

Evidências adicionais dos efeitos de fatores globais sobre o mercado acionário brasileiro, usando o modelo vetorial autorregressivo*

Additional Evidence of the Effects of Global Factors on the Brazilian Stock Market, Using Autoregressive Vector Model

Edson Zambon Monte e Renzo Caliman Souza**

Resumo: este trabalho objetiva verificar como o retorno do mercado de ações do Brasil (IBOVESPA) é influenciado pelos seguintes fatores globais: mercado global de ações (S&P 500), taxa de câmbio (CAM), preço do petróleo WTI, volatilidade do mercado acionário (VIX) e índice de incerteza política dos EUA (IIP). A metodologia vetorial autorregressiva é adotada, considerando o período de 2011 a 2019. Estimativas considerando variáveis exógenas e variáveis endógenas específicas da economia brasileira também foram realizadas, com o intuito de dar robustez aos resultados. Os resultados revelaram que, independentemente do período (subamostras ou total) ou modelo de estimativa, as variáveis que afetaram de forma mais relevante os retornos do mercado acionário brasileiro foram o S&P 500 e a taxa de câmbio, variando apenas a magnitude da influência entre os subperíodos, com destaque para o índice S&P 500.

Palavras-chave: Brasil. Mercado acionário. Fatores globais. Inter-relações. Vetor autorregressivo.

Abstract: the goal of this paper is to verify how the return of the Brazilian stock market (IBOVESPA) is affected by the following global factors: global stock market (S&P 500), exchange rate (CAM), WTI oil price (WTI), stock market volatility (VIX) and USA political uncertainty index (IIP). The autoregressive vector methodology is adopted, considering the period from 2011 to 2019. Estimates are also made considering exogenous variables and specific endogenous variables of the Brazilian economy, in order to give robustness to the results. The results reveal that, regardless of the period (subsamples or total), the variables that most significantly affected the Brazilian stock market are the S&P 500 and the exchange rate, varying only the magnitude of the influence between the sub-periods, with emphasis on the S&P 500 index.

Keywords: Brazil. Stock market. Global factors. Interrelationships. Autoregressive vector.

JEL: G17. C32. C58.

* Submissão: 12/03/2021 | Aprovação: 22/08/2021 | DOI: 10.5380/re.v43i82.79972

** Respectivamente: (1) Professor do Departamento de Economia, Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Brasil | ORCID: 0000-0002-6878-5428 | E-mail: edson.monte@ufes.br | (2) Mestrado em Economia, Universidade Federal do Espírito Santo (UFES), Brasil | ORCID: 0000-0001-7595-2282 | E-mail: renzo.caliman@hotmail.com



1. Introdução

De acordo com Billio *et al.* (2015), em função da maior integração financeira entre os países, é importantíssimo que os agentes econômicos levem em consideração o padrão de integração entre os mercados financeiros internacionais para suas decisões de investimento. Conforme Mensi *et al.* (2014), além das inter-relações entre os mercados de ações, mudanças nos fatores econômicos globais, como os preços de *commodities*, a incerteza da política econômica dos EUA e a incerteza do mercado de ações global, também podem ser um canal por meio do qual oscilações econômicas e financeiras mundiais são transmitidas às bolsas de valores dos países emergentes.

Outro fator global importante nessa dinâmica, que não pode ser desconsiderado, é a taxa de câmbio. Para Aydemir e Demirhan (2009), em função da gradual revogação das barreiras à entrada de capitais e dos controles cambiais, da crescente diversificação internacional e das correlações entre os retornos dos mercados de ações e câmbio, os mercados ficaram cada vez mais interdependentes. Por isso, como as economias são amplamente integradas, é muito importante que os investidores observem os fatores de risco, os ciclos de negócios e as oscilações macroeconômicas agregadas internacionais, uma vez que o desempenho do mercado de ações depende significativamente da estrutura e das mudanças desses fatores.

Conforme Ferson e Harvey (1991), os retornos esperados das ações ordinárias e dos títulos de longo prazo contêm um prêmio de prazo relacionado às condições do negócio. Fama (1990) mostra que uma grande parte da variação dos retornos das ações pode ser explicada, principalmente, por mudanças nas variáveis taxa de crescimento da produção e notícias sobre o mercado. Além disso, Fama (1990) atribui grande importância às previsões feitas sobre a economia real em afetar os retornos das ações.

Segundo Forbes (2012), o aumento expressivo na integração global, visto a partir de 1980, ocorreu através do comércio, dos serviços bancários e do investimento de portfólio. Assim, os mercados financeiros dos países se tornaram cada vez mais próximos ao longo do tempo. Esse crescimento acelerado da interdependência entre as economias fez com que os eventos negativos extremos em um país afetassem rapidamente outros países. Dessa forma, não é de surpreender que a elevação da interdependência global dos mercados tenha vindo

acompanhada de maiores ocorrências de contágio, uma vez que os episódios de crise foram se tornando, cada vez menos, eventos isolados.

Neste contexto, o objetivo deste artigo é verificar como fatores econômicos globais tais como o mercado de ações global (S&P 500), a taxa de câmbio (CAM), o preço do barril de petróleo (WTI), a incerteza do mercado de ações global (VIX) e a incerteza da política econômica dos EUA (IIP) influenciam os retornos do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA). Nas estimações é utilizada a metodologia vetorial autorregressiva (VAR). Para fins de robustez, além das variáveis descritas (fatores globais), algumas estimações foram realizadas considerando: i) o Índice Reuters/Jefferies CRB (CRB), que representa o preço de um conjunto amplo de *commodities*, entrando nas estimações como variável exógena; e, ii) as variáveis risco-país (EMBI) e taxa básica de juros brasileira (SELIC), incluídas como variáveis endógenas em algumas estimações, sendo vistas aqui como fatores internos à economia brasileira.

As estimativas foram realizadas para três períodos: janeiro de 2011 a dezembro de 2015; janeiro de 2016 a dezembro de 2019; e, janeiro de 2011 a dezembro de 2019. Após os efeitos mais negativos da crise do *subprime*, que causou uma grande retração do IBOVESPA (IBOV), o índice apresentou crescimento até novembro de 2010. A partir de então, verificou-se um decréscimo do índice até o final de 2015, originado por fatores tais como problemas políticos e econômicos internos ao país, o que foi revertido para uma forte elevação após o início de 2016, o que perdurou até o final de 2019.

Dessa forma, as principais contribuições científicas deste artigo para a literatura empírica da área são: i) considerar um período recente de estudo (2011 a 2019); ii) tratar dos efeitos dos fatores globais especificamente sobre o mercado acionário Brasileiro; iii) realizar estimações para o período total e para subamostras, como o intuito de verificar se os resultados são mantidos ou não para as três segmentações; e, iv) realizar estimações, consideradas como testes de robustez, a fim de verificar a sensibilidade dos resultados.

Os principais resultados revelam que os retornos do mercado acionário do Brasil foram influenciados de forma mais relevante pelo mercado de ações global (S&P 500) e pela taxa de câmbio. Vale dizer aqui que a variável preço do barril de petróleo (WTI) teve efeitos significativos sobre o IBOVESPA quando as estimações consideraram os fatores globais, mas demonstrou-se não significativa

nas estimativas levando-se em conta a variável exógena (Índice CRB). Em relação às estimações para verificar a robustez, no que tange aos fatores internos (EMBI e SELIC), somente o risco-país (DLEMBI) impactou de forma significativa no IBOVESPA (DLIBOV).

O presente artigo está estruturado da seguinte forma: além desta introdução, a seção 2 traz uma revisão de literatura empírica; na seção 3 apresenta-se o modelo vetor autorregressivo (VAR); na seção 4 são apresentadas as variáveis; os resultados e discussões são demonstrados na seção 5; e, por último, as considerações finais são descritas na seção 6.

2. Revisão de literatura empírica

Esta seção tem por objetivo demonstrar alguns trabalhos que estudaram os efeitos de fatores globais sobre alguns mercados acionários, entre eles o Brasil. Ressalta-se que, para Forbes e Rigobon (2002), se dois ou mais mercados apresentam inter-relações elevadas em períodos de estabilidade, mesmo que esses mercados permaneçam altamente correlacionados após um choque em um mercado, isso não consiste no denominado “efeito contágio”. O termo correto para isso seria interdependência, o que indica um forte vínculo entre esses mercados. Neste ínterim, como descrito nesta revisão de literatura, existem pesquisas que verificam as inter-relações entre o mercado acionário brasileiro e outros mercados, inclusive no que se refere aos fatores globais utilizados neste trabalho. Assim, a contribuição deste artigo para a literatura empírica da área vai no sentido de verificar se a inter-relação do mercado de ações do Brasil com os fatores globais se dá em períodos de declínio e de crescimento do IBOVESPA, mesmo não havendo grandes turbulências internacionais (exemplo, a crise do *subprime*), e se a inter-relação possui características semelhantes em distintas subamostras.

Ono (2011), por exemplo, usando modelos VAR, investigou o impacto do preço do petróleo nos retornos reais das ações dos países do BRIC (sem a África do Sul), de janeiro de 1999 a setembro de 2010. Os resultados sugerem que o retorno real das ações da China, da Índia e da Rússia responderam positivamente ao preço do petróleo. Além disso, efeitos assimétricos estatisticamente significativos de aumentos e de reduções do preço do petróleo foram observados somente na Índia. A análise da decomposição da variância mostrou que os choques no preço do petróleo contribuíram muito para a volatilidade nos retornos reais das

ações da China e da Rússia. Nenhuma resposta significativa foi observada no retorno real das ações brasileiras.

Tsai (2012) analisou a relação entre os índices de preços das ações e as taxas de câmbio nos mercados asiáticos. As estimações foram feitas com a técnica de regressão quantílica (QR), para o período de janeiro de 1992 a dezembro de 2009, considerando os seguintes países: Singapura, Tailândia, Malásia, Filipinas, Coreia do Sul e Taiwan. Os resultados mostraram que os coeficientes foram mais significantes e negativos quando as taxas de câmbio estavam em patamares mais altos ou mais baixos. Observou-se uma relação inversa entre o mercado de ações e a taxa de câmbio, indicando que a elevação dos retornos dos índices de ações foi acompanhada por valorizações das moedas domésticas. O autor também ressaltou as mudanças na significância dos coeficientes de cada quartil, revelando que o relacionamento entre os mercados de ações e de câmbio pode mudar dependendo das condições do mercado.

