G.; THORP, S. Unobservable shocks as carriers of contagion, **Journal of Banking & Finance**. v. 34, n. 5, p. 1008-1021, 2010.

ELLIOTT, M.; GOLUB, B.; JACKSON, M. O. Financial Networks and Contagion, **American Economic Review**. v. 104, n. 10, p. 3115-3153, 2014.

ENGLE, R. F.; ITO, T.; LIN, W. Meteor Showers or Heat Waves? Heteroskedastic Intra-Daily Volatility in the Foreign Exchange Market, **Econometrica**. v. 58, n. 3, p. 535-559, 1990.

FEDERAL RESERVE BANK OF ST. LOUIS. **Personal Consumption Expenditures (PCE)**. St. Louis, MO, 2021. Disponível em: <https://fred.stlouisfed.org/series/PCE>. Acesso em :31 out.2021.

FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. **The Journal of Finance**, Vol. 57, nº 5, 2223-2261, 2002.

GLICK, R.; ROSE, A. K. Contagion and trade: Why are currency crises regional?, **Journal of International Money and Finance**. v. 18, n. 4, p. 603-617, 1999.

Gómez-Puig, M.; Gómez-Puig, S. Causality and contagion in EMU sovereign debt markets, **International Review of Economics and Finance**. v. 33 12-27, 2014.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods. **Econometrica**, Vol. 37, nº 3, 424-438, 1969.

HAMAO, Y., MASULIS, R. W.; NG, V. Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets, **The Review of Financial Studies**. v. 3, n. 2, p. 281-307, 1990.

IBGE — INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Rio de Janeiro, 2021 **IPCA - Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo**. Disponível em: <https://www.ibge.gov.br/estatisticas/economicas/precos-e-custos/9256-indice-nacional-de-precos-ao-consumidor-amplo.html?=&t=o-que-e>. Acesso em :31 out.2021.

IBGE — INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA. Rio de Janeiro, 2021 **Sistema IBGE de Recuperação Automática – SIDRA Tabela 1737 - IPCA - Série histórica com número-índice, variação mensal e variações acumuladas em 3 meses, em 6**

meses, no ano e em 12 meses (a partir de dezembro/1979). Disponível em: <https://sidra.ibge.gov.br/tabela/1737>. Acesso em :31 out.2021.

KAMINSKY, G. L., REINHART, C. M.; VÉGH, C. A. The Unholy Trinity of Financial Contagion. **Journal of Economic Perspectives**. v. 17, n. 4, p. 51-74, 2003.

KING, M. A., WADHWANI, S. Transmission of Volatility between Stock Markets, **The Review of Financial Studies**. v. 3, n. 1, p. 5-33, 1990.

KODRES, L. E., PRITSKER, M. A Rational Expectations Model of Financial Contagion, **The Journal of Finance**. v. 57, n. 2, p. 769-799, 2002.

NASDAQ. **NASDAQ Index Methodology**. Nova Iorque, 2020. Disponível em: https://indexes.nasdaqomx.com/docs/methodology_COMP.pdf. Acesso em :31 out.2021.

NEWBY, W. K; WEST, K. D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. **Econometrica**. v. 55, n. 3, p. 703-708, 1987.

NG, S.; PERRON, P. Lag length selection and the construction of unit root test with good size and power. **Econometrica**, Wiley, v. 69, n. 6, p. 1519-1554, 2001

OMS – ORGANIZAÇÃO MUNDIAL DA SAÚDE. **WHO Director-General's opening remarks at the media briefing on COVID-19 - 11 March 2020**. Genebra, 2020 Disponível em: <https://www.who.int/director-general/speeches/detail/who-director-general-s-opening-remarks-at-the-media-briefing-on-covid-19---11-march-2020>. Acesso em :31 out.2021.

PARZEN, E. On Estimation of a Probability Density Function and Mode. **The Annals of Mathematical Statistics**. v. 33, n. 3, p. 1065-1076, 1962.

PERICOLI, M.; SBRACIA, M. A Primer on Financial Contagion, **Journal of Economic Surveys**, Vol. 17, nº4, 571-608, 2003.

SCHARFSTEIN, D. S., STEIN, J. C. Herd Behavior and Investment, **The Journal of Finance**. v. 80, n. 3, p. 465-479, 1990.

SCHWARZ, G. Estimating the Dimension of a Model. **The Annals of Statistics**, Vol. 6, nº2, 461-464, 1978.

SHILLER, R. J. Conversation, Information, and Herd Behavior, **The American Economic Review**. v. 85, n. 2, p. 181-185, 1995.

SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, Vol. 48, nº 1, 1-48, 1980.

STANDARD&POORS. **S&P U.S. Indices Metodologia**. São Paulo, 2021. Disponível em: <https://www.spglobal.com/spdji/pt/documents/methodologies/methodology-sp-us-indices-portuguese.pdf>. Acesso em :31 out.2021.

TIROLE, J. Illiquidity and All Its Friends, **Journal of Financial Economics**. v. 49, n. 2, p. 287-325, 2011.

UNITED STATES CENSUS BUREAU. **X-13ARIMA-SEATS Reference Manual Version 1.1**. Washington, DC, 2017. Disponível em: <https://www.census.gov/ts/x13as/docX13AS.pdf>. Acesso em :31 out.2021.

VEJA a cronologia da crise financeira de 2008, **UOL**. São Paulo, 02 set. 2018. Disponível em: <https://economia.uol.com.br/noticias/afp/2018/09/02/veja-a-cronologia-da-crise-financeira-de-2008.htm>. Acesso em :31 out.2021.

YAHOO FINANÇAS. **NASDAQ Composite Dados Históricos**. Sunnyvale, CA, 2021 Disponível em: <https://finance.yahoo.com/quote/%5EIXIC/history?period1=34560000&period2=1635811200&interval=1mo&filter=history&frequency=1mo&includeAdjustedClose=true>. Acesso em :31 out.2021.

YAHOO FINANÇAS. **S&P 500 Dados Históricos**. Sunnyvale, CA, 2021 Disponível em: <https://br.financas.yahoo.com/quote/%5EGSPC/history?period1=1009843200&period2=1635811200&interval=1mo&filter=history&frequency=1mo&includeAdjustedClose=true>. Acesso em :31 out.2021.

ZHANG, Y. Empirical Analysis on Contagion Effect of International Financial Crisis Based on VAR Model, 2010 **International Conference on Future Information Technology and Management Engineering**, China, 2010.

Apêndice A — Testes de raiz unitária das variáveis em 1ª diferença

Tabela 6 — Teste ADF para existência de raiz unitária

Variável	Estatística t	P-valor
D(IBrx)	-13.14236	0.0000
D(Nasdaq)	-13.63061	0.0000
D(S&P)	-14.69090	0.0000

Fonte dos dados: Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021). Elaboração do autor.

Tabela 7 — Teste Ng-Perron para existência de raiz unitária

Variável	MZa	MZt	MSB	MPT
D(IBrx)	-104.132***	-7.21383***	0.06928***	0.23875***
D(Nasdaq)	-13.8000***	-2.58000***	0.17400***	1.78000***
D(S&P)	-79.0096***	-6.24627***	0.07906***	0.39251***

Fonte dos dados: Yahoo Finance (2021), BEA (2021), B3 (2021), IBGE (2021) e BCB (2021). Elaboração do autor. Obs: *** indicam valores significantes a 1%.