

Efeito contágio no mercado financeiro brasileiro

Contagion effect on the brazilian financial market

Rodrigo Abbade da Silva ¹

Daniel Arruda Coronel ²

Mygre Lopes da Silva ³

Resumo

Objetiva-se avaliar a existência do efeito contágio nos cinco maiores mercados financeiros mundiais (Alemanha, Canadá, Japão, Estados Unidos, China), sobre o comportamento do mercado financeiro brasileiro, no período 04/01/1999 a 03/06/2015. Para tanto, foi aplicado um modelo de vetores autorregressivos (VAR). Os resultados não indicaram existência de relações em longo prazo. Em termos dos efeitos de curto prazo, as funções de resposta a impulso mostraram que o mercado financeiro brasileiro reage inconstantemente com os mercados financeiros mundiais, o que corrobora a hipótese de presença do efeito contágio e a possibilidade de diversificação de portfólios entre diferentes países.

Palavras-chave: Integração de mercados financeiros; Mercado acionário; Modelo VAR; Efeito contágio; Mercado financeiro brasileiro.

Abstract

The aim of this study was evaluate the existence of contagion effect in five major world financial markets (Germany, Canada, Japan, United States, China), about the behavior of Brazilian financial market, in the period 1/4/1999 to 6/3/2015. It was applied a vector autoregressive model (VAR). The results did not indicate the existence of long-term relationships. In terms of short-term effects, the impulse-response functions showed that the Brazilian financial market reacts unstable with the world financial markets, what confirms the

¹ Bacharel em Ciências Econômicas pela UFSM, pesquisador e bolsista da CAPES, Mestrando em Administração na Universidade Federal de Santa Maria – UFSM, afinidade com métodos econométricos de pesquisa e modelos de equilíbrio geral em , Brasil. Contato: abbaders@gmail.com

² Bacharel em Administração pela Universidade do Vale do Rio dos Sinos – UNISINOS, Mestrado em Agronegócios pela Universidade Federal do Rio Grande do Sul – UFRGS, Doutorado em Economia Aplicada pela Universidade Federal de Viçosa –UFV, Professor Adjunto do Departamento de Ciências Administrativas e dos Programas de Pós-Graduação em Administração e em Gestão de Organizações Públicas da Universidade Federal de Santa Maria - UFSM, Brasil. Contato: neimar.anjo@gmail.com

³ Bacharel em Ciências Econômicas pela UFSM. Graduanda em Administração pelo Centro Universitário de Maringá – Unicesumar, Mestrado em Administração, Doutoranda em Administração, linha de pesquisa de Economia, Controle e Finanças, pela Universidade Federal de Santa Maria -UFSM, Brasil. Contato: renatomonteir@gmail.com

hypothesis of the presence of the contagion effect and the possibility of diversification of portfolios among different countries.

Keywords: *Integration of financial markets; Stock market; VAR model; Contagion effect; Brazilian financial market.*

1 INTRODUÇÃO

A interligação do padrão de comportamento entre o mercado financeiro global pode ser percebida, em 2007, com os primeiros efeitos da crise do mercado de crédito imobiliário norte-americano sobre o mercado internacional de capitais. O índice Nasdaq, que havia atingido a máxima histórica em número de pontos, passou por um processo de reversão que perdurou durante todo o ano seguinte e afetou outros mercados, incluindo o mercado acionário brasileiro (WESSEL, 2010). O processo de reversão do índice Nasdaq engendrou o efeito *Herding Behaviour*, e, com isso, o índice do mercado financeiro brasileiro (Ibovespa) seguiu o mesmo padrão do índice do mercado financeiro estadunidense (Nasdaq) com um processo de reversão de tendência, após alcançar a máxima histórica, em maio de 2008. De forma quase concomitantemente, os índices dos mercados financeiros da Alemanha, do Canadá, do Japão e da China apresentaram comportamento similar, com uma súbita reversão de tendência inédita, na série temporal histórica, tanto em termos de intensidade quanto de magnitude.

A crise econômica mundial de 2007 resultou possivelmente em mais um evento de efeito contágio. O efeito contágio é amplamente discutido na literatura, principalmente a partir da segunda metade da década de 1990, com a ocorrência de crises em mercados emergentes (México, Rússia, Ásia e Brasil). Não há uma única definição para o efeito contágio. Todavia, geralmente é compreendido como a propagação de perturbações no mercado cambial ou acionário de um país para outro, conforme abordado por Dornbusch, Park e Claessens (2000). Esta definição aproxima-se da utilizada por Forbes e Rigobon (2002), mas difere ligeiramente do estudo de Pericoli e Sbracia (2003), cuja delimitação apresentada constitui uma entre as cinco principais definições de contágio.