Zhang, Li e Yu (2013) verificaram se a crise financeira do *subprime* alterou permanentemente as correlações entre os BRICS e os mercados de ações dos Estados Unidos e da Europa. Os autores utilizaram o modelo de Correlações Condicionais Dinâmicas (DCC). As variáveis utilizadas foram os principais índices do mercado de ações destes países, em frequência diária, de janeiro de 2000 a março de 2012. Para representar os EUA foi utilizado o índice S&P 500 e, para a Europa, o índice MSCI *Europe*. A análise mostrou que, antes da crise (2000-2007), as correlações de retorno eram relativamente baixas. No entanto, no período de 2008 a 2012, as correlações dos retornos aumentaram consideravelmente, sendo que o Brasil e os EUA apresentaram a maior correlação durante a crise. O estudo concluiu que houve mudança permanente nas correlações entre os mercados acionários dos BRICS, do EUA e da Europa, havendo perda dos benefícios da diversificação internacional pós-crise.

Liu, Hammoudeh e Thompson (2013) adotaram um modelo multivariado autorregressivo com limiar de momento (MTAR), com o objetivo de examinar como as alterações nas classificações de risco-país econômico, financeiro e político afetaram o preço das ações dos países do BRICS, em resposta a choques positivos e negativos. Os dados foram mensais, de setembro de 1995 a abril de 2011. Para cada país do BRICS, auferiu-se o principal índice agregado do mercado de ações, mais classificações de risco econômico, financeiro e político. Os

resultados mostraram que houve cointegração entre o índice do mercado de ações doméstico e as três classificações de risco-país para todos os países. Porém, constatou-se que ocorreu assimetria na relação de longo prazo em resposta a choques positivos e negativos para cada país, revelando que os mercados de ações dos BRICS oferecem diferentes oportunidades de lucro aos investidores após diferentes choques. No caso do Brasil, o mercado acionário respondeu, no curto prazo, somente a choques negativos.

Mensi *et al.* (2014), por meio da abordagem de regressão quantílica, examinou a estrutura de dependência entre os mercados de ações dos países do BRICS e alguns fatores globais influentes, no período de 29 de setembro de 1997 a 20 de setembro de 2013. Os fatores globais considerados foram: o principal mercado de ações global representado pelo S&P 500; o preço do petróleo bruto WTI; o preço do ouro; a volatilidade implícita do S&P 500 representada pelo índice VIX; e o índice de incerteza da política econômica dos EUA. No caso do Brasil, os resultados revelaram que a dependência do Brasil em relação aos EUA aumentou durante o mercado de alta e diminuiu no mercado de baixa. Além disso, a volatilidade teve impacto negativo e significativo sobre o mercado acionário brasileiro durante todo o período.

Dakhlaoui e Aloui (2016) investigaram a dinâmica do transbordamento de volatilidade entre a incerteza da política econômica (EPU) dos EUA e os mercados de ações do BRIC, por meio do índice de incerteza política dos EUA e dos índices dos mercados acionários dos países do BRIC. As análises foram realizadas para o período de 4 de julho de 1997 a 27 de julho de 2011, usando os modelos ARCH e GARCH e a função de correlação cruzada (CCF). Os resultados evidenciaram uma forte transmissão de volatilidade entre a incerteza econômica dos EUA e os três retornos das ações da Rússia, da Índia e da China, no curto prazo. A longo prazo, observou-se uma forte correlação variável no tempo entre a EPU dos EUA e todos os índices de ações do BRIC, incluindo o Brasil.

Machado, Gartner e Machado (2017) objetivaram analisar se variáveis macroeconômicas, individualmente, relacionam-se no longo prazo com as taxas de retorno do IBOVESPA. Como metodologia adotaram o modelo dinâmico de Markov-switching com mudança na variância. Entre os resultados, os autores descrevem que a oferta de moeda, a atividade econômica, a taxa de juros, o nível de importação e de exportação e a taxa de câmbio têm relação de longo prazo com

o IBOVESPA. Já para a inflação esta relação não foi verificada. No entanto, essa relação não foi verificada para a taxa de inflação. No mais, as variáveis oferta de moeda, atividade econômica, nível de importação e de exportação afetaram negativamente o retorno de mercado, enquanto a taxa de juros e a taxa de câmbio apresentaram relação positiva com o retorno do IBOVESPA.

Ji, Bouri e Roubaud (2018) examinaram o impacto de políticas, de guerras e de eventos macroeconômicos e financeiros sobre as mudanças no fluxo de informações entre os índices de volatilidade implícitos dos EUA, dos mercados de petróleo e ouro e das bolsas de valores do BRICS, para o período de 16 de março de 2011 a 9 de dezembro de 2016. As variáveis utilizadas foram: os índices de volatilidade implícita dos mercados de ações dos EUA (VIX) e dos países do BRICS; e os índices de volatilidade implícita do petróleo bruto (OVX) e do ouro (GVZ). A metodologia usada foi a DCC-MVGARCH, que combina o modelo dinâmico de correlação condicional dinâmica multivariada (GARCH) com um modelo *minimal spanning tree* (MST). Os resultados mostraram que o VIX dos EUA desempenhou o papel principal na transmissão de informações entre os VIXs. Confirmou-se a importância do mercado de ações dos EUA no sistema financeiro global, seguido por Brasil e China, que também não deveriam ser negligenciados na tomada de decisões de investidores e formuladores de políticas globais.

Chiang (2019) estudou a influência das incertezas e riscos nos retornos das ações do G7 (Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos), usando dados de janeiro de 1997 a junho de 2016, considerando os índices dos mercados de ações, de incerteza da política econômica dos países do G7, mais o índice de incerteza global. As estimativas foram feitas utilizando modelos GARCH. Os resultados mostraram que o retorno das ações foi negativamente correlacionado com a variação da incerteza da política econômica em fontes locais e globais. Além disso, as evidências demonstraram que a variação da incerteza da política econômica de meses anteriores contribuiu para um aumento na volatilidade do retorno das ações.

Soares, Firme e Lima Júnior (2021), utilizando modelos ARDL, com controles macroeconômicos, analisaram o efeito da política monetária sobre o mercado de ações brasileiro (IBOVESPA), considerando o período de janeiro/2003 a junho/2018. Conforme os principais resultados, os juros reais domésticos e estrangeiros não têm efeitos diretos significativos sobre o

IBOVESPA. Em relação a uma desvalorização no câmbio real e a um aumento do risco-Brasil, estes impactariam negativamente o IBOVESPA somente no curto prazo. Os resultados também revelaram que o crescimento econômico e a redução da inflação esperada contribuem positivamente para o mercado no curto e no longo prazo.

3. Vetores autorregressivos (VAR)

O principal objetivo deste estudo é analisar a influência das variáveis econômicas e financeiras globais sobre o mercado de ações do Brasil. Para tanto, utilizou-se a metodologia VAR para obter a relação de causalidade temporal entre essas variáveis. Segundo Tsay (2013), a relativa facilidade em estimar e compreender os resultados, mais os extensos estudos das propriedades do VAR na literatura, tornaram o modelo mais popular na análise de séries temporais multivariadas.

De acordo com Bueno (2011), o VAR é usado para analisar o impacto dinâmico de perturbações aleatórias no sistema de variáveis. A Equação (1) apresenta um modelo VAR de ordem p com um vetor de n variáveis endógenas, X_t , sendo que essas se ligam por meio de uma matriz A , da seguinte forma:

$$AX_t = B_0 + \sum_{i=1}^p B_i X_{t-1} + B \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que X_t é um vetor com n variáveis endógenas; A é uma matriz $n \times n$ que define as restrições contemporâneas entre as variáveis que constituem o vetor $n \times 1$, X_t ; B_0 é um vetor de constantes $n \times 1$; B_i são matrizes $n \times n$; B , uma matriz diagonal $n \times n$ de desvios-padrão; ε_t , um vetor $n \times 1$ de perturbações aleatórias não correlacionadas entre si contemporânea ou temporalmente, ou seja:

$$\varepsilon_t \sim i. i. d(0; I_n), \quad (2)$$

em que 0 é o vetor nulo; e, I , a matriz identidade.

Conforme Bueno (2011), a forma estrutural (Equação (1)) expressa as relações entre variáveis endógenas, de acordo com um modelo econômico teoricamente estruturado. Devido à endogeneidade das variáveis, o VAR, ao invés

de ser estimado na forma estrutural, é normalmente estimado em sua forma reduzida. A forma reduzida pode ser expressa da seguinte forma:

$$X_t = A^{-1}B_0 + \sum_{i=1}^p A^{-1}B_i X_{t-i} + A^{-1}B\varepsilon_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i X_{t-1} + e_t, \quad (3)$$

em que: $\phi_i = A^{-1}B_i, i = 0, 1, 2, \dots, p$; e, $Be_t = Ae_t$.

Segundo Tsay (2013), a metodologia VAR pode ser estimada pelos métodos de mínimos quadrados ordinários (MQO), máxima verossimilhança (MV) ou bayesiano. Ressaltando-se que, para um modelo VAR, as estimativas de MQO são assintoticamente correspondentes às estimativas de MV e são as mesmas que as estimativas de mínimos quadrados generalizados (MQG). Dessa forma, muitas inferências usadas em regressões lineares múltiplas multivariáveis aplicam-se ao VAR. Em relação a análise econométrica, o VAR possui como principais vantagens a possibilidade de estimação das funções impulso-resposta (FRI) e da decomposição da variância (DV) do erro de previsão.

Antes da estimação do modelo, é muito importante a determinação da ordem (p) do VAR. Existem alguns meios para selecionar o número de defasagens, como o critério de Razão de Verossimilhança (LR), o Erro Final de Previsão (FPE), o Critério de Akaike (AIC), o Critério de Schwarz (SC) e o Critério Hannan-Quinn (HQ). Neste estudo, além destes critérios, utilizou-se métodos formais e informais de verificação de correlação temporal (por exemplo, teste LM (Multiplicador de Lagrange) e correlogramas), permitindo a escolha de um número de defasagens suficientes para garantir que os resíduos sejam ruídos brancos.

Cabe dizer que um dos primeiros passos na análise de séries temporais é a verificação da estacionariedade das séries. Caso não sejam estacionárias, deve-se realizar algum procedimento para estacionarizá-las (em geral, aplica-se a primeira diferença nas mesmas, dado que a maioria das séries econômicas é $I(1)$, ou seja, integradas de primeira ordem). Neste trabalho, foram utilizados os seguintes testes de raiz unitária: *Augmented Dickey-Fuller* – ADF (Dickey; Fuller, 1981); *Phillips-Perron* – PP (Phillips; Perron, 1988); e, *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* –

KPSS (Kwiatkowski *et al.*, 1992)¹. Na realização do teste ADF foi utilizado o critério de informação de Schwarz (SIC), com o número de defasagens escolhido de forma automática e um máximo de 22 defasagens. No caso do teste PP, adotou-se o método de estimação espectral de *Barllet Kernel* e o critério de seleção de defasagens automático de *Newey-West Bandwidth*. Para o teste KPSS também foram utilizados a estimação espectral de *Barllet Kernel* e o critério *Newey-West Bandwidth*.

4. Variáveis

Este artigo examina empiricamente a estrutura de dependência entre o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (IBOVESPA) e alguns fatores econômicos e financeiros globais no período de janeiro de 2011 a dezembro de 2019, utilizando dados diários. Os fatores globais considerados foram: o principal mercado de ações global representado pelo S&P 500 (SP); o índice de incerteza da política econômica dos EUA (IIP); a volatilidade implícita do índice S&P 500, representado pelo Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX); o preço do petróleo WTI, expresso em dólares por barril (WTI); e a taxa de câmbio (CAM – US\$/R\$). Conforme descrito anteriormente, com o intuito de verificar a sensibilidade dos resultados, algumas estimações foram realizadas considerando: i) o Índice Reuters/Jefferies CRB (CRB), utilizado como variável exógena; e, ii) as variáveis risco-país (EMBI) e taxa básica de juros brasileira (SELIC), fatores internos à economia brasileira, utilizadas em algumas estimações como variáveis endógenas. A Tabela 1 sintetiza as variáveis utilizadas no estudo.

¹ Vale ressaltar que o teste KPSS é um teste assintótico, e deve ser utilizado em complemento aos demais testes de raiz unitária (BUENO, 2011). Assim, as conclusões sobre a existência de raiz unitária foram feitas primeiramente tomando como base os testes ADF e PP; em caso de divergência entre os testes ADF e PP, utilizou-se o teste KPSS como critério de desempate. Como critério de desempate também foram analisados os gráficos e os correlogramas (funções de autocorrelação) das séries.

Tabela 1 – Variáveis, unidades, siglas e fontes

Variável	Unidade	Sigla	Fonte
Índice da Bolsa de Valores de São Paulo	Índice	IBOV	investing.com
Índice Standard & Poor's 500	Índice	SP	investing.com
Chicago Board Options Exchange Volatility Index (VIX)	Índice	VIX	investing.com
Índice de incerteza política EUA	Índice	IIP	policyuncertainty.com
Taxa de Câmbio	US\$/R\$	CAM	investing.com
Preço do Barril de Petróleo WTI	US\$/barril	WTI	EIA
Índice Reuters/Jefferies CRB	Índice	CRB	investing.com
Risco-país Brasil	Índice	EMBI	IPEADATA
Taxa básica de juros brasileira	%	SELIC	B3

Fonte: elaborado pelos autores.

Nota: EIA - *Energy Information Administration*.

A Tabela 2 exibe as estatísticas descritivas básicas das variáveis. Nota-se que as variáveis VIX e IIP foram as mais voláteis da amostra. Entre os índices de mercado de ações, o IBOV apresentou maior variabilidade, condizente com a condição de mercado emergente do Brasil. Nota-se que o WTI também demonstrou alta variabilidade no preço. A variação da taxa de câmbio (CAM) demonstrou que a moeda brasileira foi bastante vulnerável no período. O teste de normalidade de Jarque-Bera (JB) rejeitou a normalidade para todas as séries ao nível de significância de 5%, o que já era esperado por se tratar de séries financeiras e em frequência diária.

Tabela 2 – Estatísticas descritivas: 01/2011 a 12/2019

	IBOV	SP	VIX	WTI	CAM	IIP	CRB	EMBI	SELIC
Média	64.424,11	2.051,48	16,21	71,72	2,85	98,96	239,84	258,06	9,93
Mediana	58.917,73	2.048,04	14,89	65,80	3,11	85,70	215,53	244,00	10,40
Máximo	11.7203,20	3.240,02	48,00	113,39	4,26	490,89	370,56	569,00	14,15
Mínimo	37.497,48	1.099,23	9,14	26,19	1,53	3,32	155,01	136,00	4,40
Desvio Padrão	16.547,11	547,73	5,29	22,93	0,81	57,82	59,72	75,57	2,86
Assimetria	1,13	0,16	2,09	0,12	-0,03	1,73	0,35	1,27	0,02
Curtose	3,44	1,95	8,84	1,512	1,59	7,74	1,55	5,15	1,68
Jarque-Bera	478,71	109,12	4669,31	205,04	178,28	3.120,64	234,28	998,50	158,52
Valor-p	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
Nº observações	2167	2167	2167	2167	2167	2167	2167	2167	2167

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

5. Resultados e discussões

Esta seção se divide da seguinte forma: a primeira parte apresenta os resultados para o período total (2011 a 2019); a segunda, as estimações para as subamostras (2011 a 2015 e 2016 a 2019); por fim, tem-se os testes de robustez. Vale destacar que todos os procedimentos econométricos desta seção foram realizados com as variáveis expressas em logaritmos naturais.

5.1 Análises para o período de 2011 a 2019, considerando o IBOVESPA e os fatores globais

Esta subseção considera o IBOVESPA e os fatores globais nas estimações, para o período de janeiro de 2011 a dezembro de 2019. A Tabela 3 apresenta os resultados dos testes ADF, PP e KPSS. Observa-se que somente as variáveis LVIX e LIIP foram estacionárias em nível. As demais variáveis foram estacionárias após a aplicação da primeira diferença.

Tabela 3 – Testes de raiz unitária para as variáveis em nível e em primeira diferença (01/2011-12/2019)

Variável	ADF	K	PP	K	KPSS	K
LIBOV	-1,818	0 (ct)	-1,729	15 (ct)	1,321***	35 (ct)
DLIBOV	-46,670***	0 (ct)	46,760***	15 (ct)	0,018	16 (ct)
LSP	2,153	0 (sct)	2,632	22 (sct)	0,453***	35 (ct)
DLSP	-48,577***	0 (cc)	49,489***	22 (cc)	0,030	22 (cc)
LWTI	-0,514	1 (sct)	-0,535	3 (sct)	0,705***	35 (ct)
DLWTI	-50,173***	0 (sct)	50,169***	2 (sct)	0,091	9 (cc)
LCAM	-1,899	1 (ct)	-1,923	2 (ct)	0,678***	35 (ct)
DLCAM	-50,094***	0 (cc)	50,163***	2 (cc)	0,084	2 (cc)
LVIX	-7,252***	0 (ct)	-6,658***	20 (ct)	0,324***	34 (ct)
LIIP	-6,773***	8 (ct)	40,231***	29 (ct)	0,850***	32 (ct)

Fonte: elaborado pelos próprios autores a partir dos resultados dos testes.

Nota: *** significativo a 1%; L = indica que as variáveis estão expressas; D = significa a primeira diferença da variável; K = número de defasagens de cada teste para cada variável; (sct) representa sem constante e sem tendência, (cc) representa com constante apenas e (ct) representa com constante e tendência.

Na identificação do modelo VAR ideal para realizar as estimações, empregou-se um modelo VAR convencional e verificou-se o número de defasagens ótimas dos componentes autorregressivos. Primeiramente, utilizou-se os critérios LR, FPE, AIC, SC e HQ, para selecionar o número de defasagens. A Tabela 4 apresenta o número de defasagens indicada por cada critério. Os critérios FPE e AIC sugeriram a utilização de cinco defasagens. No entanto, baseando-se no princípio da parcimônia (menor número de defasagens devido à perda de graus de liberdade), no teste LM (utilizou-se de uma a cinco defasagens) e no correlograma dos resíduos (para verificar a ausência de correlação temporal), optou-se por trabalhar com nove defasagens, uma vez que tal modelo não apresentou correlação temporal.

Após a identificação do modelo foram estimadas as funções impulso-resposta. Com o intuito de dar robustez aos resultados, dois métodos para estimar as funções foram adotados, sendo eles: a função de impulso-resposta generalizada e o que se denominou aqui de função impulso-resposta ortogonal (baseada no método de ordenamento de *Cholesky*). A decomposição de *Cholesky* é bastante

popular em análises dinâmicas de modelos VAR. Segundo Sims (1980), a decomposição de *Cholesky* é amplamente usada na literatura, pois os erros são ortogonais de modo que a matriz de covariância das respostas aos impulsos é diagonal. No entanto, as funções impulso-resposta são muito sensíveis ao ordenamento das variáveis no modelo, o que torna extremamente importante a definição do ordenamento das variáveis.

Tabela 4 – Determinação do número de defasagens do modelo (01/2011-12/2019)

Defasagens	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	NA	8,22e-18	-22,31246	-22,29677	-22,30672
1	8458,977	1,71e-19	-26,18288	-26,07306*	-26,14273
2	168,0848	1,64e-19	-26,22754	-26,02360	-26,15297*
3	83,27812	1,63e-19	-26,23307	-25,93499	-26,12408
4	117,4485	1,60e-19	-26,25460	-25,86240	-26,11120
5	84,76284	1,59e-19*	-26,26104*	-25,77471	-26,08322
6	33,57160	1,61e-19	-26,24363	-25,66317	-26,03139
7	44,95946	1,63e-19	-26,23161	-25,55702	-25,98496
8	47,30045	1,65e-19	-26,22075	-25,45203	-25,93968
9	58,05664*	1,66e-19	-26,21503	-25,35218	-25,89954
10	31,99859	1,69e-19	-26,19705	-25,24008	-25,84715

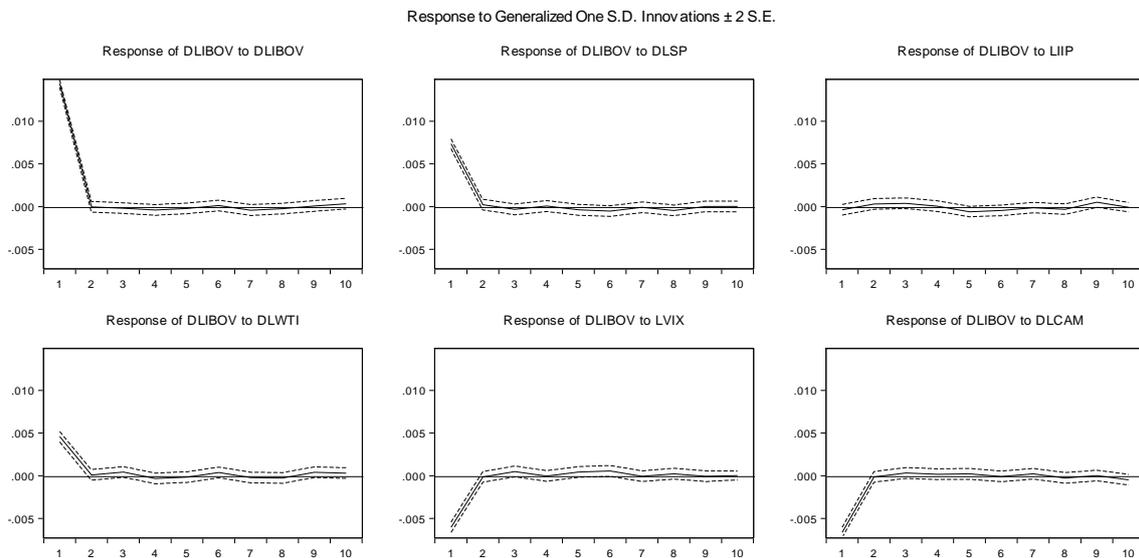
Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Nota: * Informa o número de defasagens escolhido por cada critério.