A abordagem sobre inter-relações entre o mercado financeiro global, incluindo o comportamento das ações brasileiras, aparece em estudos que tiveram o objetivo de avaliar a possibilidade de diversificação de risco em mercados internacionais e de avaliação do efeito contágio. A utilização de modelos de vetores autorregressivos (VAR), como no estudo de Júnior (2004), e de técnicas de avaliação de cointegração, como no trabalho de Tabak e Lima (2002) e Vartanian (2012), constituem metodologias recorrentes na agenda de pesquisa.

Neste sentido, o objetivo do presente estudo é o de avaliar se a trajetória do Ibovespa no período 1999-2015 se relacionou com o comportamento das ações dos cinco maiores mercados financeiros mundiais, representadas pelos índices Dax (Alemanha), S&p Tsx Composite (Canadá), Nikkei 225 (Japão), Nyse Composite (Estados Unidos) e Shanghai Composite (China). Para tanto, é aplicado o teste de cointegração entre os índices, além da estimativa por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), com teste de causalidade/exogeneidade de Granger, objetivando identificar o efeito contágio. A hipótese da pesquisa é que o Ibovespa foi influenciado pelo comportamento dos demais mercados financeiros mundiais, durante a série histórica.

O presente trabalho justifica-se pela abordagem do comportamento da trajetória do Ibovespa exclusivamente relacionando-o com o comportamento dos cinco mercados financeiros mundiais com maior volume financeiro negociado (WORLD FEDERATION OF

EXCHANGES, 2015). Além disso, a importância de identificar possíveis relações entre o mercado financeiro brasileiro e os mercados financeiros mundiais deriva da possibilidade de avaliar o efeito contágio com a consequente viabilidade de diversificação de aplicações em mercados financeiros de diferentes países.

Para isso, este artigo apresenta, na segunda seção, aspectos teóricos sobre o efeito contágio e uma revisão de trabalhos empíricos. A terceira seção discorre sobre os procedimentos metodológicos e os dados utilizados na pesquisa, enquanto a quarta seção apresenta e discute os resultados. Finalmente, na quinta seção, são apresentadas as considerações finais.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

O marco teórico do trabalho tem origem no chamado efeito contágio, e, por isso, a seção contempla a definição do efeito contágio. Posteriormente, serão apresentados resultados de trabalhos empíricos que avaliaram a relação entre distintos mercados, com ênfase para os efeitos sobre o mercado brasileiro.

A definição de contágio recorrente na literatura pode ser vista em Dornbusch, Park e Claessens (2000). Segundo os autores, contágio refere-se à propagação de perturbações nos mercados de um país para outro, em um processo de comovimento nas taxas de câmbio, ações, títulos soberanos e fluxos de capital. Essa definição aproxima-se da utilizada por Forbes e Rigobon (2002). No entanto, Forbes e Rigobon (2002) diferenciam o efeito contágio da interdependência. A interdependência ocorre quando o comovimento não aumenta significativamente após um choque, enquanto o contágio mostra um aumento no comovimento diante de um choque qualquer. Adicionalmente, Pericoli e Sbracia (2003) apresentam uma revisão da literatura pertinente ao tema destacando as cinco principais definições de contágio. Uma delas alude especificamente ao mercado cambial quando define o contágio como o aumento da probabilidade de crise em um determinado país, com base em uma crise que esteja ocorrendo em outro país. Outra abordagem contempla o mercado financeiro, a qual define o contágio como um processo em que a volatilidade de um país em crise provoca um transbordamento (*spillover*) para os mercados financeiros de outros países.

Sob a ótica de pesquisas empíricas, a literatura apresenta inúmeras abordagens com as relações entre o índice de ações brasileiras (Ibovespa) e o índice de ações do mercado estadunidense (Nasdaq), frequentemente, por meio da utilização da teoria de cointegração de Johansen (1991) ou por intermédio dos modelos VAR, originalmente propostos por Sims (1980). O avanço nas pesquisas resultou, ainda, em análises efetuadas a partir de modelos de vetores autorregressivos com a inclusão de vetores de cointegração, no que se convencionou chamar de modelo VEC ou VECM (*vector error correction model*). A análise dos determinantes da trajetória do Ibovespa, exclusivamente sob as variações nos cinco maiores mercados financeiros mundiais, é menos recorrente, principalmente, em função de análises de cointegração e de causalidade exigirem amplitude temporal indisponível no período de realização das pesquisas.