Contrário ao método de ordenamento de *Cholesky*, que utiliza a “hipótese da ortogonalidade”, o método de impulso-resposta generalizado não varia caso ocorra uma reordenação das variáveis no VAR (LÜTKEPOHL, 2007; KOOP; PESARAN; POTTER, 1996; PESARAN; SHIN, 1998). Ressalta, ainda, que, conforme Edwing (2003), o método generalizado apresenta duas principais vantagens: a) os resultados da função impulso-resposta generalizada apresentam maior robustez do que o método ortogonalizado; e, b) uma vez que a ortogonalidade não é imposta, a função de impulso-reposta generalizada possibilita uma interpretação com maior acurácia a resposta do efeito inicial a um choque causada por uma variável sobre as demais variáveis consideradas no modelo estimado. No entanto, o método generalizado também apresenta desvantagens, como detalha, por exemplo, Kim (2013).

Os resultados das Figuras 1 e 2 referem-se às funções de impulso-resposta considerando os efeitos dos fatores globais sobre IBOVESPA (DLIBOV). Na Figura 1 estão as funções impulso-resposta generalizadas e, na Figura 3, as funções usando a ordenação de *Cholesky*. Baseando-se em conhecimentos prévios (teoria econômica, conhecimento do mercado, artigos, entre outros) a ordenação foi a seguinte: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Observa-se na Figura 1 que, com exceção de LIIP, todas as variáveis tiveram impacto significativo sobre o mercado acionário brasileiro. Os resultados da Figura 2 são semelhantes, exceção feita para a variável LVIX (não significativa).

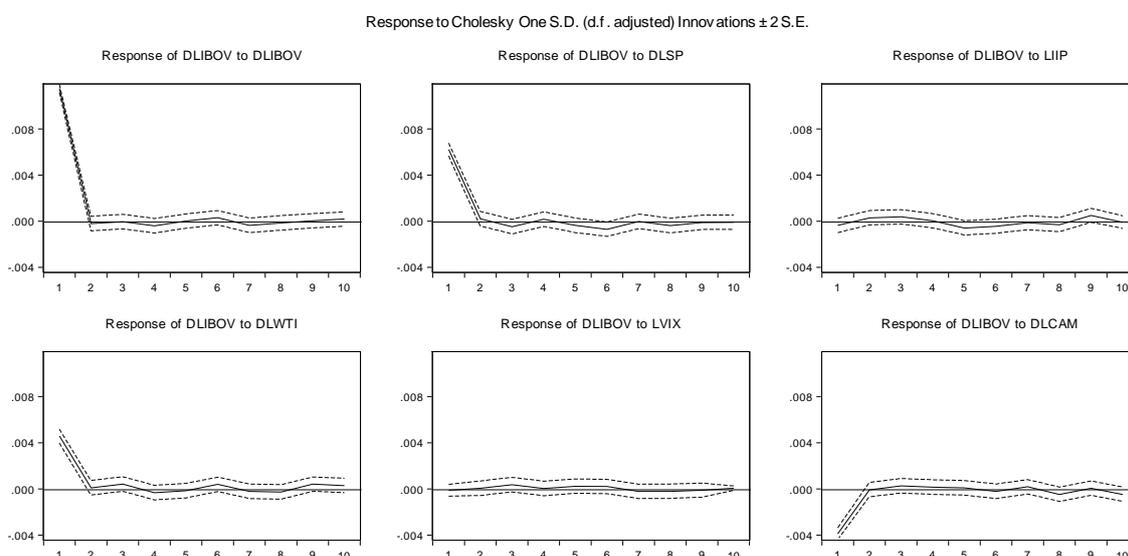
Figura 1 – Funções de impulso-resposta generalizadas para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Figura 2 – Funções de impulso-resposta por ordenamento de *Cholesky* para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011 a 12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Os fatores globais que influenciaram significativamente o IBOVESPA (DLIBOV), nos dois métodos de estimação, foram DLSP, DLCAM e DLWTI. Conforme o esperado, choques positivos nas variáveis S&P500 (DLSP) e DLWTI levaram a efeitos positivos sobre o IBOVESPA (DLIBOV). Já a elevação da taxa de câmbio (DLCAM) acarretou em uma queda do IBOVESPA.

Este último resultado pode ser função, por exemplo, de problemas econômicos e políticos internos à economia brasileira, ocorridos nos últimos anos. Estes problemas parecem ter levado a uma fuga de capital estrangeiro do país, elevando a taxa de câmbio. Conseqüentemente, a depreciação cambial pode ter provocado um efeito "líquido" negativo para empresas brasileiras de capital aberto, com impacto negativo sobre os retornos do IBOVESPA.

De acordo com Fuinhas, Marques e Nogueira (2014), a maior integração entre os mercados faz com que estes sejam mais dependentes dos fatores globais. Os resultados desta pesquisa demonstram que o mercado acionário brasileiro não é uma exceção e vão ao encontro de trabalhos anteriores, como: Zhang, Li e Yu (2013), Liu, Hammoudeh e Thompson (2013), Fuinhas, Marques e Nogueira (2014), Mensi *et al.* (2014), Dakhlaoui e Aloui (2016) e Ji, Bouri e Roubaud (2018).

Vale ressaltar que, conforme Lahrech e Sylwester (2013), Lee (2013) e Yu, Fung e Tam (2010), a integração financeira é benéfica para os países em termos de estabilidade financeira, contribuindo com as economias no que diz respeito a absorver choques e a promover o desenvolvimento. No entanto, em períodos de crise, a elevação da aversão ao risco e da preferência da liquidez por parte dos investidores estrangeiros podem levar à fuga de capitais, impactando o lado real e financeiro das economias (Ferreira; Mattos, 2012). No caso do lado financeiro, os impactos negativos ocorrem muito em parte devido à maior variabilidade dos retornos das ações. Alguns estudos, como Ragunathan, Faff e Brooks (1999), demonstraram que a integração financeira tende a ser maior em períodos de expansão do que nas fases de recessão da economia. Conforme Lane (2012), uma vez ocorrida uma crise, a globalização (integração financeira) serve de “amortecedor” (ameniza os efeitos) contra a crise para alguns países, ao passo que amplifica a crise para outros.

No mais, para exemplificar a análise de uma função de impulso-resposta, toma-se o caso do efeito do S&P 500 (DLSP) sobre a variável DLIBOV. Nas Figuras 1 e 2, verifica-se que uma elevação de um desvio-padrão em DLSP causou um efeito positivo sobre DLIBOV no primeiro dia após o choque. Na Figura 1, o efeito foi de 0,74 pontos percentuais e, na Figura 2, o impacto foi de 0,63 pontos percentuais, sendo que nos dois casos os efeitos foram estatisticamente significativos. Já no segundo dia e nos dias subsequentes, a tendência foi de estabilidade, isto é, os efeitos de DLSP sobre DLIBOV foram dissipados rapidamente, retornando ao patamar anterior ao choque. Cabe dizer que, em todos os casos, não existiu continuidade dos choques. Os efeitos de choques nos fatores globais sobre o IBOVESPA (DLIBOV) foram dissipados rapidamente em função da dinâmica e da grande absorção das informações que existe no mercado financeiro.

A metodologia VAR permite, em complemento à análise das funções de impulso-resposta, a realização do exercício de decomposição da variância (DV), com o intuito de verificar a porcentagem da variância do erro de previsão, que é decorrente de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão. Ao tratar da decomposição da variância do erro de previsão, a questão referente à ordenação das variáveis também é de suma importância. No entanto, diferentemente do método generalizado, adotado para a estimação das funções de impulso-resposta,

aqui se utilizou o ordenamento de *Cholesky*, uma vez que a fatoração não ortogonal produz decomposições que não satisfazem a propriedade de soma. Logo, para a decomposição da variância do erro de previsão, a fatoração é limitada às fatorações ortogonais.

Na Tabela 5 são apresentados os resultados da DV para a variável DLIBOV, levando-se em conta os fatores globais. A ordenação de *Cholesky* foi a seguinte: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. O maior percentual de explicação do erro de previsão do IBOVESPA (DLIBOV) foi decorrente do próprio índice. No entanto, nota-se participação relevante de alguns fatores globais na variância do IBOVESPA. Destaca-se que, em todo o período, o mercado de ações global (DLSP) foi o fator global que mais influenciou a variância do DLIBOV, com cerca de 19%. As variáveis DLWTI e DLCAM também mostraram um impacto considerável sobre o erro de previsão do IBOVESPA de, aproximadamente, 10% e 7,5%, respectivamente. As variáveis de incerteza e volatilidade (LIIP e LVIX) demonstraram pouca importância na variância DLIBOV. Nota-se que não houve variações muito expressivas dos percentuais de explicação a partir do segundo período, mais uma evidência da rápida absorção das informações existente no mercado financeiro.

Tabela 5 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão da variável DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011-12/2019)

Período	Erro-Padrão	DLIBOV	DLSP	LIIP	DLWTI	LVIX	DLCAM
1	0,014409	63,82485	18,68342	0,066649	0,12845	0,007034	7,289596
2	0,014416	63,78879	18,68689	0,107490	10,12309	0,008362	7,285375
3	0,014442	63,55763	18,73226	0,174704	10,17139	0,070825	7,293189
4	0,014454	63,53797	18,71665	0,174905	10,20740	0,071288	7,291786
5	0,014474	63,36333	18,72826	0,344379	10,19160	0,096880	7,275558
6	0,014509	63,09552	18,87382	0,438399	10,21365	0,116127	7,262480
7	0,014519	63,07427	18,84909	0,446862	10,22268	0,138900	7,268195
8	0,014540	62,90268	18,86617	0,491140	10,22708	0,159369	7,353564
9	0,014555	62,76926	18,83200	0,609286	10,28399	0,165779	7,339689
10	0,014568	62,67719	18,80412	0,612431	10,30645	0,166453	7,433353
11	0,014568	62,67651	18,80332	0,613083	10,30604	0,167887	7,433163
12	0,014569	62,67235	18,80389	0,613652	10,30814	0,168920	7,433054

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

5.2 Estimações para as subamostras

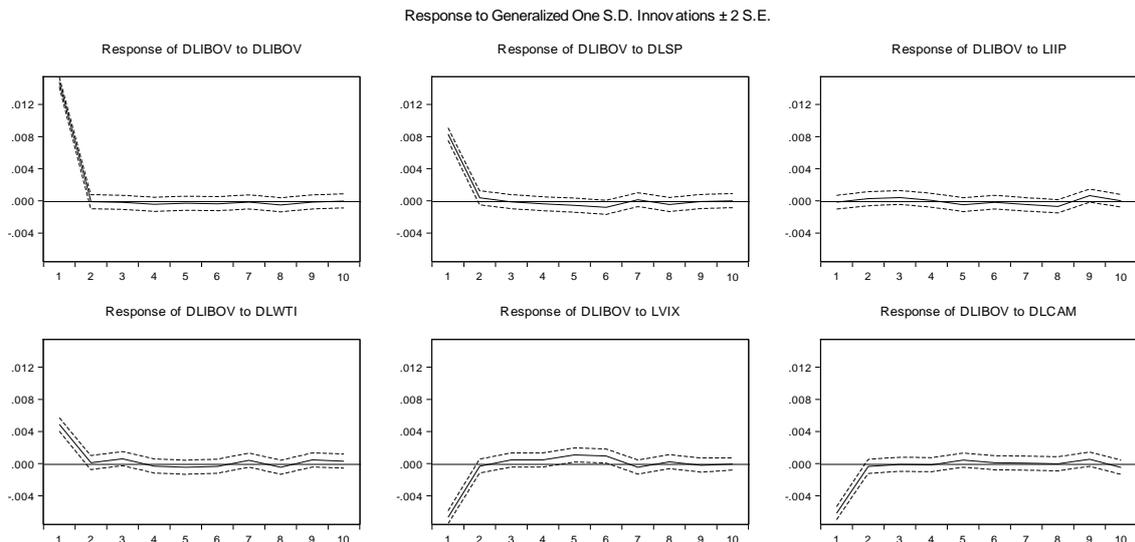
5.2.1 Período de 2011 a 2015, considerando o IBOVESPA e os fatores globais

Os testes ADF, PP e KPSS revelaram que somente as variáveis LIIP e LVIX foram estacionárias em nível. As séries LIBOV, LSP, LWTI e LCAM tornaram-se estacionárias em primeira diferença. Para realizar as estimações, utilizou-se um modelo VAR com nove defasagens.

As Figuras 3 e 4 apresentam as funções de impulso-resposta, considerando os efeitos dos fatores globais sobre IBOVESPA (DLIBOV). A Figura 3 demonstra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas e, a Figura 4, as funções usando a ordenação de *Cholesky*. Adotou-se a seguinte ordenação de *Cholesky*: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Conforme observado, também neste período, a variável DLSP teve o maior impacto sobre o IBOVESPA (DLIBOV), mostrando o alto nível de integração do mercado acionário global (americano) com o brasileiro. O aumento no preço do petróleo e do dólar também causaram uma resposta relevante no IBOVESPA, com o DLWTI impulsionando o retorno do IBOVESPA e com o DLCAM retratando uma relação inversa. O LVIX afetou negativamente o DLIBOV somente na função impulso-resposta generalizada. Nota-se que a incerteza da política econômica (LIIP) não influenciou significativamente o IBOVESPA. Além disso, verificou-se,

novamente, a rápida dispersão dos efeitos sobre o IBOVESPA, sem nenhum efeito significativo após o segundo dia em diante.

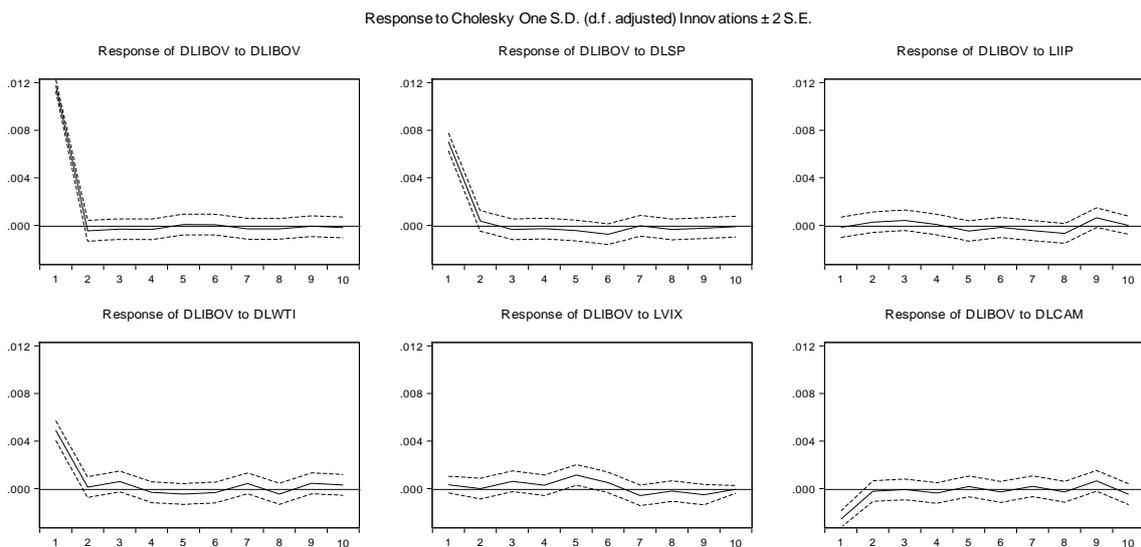
Figura 3 – Funções de impulso-resposta generalizadas para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011-12/2015)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of “A” to “B”* = Resposta de “A” a “B”.

Figura 4 – Funções de impulso-resposta por ordenamento de Cholesky para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011-12/2015)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of “A” to “B”* = Resposta de “A” a “B”.

Na Tabela 6 são apresentados os resultados da DV para a variável DLIBOV, adotando a seguinte ordenação de *Cholesky*: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Observa-se que a variância do erro de previsão do IBOVESPA (DLIBOV) é explicada em maior parte pela própria variável, com um percentual bem similar ao que foi visto na DV para o período completo (Tabela 5). Por outro lado, o mercado de ações global (DLSP) influenciou mais a variância do DLIBOV nesta primeira parte da amostra, cerca de 22%. Percebe-se que o preço do barril do petróleo (DLWTI) impactou ligeiramente mais o erro de previsão do IBOVESPA, próximo de 11%. Uma mudança mais nítida foi na taxa de câmbio (DLCAM), que explicou, aproximadamente, 3% da variância de DLIBOV, menos da metade em comparação à DV para a amostra completa (Tabela 5). As variáveis de incerteza e volatilidade (LIIP e LVIX) não apresentaram grande importância no erro de previsão do IBOVESPA. Não houve oscilações expressivas nos percentuais de explicação das variáveis do segundo período para frente.

Tabela 6 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão da variável DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2011-12/2015)

Período	Erro-Padrão	DLIBOV	DLSP	LIIP	DLWTI	LVIX	DLCAM
1	0,014781	63,42053	22,57800	0,011385	10,95287	0,052547	2,984675
2	0,014797	63,37457	22,59393	0,045315	10,93628	0,052435	2,997473
3	0,014835	63,08906	22,52684	0,128391	11,04319	0,228469	2,984050
4	0,014852	62,99553	22,50842	0,130329	11,06029	0,267065	3,038367
5	0,014919	62,43808	22,39466	0,229782	11,05086	0,860434	3,026185
6	0,014953	62,15008	22,53877	0,240788	11,04626	0,978182	3,045927
7	0,014981	61,95323	22,45474	0,326378	11,09126	1,120799	3,053589
8	0,015014	61,72502	22,40967	0,527004	11,13006	1,134471	3,073770
9	0,015059	61,35788	22,29803	0,707836	11,15319	1,239449	3,243608
10	0,015071	61,27256	22,26671	0,706707	11,17808	1,238907	3,337036
11	0,015072	61,26408	22,26427	0,713330	11,17878	1,240805	3,338737
12	0,015073	61,26122	22,26218	0,713492	11,18006	1,240750	3,342296

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

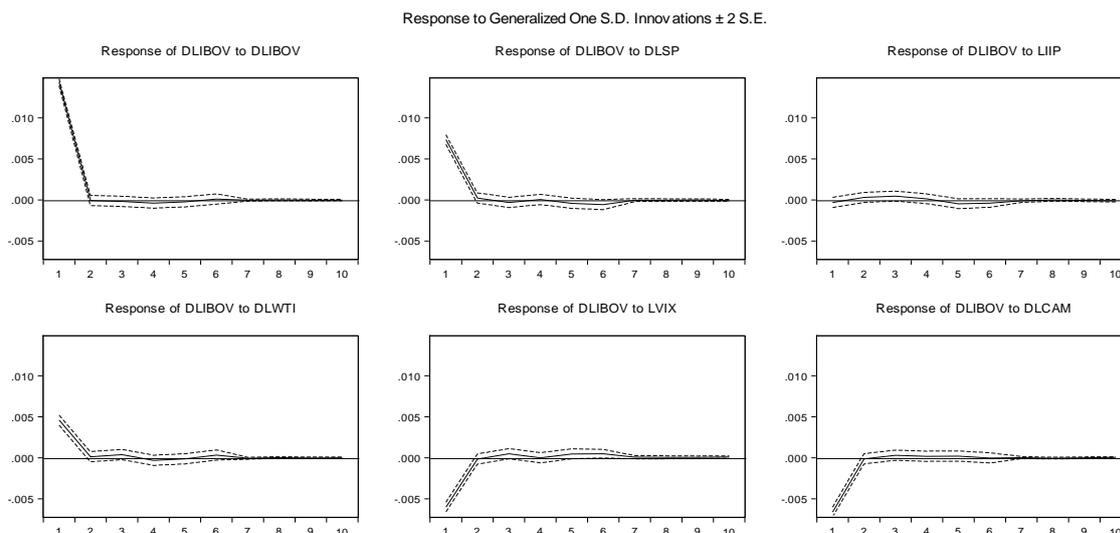
Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

5.2.2 Período de 2016 a 2019, considerando o IBOVESPA e os fatores globais

Neste caso, uma análise foi realizada para o período de 04/01/2016 a 30/12/2019. Os testes de raiz unitária revelaram que as variáveis LIIP e LVIX foram estacionárias em nível. As demais variáveis tornaram-se estacionárias com a aplicação da primeira diferença. Quanto à seleção do modelo, baseando-se nos critérios LR, FRE, AIC, SC e HQ, juntamente com o teste LM (utilizou-se de um a cinco defasagens) e correlograma dos resíduos, optou-se pelo modelo VAR com cinco defasagens.