Estudos iniciais pertinentes ao processo de integração de mercados financeiros, como o de Leal e Costa Jr (1998), tiveram o objetivo de avaliar a integração das bolsas brasileira e argentina após a abertura financeira, no início da década de 1990. Nesse sentido, a pesquisa identificou indícios de integração do mercado acionário brasileiro com o americano a partir de 1993. Segundo os autores, que avaliaram também a integração do mercado argentino com o norte-americano, a estabilização das economias dos dois países, a abertura dos mercados financeiros e a emissão de títulos no exterior favoreceram o estreitamento das relações entre as bolsas de valores.

Em contrapartida, Sanvicente (1998), com o objetivo de identificar a relação de longo

prazo entre o mercado acionário brasileiro e estadunidense no período de janeiro de 1986 a dezembro de 1997, com a utilização de dados diários do Ibovespa e do índice Dow Jones, refutou a hipótese de cointegração entre os mercados. Desta forma, concluiu que há possibilidade de diversificação entre os mercados, tendo em vista que, no longo prazo, não há sinais de comportamento convergente, o que permite a diversificação por meio de aplicações nas duas bolsas.

Tabak e Lima (2002), num período mais recente, que teve início em janeiro de 1995 e se encerrou em março de 2001, utilizando a teoria de cointegração para identificar se há comportamento convergente entre o mercado acionário brasileiro e outros mercados, como o argentino, mexicano e estadunidense, também não encontraram evidências de cointegração. Esse resultado deve-se, possivelmente, à mudança do regime cambial e a consequente desvalorização do real, que provocaram uma forte queda no Ibovespa em pontos, o que pode ter indicado inexistência de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e norte-americano. Contudo, para análise de contágio no curto prazo, aferida pelo teste de causalidade estatística, os autores encontraram evidências de que o mercado americano influencia o desempenho das ações nos mercados latino-americanos. Todavia, enfatizam a necessidade de desenvolver-se uma análise de quebras estruturais, com o uso de *dummies*, verificadas nos índices com o objetivo de detectar eventuais relações em longo prazo.

Pereira, Dantas e Costa (2002), com outra estratégia de modelagem em uma análise com dados semanais e índices expressos em dólares, sem que a variável taxa de câmbio fosse contemplada com *dummies* para evidenciar os efeitos da quebra estrutural proposta por Tabak e Lima (2002), o que pode ter prejudicado os testes de cointegração realizados, não identificaram relações de cointegração entre as bolsas dos Estados Unidos e do Brasil. Apesar disso, os autores encontraram evidências de cointegração com as bolsas argentina e mexicana, com isso, sugerindo que, em momento de crise, por exemplo, os países são tratados da mesma maneira por investidores internacionais. Por sua vez, Grôppo (2006), utilizando-se de testes de causalidade, identificaram interferências dos mercados norte-americano e argentino sobre o mercado brasileiro, ainda que não tenha sido possível prever o comportamento das ações brasileiras com base na oscilações dos preços das ações dos Estados Unidos, pois não puderam identificar relações de cointegração entre os mercados.

Lamounier e Nogueira (2007) realizaram estudo com o objetivo de identificar as relações de curto e longo prazo entre o mercado financeiro brasileiro e de países emergentes, em dois períodos, sendo o primeiro o de setembro de 1995 a dezembro de 2002, e o segundo, de janeiro de 2003 a agosto de 2005. A análise em dois momentos deve-se à relativa estabilidade no segundo momento, o que permitiu uma comparação com o primeiro período, que foi caracterizado por crises internacionais. Todavia, utilizaram os índices de bolsas em moedas locais, considerando que o risco cambial pode ser completamente eliminado por operações de *hedge*, o que não é recorrente, tendo em vista os custos advindos da proteção da variação cambial. Desta forma, identificaram efeitos em curto prazo entre mercados internacionais e o mercado brasileiro com testes de causalidade. Além disso, tanto o Ibovespa quanto as bolsas de países emergentes são influenciados, em curto prazo, pelas bolsas dos mercados norte-americano e londrino, ainda que a quebra estrutural do Ibovespa, em janeiro de 1999, possa ter produzido vieses.

Em avaliação da interdependência entre os mercados, Júnior (2004) analisou a influência do Nasdaq sobre as bolsas da Argentina, do Brasil, do Chile e do México, com a aplicação de um modelo VAR, decomposição da variância e funções de resposta a impulso. O autor isolou efeitos de interdependência do mercado americano sobre as bolsas dos quatro países, analisando um período de doze anos, que teve início em janeiro de 1992, o que também resultou em várias quebras estruturais na série do Ibovespa. Mesmo assim, o estudo detectou influência do Nasdaq sobre o Ibovespa, mas destacou que o país que apresentou

relação mais estreita com os EUA foi o México.