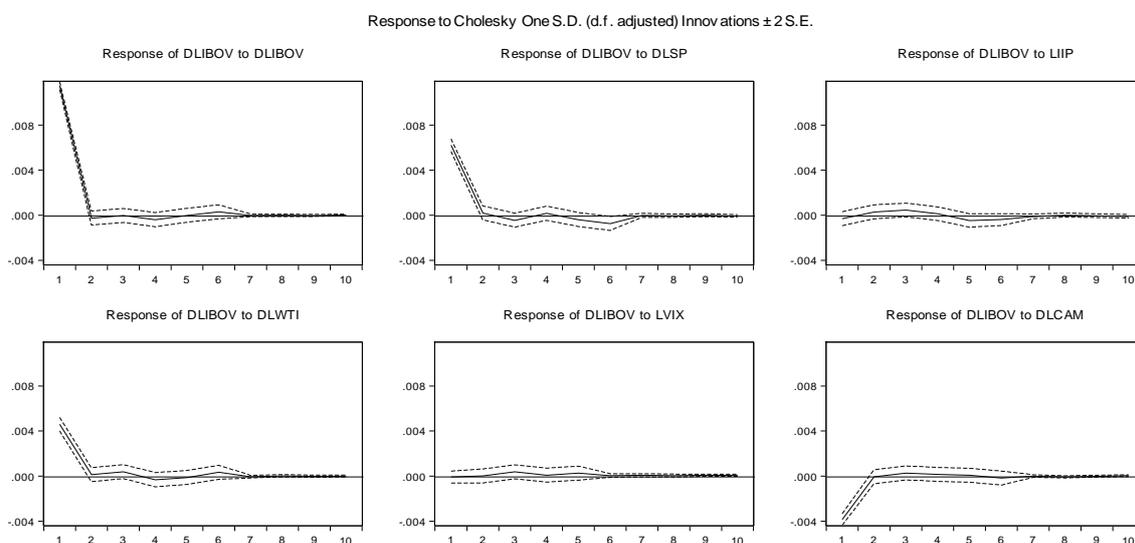
A Figura 5 traz os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas e, a Figura 6, as funções usando a ordenação de *Cholesky*. Adotou-se a seguinte ordenação de *Cholesky*: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Para este período, os resultados das funções impulso-resposta são similares aos encontrados para os demais períodos. Pode-se destacar o fato de que a variável taxa de câmbio (DLCAMB) teve efeito relevante sobre DLIBOV, muito parecido com a variável DLSP.

Figura 6 – Funções de impulso-resposta generalizadas para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2016-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.
 Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Figura 7 – Funções de impulso-resposta por ordenamento de *Cholesky* para DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2016-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.
 Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Na Tabela 7 são apresentados os resultados da DV para a variável DLIBOV. A ordenação de *Cholesky* foi: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Verifica-se que a variância do erro de previsão do IBOVESPA (DLIBOV) continuou sendo afetada em maior parte pelo próprio DLIBOV, mas em uma

magnitude ligeiramente maior. Como nos períodos anteriores, o mercado global de ações (DLSP) foi o fator global que mais afetou a variância do DLIBOV. Vale destacar que a influência de DLCAM sobre a variância de DLIBOV no período de 03/01/2011 a 31/12/2015 foi de aproximadamente 3%, passando para, aproximadamente, 7% no período de 04/01/2016 a 31/12/2019, indicando uma maior importância da taxa de câmbio na variação dos retornos de DLIBOV nos últimos anos. O preço do barril do petróleo (DLWTI) impactou um pouco menos o erro de previsão do IBOVESPA, em relação ao primeiro subperíodo. Novamente, as variáveis de incerteza e volatilidade (LIIP e LVIX) tiveram pouco poder de explicação.

Tabela 7 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão da variável DLIBOV, considerando os fatores globais (01/2016-12/2019)

Período	Erro-Padrão	DLIBOV	DLSP	LIIP	DLWTI	LVIX	DLCAM
1	0,014384	63,82218	18,69561	0,046748	10,26543	0,003393	7,166639
2	0,014391	63,78896	18,69508	0,088686	10,26259	0,003481	7,161195
3	0,014419	63,54959	18,72335	0,190443	10,29568	0,070870	7,170067
4	0,014430	63,52241	18,70723	0,198519	10,32904	0,073999	7,168800
5	0,014446	63,38064	18,74148	0,302559	10,31335	0,106667	7,155303
6	0,014479	63,14102	18,91818	0,373589	10,32159	0,107152	7,138479
7	0,014480	63,13422	18,91620	0,380004	10,32219	0,109670	7,137719
8	0,014480	63,13139	18,91640	0,380019	10,32212	0,110343	7,139714
9	0,014480	63,12891	18,91551	0,381280	10,32187	0,112996	7,139423
10	0,014481	63,12215	18,91623	0,386670	10,32077	0,115011	7,139166
11	0,014482	63,11633	18,91556	0,393766	10,31993	0,115879	7,138527
12	0,014482	63,11346	18,91596	0,395938	10,31976	0,116678	7,138202

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

5.3 Testes de robustez, considerando o período total (2011 a 2019)

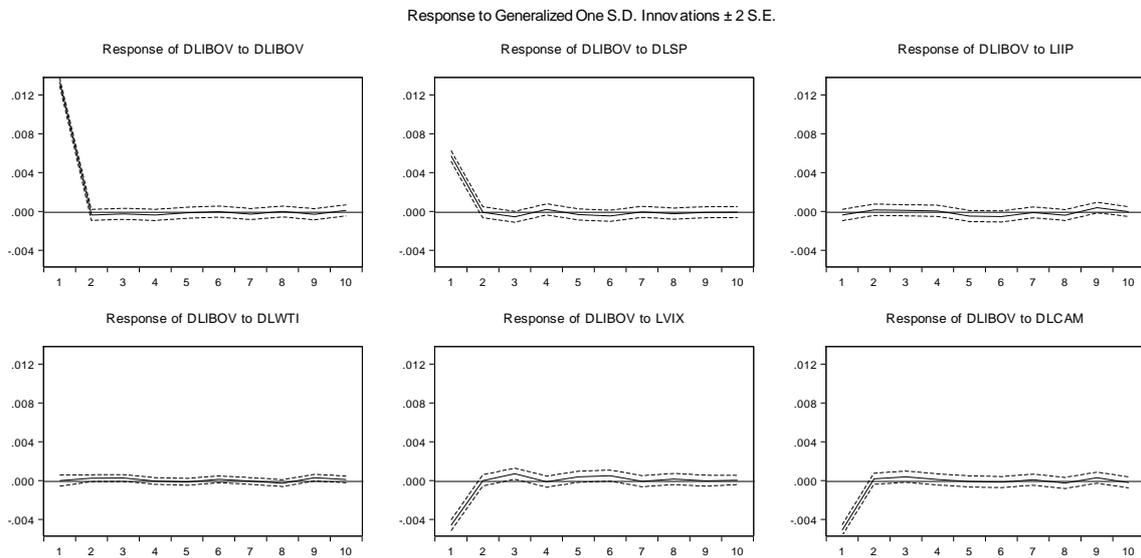
Com o intuito de verificar a sensibilidade dos resultados (testes de robustez), estimações foram realizadas incluindo outras variáveis, da seguinte forma: i) primeiro, o Índice Reuters/Jefferies CRB (CRB) foi incluído nas estimações como variável exógena, dando origem a um modelo VARX; e, ii) depois, além do Índice CRB, incluiu-se as variáveis risco-país (EMBI) e taxa básica de juros brasileira (SELIC), que entraram como variáveis endógenas no VARX. As estimações consideram o período total: 03/01/2011 a 30/12/2019.

5.3.1 Análise para o período total incluindo variável exógena (CRB)

A variável utilizada foi o Índice Reuters/Jefferies CRB (CRB), que entrou como exógena no modelo VAR, dando origem a um modelo VARX, estimado com nove defasagens. A Figura 8 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas e, a Figura 9, as funções com a ordenação de *Cholesky*. A ordenação de *Cholesky* adotada foi: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. No geral, as respostas das variações do IBOVESPA são similares às evidências encontradas anteriormente. No entanto, a adição de DLCRB fez com que a DLWTI não impactasse mais o DLIBOV. Vale dizer que o coeficiente de DLCRB foi de,

aproximadamente, 0,6 e altamente significativo do ponto de vista estatístico. Isso significa que, a cada variação de 1% em DLCRB, o DLIBOV variaria 0,6%.

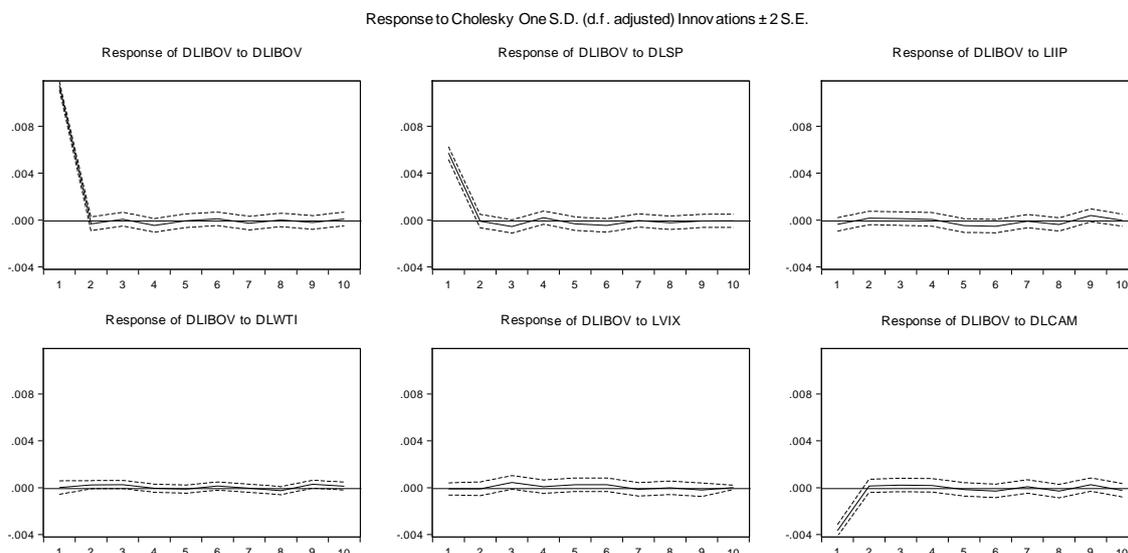
Figura 8 – Funções de impulso-resposta generalizadas para DLIBOV, considerando fatores globais e CRB (01/2011-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Figura 9 – Funções de impulso-resposta por ordenamento de *Cholesky* para DLIBOV, considerando fatores globais e CRB (01/2011-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

Na Tabela 8 são apresentados os resultados da DV para a variável DLIBOV. A ordenação de *Cholesky* foi: LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM e DLIBOV. Nota-se que a variância do erro de previsão do IBOVESPA (DLIBOV) continuou sendo afetada em maior parte pelo próprio DLIBOV e em magnitude maior, comparado às estimações anteriores. Como nos períodos anteriores, o mercado global de ações (DLSP) continuou sendo o fator global que mais afetou a variância do DLIBOV. A influência de DLCAM sobre a variância de DLIBOV foi de aproximadamente 7,50%. Diferentemente das estimações sem a variável exógena, DLWTI não impactou de forma relevante o erro de previsão do IBOVESPA.

Tabela 8 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão da variável DLIBOV, considerando fatores globais e CRB (01/2011 e 12/2019)

Período	Erro-Padrão	DLIBOV	DLSP	LIIP	DLWTI	LVIX	DLCAM
1	0,013345	74,01337	18,42309	0,076929	4,59E-05	0,005886	7,480680
2	0,013354	73,97514	18,40327	0,093377	0,033469	0,012061	7,482681
3	0,013378	73,71082	18,50641	0,101010	0,073138	0,124228	7,484392
4	0,013389	73,70308	18,49963	0,102556	0,074137	0,127792	7,492803
5	0,013405	73,52723	18,51059	0,229617	0,081820	0,163149	7,487589
6	0,013430	73,26291	18,56111	0,381426	0,092713	0,198171	7,503671
7	0,013434	73,25585	18,54997	0,386616	0,093839	0,209489	7,504237
8	0,013447	73,11429	18,54581	0,464601	0,130065	0,209155	7,536083
9	0,013462	72,97915	18,50910	0,549049	0,178768	0,227790	7,556145
10	0,013465	72,95211	18,50307	0,549136	0,187170	0,227978	7,580531
11	0,013465	72,95145	18,50326	0,549138	0,187618	0,227978	7,580553
12	0,013465	72,94941	18,50341	0,549659	0,187635	0,229144	7,580739

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

5.3.2 Análise para o período total incluindo a variável exógena CRB e fatores internos como variáveis endógenas

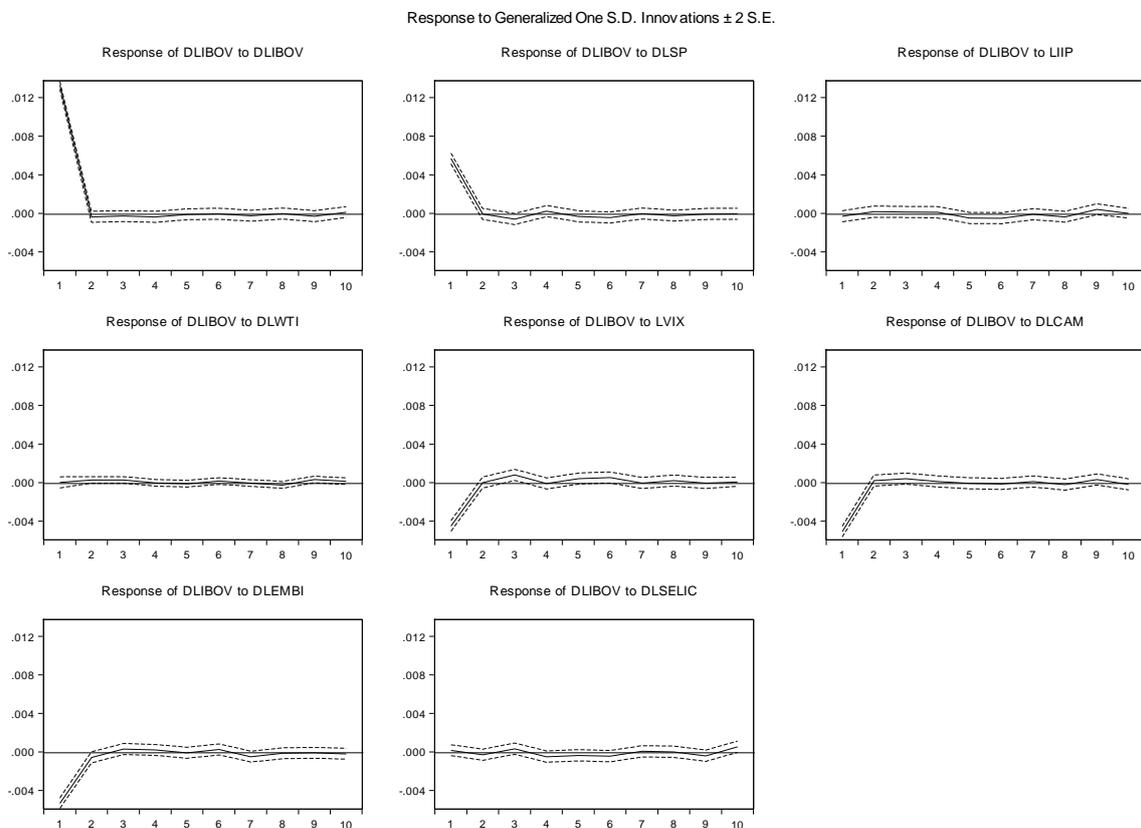
Conforme já apresentado, alguns fatores globais exercem influência sobre os retornos do IBOVESPA (DLIBOV). Entretanto, existem fatores relevantes de natureza interna que afetam a bolsa brasileira. Conforme Koepke (2019), o desempenho econômico doméstico, os indicadores de retorno de ativos e os indicadores de risco-país destacam-se como variáveis importantes para os mercados de ações das economias emergentes. Neste sentido, o próximo teste de robustez foi estimar um modelo considerando fatores internos relevantes que podem concomitantemente impactar os retornos do IBOVESPA.

Por conta dos dados em frequência diária, incluiu-se ao modelo o risco-país (EMBI) e a taxa de juros básica da economia brasileira (SELIC). Ressalta-se que a variável DLICRB foi mantida como variável exógena. Os testes de raiz unitária demonstraram que EMBI e SELIC foram estacionárias somente em primeira diferença. Além disso, os testes indicaram a utilização de um modelo VARX com nove defasagens.

A Figura 10 mostra os resultados das funções de impulso-resposta generalizadas e, a Figura 11, as funções com a ordenação de *Cholesky*. Na estimação das funções com a ordenação de *Cholesky* usou-se a seguinte ordenação:

LIIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM, DLEMBI, DLSELIC e DLIBOV. Os resultados para os fatores globais foram similares aos encontrados na seção 5.3.1. Quanto aos fatores internos, somente o risco-país (DLEMBI) impactou de forma significativa a variável DLIBOV. Esses resultados seguem em linha com Soares, Firme e Lima Júnior (2021), que observaram que os juros reais domésticos não têm efeito direto significativo sobre o IBOVESPA. Já o risco-país impactou negativamente a bolsa brasileira no curto prazo.

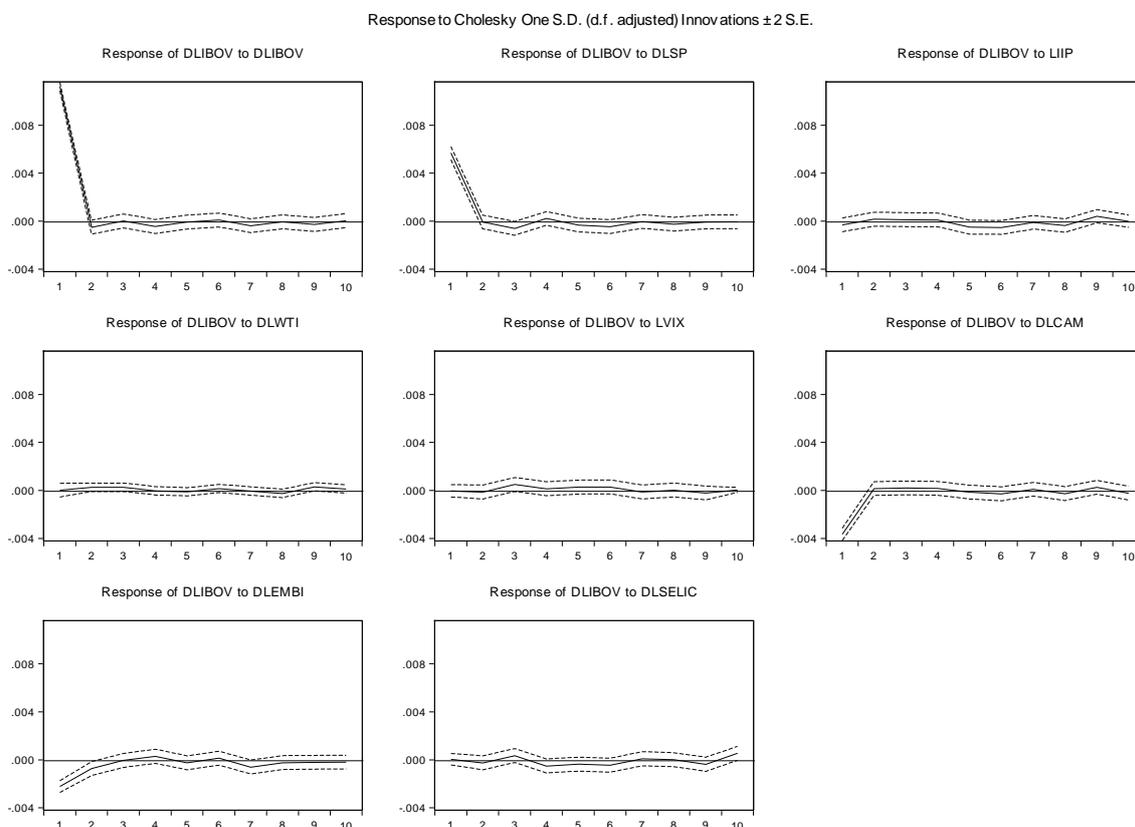
Figura 10 – Funções de impulso-resposta generalizadas para DLIBOV, considerando fatores globais, CRB, EMBI e SELIC (01/2011-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of “A” to “B”* = Resposta de “A” a “B”.

Figura 11 – Funções de impulso-resposta por ordenamento de *Cholesky* para DLIBOV, considerando fatores globais, CRB, EMBI e SELIC (01/2011-12/2019)



Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos; e, 3) *Response of "A" to "B"* = Resposta de "A" a "B".

A Tabela 9 exhibe os resultados da DV para a variável DLIBOV. A ordenação de Cholesky foi: LIP, DLWTI, DLSP, LVIX, DLCAM, DLEMBI, DLSELIC e DLIBOV. Observa-se que a variância do erro de previsão do IBOVESPA (DLIBOV) continuou sendo afetada em maior parte pelo próprio DLIBOV. O mercado global de ações (DLSP) novamente foi o fator global que mais afetou a variância do DLIBOV. O DLCAM continuou sendo a segunda variável que mais influenciou a variância do DLIBOV. Como na seção 5.3.1, o DLWTI não impactou de forma relevante o erro de previsão do IBOVESPA. O risco-país (DLEMBI) foi a terceira variável que mais afetou a variância do DLIBOV, em 3% aproximadamente.

Tabela 9 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão da variável DLIBOV considerando fatores globais, CRB, EMBI e SELIC (01/2011-12/2019)

Período	Erro-Padrão	DLIBOV	DLSP	LIIP	DLWTI	LVIX	DLCAM	DLEMBI	DLSELIC
1	0,0132	71,2894	18,2820	0,0537	0,0003	0,0009	7,5456	2,8267	0,0011
2	0,0133	71,0297	18,1810	0,0688	0,0388	0,0113	7,5166	3,1125	0,0404
3	0,0133	70,6857	18,2960	0,0772	0,0777	0,1513	7,5047	3,0987	0,1082
4	0,0133	70,5353	18,2584	0,0822	0,0782	0,1615	7,4932	3,1333	0,2576
5	0,0134	70,2747	18,2513	0,2198	0,0852	0,2035	7,4776	3,1573	0,3302
6	0,0134	69,9232	18,2766	0,3711	0,0992	0,2486	7,4837	3,1512	0,4459
7	0,0134	69,7821	18,2193	0,3755	0,1007	0,2572	7,4657	3,3507	0,4484
8	0,0134	69,6311	18,2169	0,4497	0,1345	0,2571	7,4874	3,3755	0,4474
9	0,0135	69,4246	18,1551	0,5416	0,1857	0,2818	7,4980	3,3883	0,5244
10	0,0135	69,2728	18,1166	0,5404	0,1933	0,2818	7,5117	3,4018	0,6811
11	0,0135	69,2651	18,1150	0,5432	0,1935	0,2826	7,5117	3,4069	0,6817
12	0,0135	69,2613	18,1140	0,5449	0,1935	0,2841	7,5123	3,4067	0,6829

Fonte: elaborado pelos autores a partir dos dados da pesquisa.

Notas: 1) D = significa a primeira diferença da variável; e, 2) L = indica que as variáveis estão expressas em logaritmos.

6. Considerações finais

Este trabalho analisou como o mercado de ações do Brasil (IBOVESPA) é influenciado por fatores globais, a saber: mercado global de ações (SP), taxa de câmbio (CAM), preço do barril do petróleo WTI (WTI), volatilidade do mercado acionário (VIX) e índice de incerteza política dos EUA (IIP). Para tanto, utilizou-se a abordagem VAR, com dados diários de 3 de janeiro de 2011 a 30 de dezembro de 2019. As análises econométricas foram realizadas para três períodos distintos, a saber: i) período total (03/01/2011 a 31/12/2019); ii) período até 2015 (03/01/2011 a 31/12/2015); e, iii) período a partir de 2016 (04/01/2016 a 30/12/2019). Com o intuito de dar robustez aos resultados, estimações foram realizadas incluindo, como variável exógena, o Índice Reuters/Jefferies CRB. Além disso, as variáveis risco-país (EMBI) e taxa básica de juros brasileira (SELIC) foram incluídas como variáveis endógenas em algumas estimações.

Os resultados revelaram que, independentemente do período de segmentação e do modelo estimado (aqui considerando os testes de robustez), as variáveis que afetaram de forma mais relevante o mercado acionário brasileiro (IBOVESPA) foram o mercado global de ações (SP) e a taxa de câmbio (CAM), variando apenas a magnitude da influência entre os períodos, com grande destaque para o índice S&P 500. Ressalta-se aqui que a variável preço do barril de petróleo (WTI) teve efeitos significativos sobre o IBOVESPA quando as estimações consideraram os fatores globais, mas demonstrou-se não significativa quando das estimativas (testes de robustez) levando-se em conta a variável exógena (CRB). No que tange aos fatores internos (EMBI e SELIC), somente o risco-país (DLEMBI) impactou de forma significativa o IBOVESPA.

De acordo com Fuinhas, Marques e Nogueira (2014), a maior integração entre os mercados faz com que estes sejam mais dependentes dos fatores globais. Os resultados desta pesquisa demonstram que o mercado acionário brasileiro não é uma exceção, seja considerando períodos de declínio ou de crescimento do IBOVESPA, e mesmo não havendo grandes turbulências internacionais (exemplo, a crise do subprime), e vão ao encontro de trabalhos anteriores, como: Zhang, Li e Yu (2013), Liu, Hammoudeh e Thompson (2013), Fuinhas, Marques e Nogueira (2014), Mensi *et al.* (2014), Dakhlaoui e Aloui (2016) e Ji, Bouri e Roubaud (2018).

Destaca-se que a análise das relações entre o IBOVESPA e os fatores globais contribui para uma melhor compreensão do comportamento do mercado de ações do Brasil, fornecendo informações significativas sobre as inter-relações do país com os fatores econômicos e financeiros mundiais, contribuindo para a literatura empírica da área. Estas evidências são importantes para auxiliar os diretores de empresas de capital aberto, os acionistas e os formuladores de políticas na elaboração de medidas para proteger a bolsa de valores do Brasil e as empresas listadas, de choques ou grandes eventos negativos envolvendo esses fatores globais.

Por fim, esses resultados têm implicações importantes no que tange às decisões futuras dos agentes econômicos (políticos e investidores), contribuindo para uma melhor compreensão da transmissão de choques, principalmente negativos, para o mercado acionário brasileiro, e considerando que o mercado financeiro (acionário) tem fortes reflexos sobre o lado real da economia.

Referências

AYDEMIR, O.; DEMIRHAN, E. The relationship between stock prices and exchange rates: Evidence from Turkey. *International research journal of finance and economics*, v. 23, p. 207-215, 2009.

BILLIO, M.; PARADISO, A.; DONADELLI, M.; RIEDEL, M. *Measuring financial integration: lessons from the correlation*. University Ca' Foscari of Venice, Dept. of Economics Working Paper Series N°. 23/WP/2015. Disponível em: <https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2629906>. Acesso em: 18 de jun. 2020.

BUENO, R. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: CENGAGE, 2012.

CHIANG, T. Economic policy uncertainty, risk and stock returns: Evidence from G7 stock markets. *Finance Research Letters*, v. 29, p. 41-49, 2019.

DAKHLAOUI, I.; ALOUI, C. The interactive relationship between the US economic policy uncertainty and BRIC stock markets. *International Economics*, v. 146, p. 141-157, 2016.

DICKEY, D.; FULLER, W. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

FAMA, E. Stock returns, expected returns, and real activity. *The Journal of Finance*, v. 45, n. 4, p. 1089-1108, 1990.

FERREIRA, D.; MATTOS, L. O contágio da crise do *subprime* no mercado acionário brasileiro. *Em anais do 40º Encontro Nacional De Economia*, Porto de Galinhas, 2012. Disponível em:

<<https://www.anpec.org.br/encontro/2012/inscricao>>. Acesso em: 18 de jun. 2020.

FERSON, W.; HARVEY, C. The variation of economic risk premiums. *Journal of Political Economy*, v. 99, n. 2, p. 385-415, 1991.

FUINHAS, J.; MARQUES, A.; NOGUEIRA, D. C. *Integration of the indexes SP500, FTSE100, PSI20, HSI and IBOVESPA: a VAR approach*. Paper, University Library of Munich, Germany, 2014. Disponível em: <https://mpira.ub.uni-muenchen.de/62092/1/MPRA_paper_62092.pdf>. Acesso em: 18 de jun. 2020.

JI, Q.; BOURI, E.; ROUBAUD, D. Dynamic network of implied volatility transmission among US equities, strategic commodities, and BRICS equities. *International Review of Financial Analysis*, v. 57, p. 1-12, 2018.

KIM, H. Generalized impulse response analysis: general or extreme? *EconoQuantum*, v. 10, n. 2, p. 136-141, 2013.

KOEPKE, R. What drives capital flows to emerging markets? A survey of the empirical literature. *Journal of Economic Surveys*, v. 33, n. 2, p. 516-540, 2019.

KOOP, G.; PESARAN, M.; POTTER, S. Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, v. 74, n. 1, p. 119-147, 1996.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of unit root. *Journal of Econometrics*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.

LAHRECH, A.; SYLWESTER, E. The impact of NAFTA on North American stock market linkages. *North American Journal of Economics and Finance*, v. 25, p. 94-108, 2013.

LANE, P. *Financial globalization and the crisis*. BIS Working Papers 397, Bank for International Settlements, 2012. Disponível em:

<<http://www.bis.org/publ/work397.pdf>>. Acesso em: 18 de jun. 2020

LEE, C. Insurance and real output: the key role of banking activities. *Macroeconomic Dynamics*, v. 17, n. 2, p. 235-260, 2013.

LIU, T.; HAMMOUDEH, S.; THOMPSON, M. A momentum threshold model of stock prices and country risk ratings: Evidence from BRICS countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 27, p. 99-112, 2013.

LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. Nova York: Springer, 2007.

MACHADO, M.; GARTNER, I.; MACHADO, L. Relação entre IBOVESPA e variáveis macroeconômicas: evidências a partir de um modelo Markov-Switching. *Revista Brasileira de Finanças*, v. 15, n. 3, p. 435-468, 2017.

MENSI, W.; HAMMOUDEH, S.; REBOREDO, J.; NGUYEN, D. Do global factors impact BRICS stock markets? A quantile regression approach. *Emerging Markets Review*, v. 19, p. 1-17, 2014.

ONO, S. Oil price shocks and stock markets in BRICs. *The European Journal of Comparative Economics*, v. 8, n. 1, p. 29-45, 2011.

PESARAN, H.; SHIN, Y. Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics letters*, v. 58, n. 1, p. 17-29, 1998.

PHILLIPS, P.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

RAGUNATHAN, V.; FAFF, R.; BROOKS, R. Correlations, business cycles and integration. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 9, n. 1, p. 75-95, 1999.

SOARES, L.; FIRME, V.; LIMA JÚNIOR, L. O impacto da política monetária no mercado de ações brasileiro. *Brazilian Review of Finance*, v. 19, n. 1, p. 70-96, 2021.

TSAI, I. The relationship between stock price index and exchange rate in Asian markets: A quantile regression approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 22, n. 3, p. 609-621, 2012.

TSAY, R. *Multivariate time series analysis: with R and financial applications*. Chicago: John Wiley & Sons, 2013.

YU, I.-W.; FUNG, K.-P.; TAM, S.-H. Assessing financial market integration in Asia-equity markets. *Journal of Banking and Finance*, v. 34, n. 12, p. 2874-2885, 2010.

ZHANG, B.; LI, X.; YU, H. Has recent financial crisis changed permanently the correlations between BRICS and developed stock markets? *The North American Journal of Economics and Finance*, v. 26, p. 725-738, 2013.

Agradecimentos

Os autores gostariam de agradecer ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico – CNPq (concessão nº 406319/2018-9) e à Fundação de Amparo à Pesquisa e Inovação do Espírito Santo – FAPES pelo apoio financeiro. Além disso, os autores gostariam de agradecer aos pareceristas anônimos por seus comentários e sugestões, que levaram a uma melhoria substancial em relação à versão anterior do artigo.