Grôppo (2006) avaliou a influência de variáveis de política monetária sobre o Ibovespa, no período 1995-2005, com um modelo VEC que incluiu outras variáveis, como a oferta de moeda e as taxas de juros a curto e longo prazo bem como dois regimes cambiais distintos na estimativa, por meio da inclusão de uma variável *dummy* representando a mudança estrutural resultante da mudança do regime cambial de 1999. Desta forma, identificou a importância da taxa de câmbio no comportamento do Ibovespa, ao evidenciar que, entre as variáveis analisadas, a maior sensibilidade do Ibovespa está associada à taxa de câmbio. Ainda argumenta que o procedimento, uso de variáveis *dummies* para diferenciar comportamentos em quebra estrutural, tende a ser mais eficaz na estimativa e na confiabilidade dos resultados. Todavia Gamboa (2006) acrescenta que as quebras estruturais podem comprometer os resultados de testes econométricos, como a superaceitação de hipótese de raiz unitária e, no caso dos testes de cointegração, a superestimação do número de vetores de cointegração identificados. Também destaca que não há um consenso na literatura quanto à melhor forma de se testar a cointegração em séries com quebras, o que se confirma na inexistência de rotinas padronizadas nos *softwares* e pacotes econométricos.

Nogueira e Lamounier (2008) buscaram identificar o efeito contágio entre bolsas de países emergentes com países desenvolvidos, em uma análise que contemplou o período de 1995 a 2005. Os autores também supuseram possibilidade de eliminação do risco cambial e concluíram, por meio de testes de cointegração, que há possibilidade de diversificação no mercado internacional de capitais porque, mesmo com indícios de cointegração, os choques propagam-se de forma lenta, dessa maneira, permitindo aos investidores diversificar em períodos intermitentes. As relações de cointegração, nesse estudo, não permitiram apontar quais mercados são cointegrados, sendo que a bolsa brasileira também foi analisada sob dois períodos distintos em termos de regime cambial.

Vartanian (2012) avaliou a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, preços das *commodities* e taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa no período 1999-2010. Neste sentido, aplicou o teste de cointegração Johansen (1991) além de um modelo de vetores autorregressivos (VAR) com uma quebra estrutural na variável taxa de câmbio. Desta forma, pôde concluir que não há relações de longo prazo entre as variáveis. Em termos dos efeitos de curto prazo, as funções de resposta a impulso mostraram que o índice de ações brasileiro reage positivamente aos choques nos preços das *commodities* e ao índice de ações estadunidense, o que corrobora a presença do efeito contágio.

Como pôde ser verificado, inúmeros autores abordaram relações de cointegração e/ou de causalidade do Ibovespa a partir do comportamento das ações do mercado estadunidense. No entanto, a relação entre o índice de ações brasileiro (Ibovespa) e os índices dos cinco maiores mercados financeiros mundiais constitui-se como uma lacuna na literatura.

De forma geral, observou-se que parte das pesquisas atentou para a importância do mercado financeiro estadunidense sobre o comportamento do Ibovespa, de maneira concomitante às estimativas que consideraram apenas o risco inerente às economias. Isso reforça a necessidade de uma análise de efeitos de cointegração e de causalidade para um período mais extenso, como o da presente pesquisa, em que se considera o Ibovespa, índice das principais ações negociadas no Brasil, comparando-o com índices de ações dos cinco maiores mercados financeiros mundiais, com a inclusão de uma variável *dummy* que representa a quebra estrutural para captar os possíveis efeitos provocados pela crise econômica mundial de 2007.

3 METODOLOGIA

No método *Autorregressive Vector* (VAR), o termo autorregressivo deve-se à aparência

do valor defasado da variável dependente no lado direito, e o termo vetor deve-se ao fato de que se está lidando com um vetor de duas (ou mais) variáveis. Essa modelagem apresenta a dinâmica da evolução de um conjunto de variáveis a partir de uma trajetória comum. Todavia, nesses modelos, todas as variáveis incluídas são consideradas como endógenas (BUENO, 2008).

O modelo econométrico especificado permite verificar a relação de dependência entre as flutuações dos maiores mercados financeiros mundiais e o índice brasileiro de ações Ibovespa, de forma a identificar a natureza da causalidade e magnitude de seus efeitos, bem como estimar o intercepto diferencial e o coeficiente angular diferencial para todas as variáveis com a intenção de captar possíveis alterações no índice do setor industrial brasileiro em resposta à crise econômica mundial, ocorrida em 2007. Para isso, é estimada uma função de contágio no índice brasileiro de ações Ibovespa.

A Equação (1) é o VAR na forma geral do índice brasileiro de ações em diferença do logaritmo natural com periodicidade diária. O VAR permite que se estime a influência de cada variável sobre as demais, não apenas no próprio tempo t , mas também como tal variável responde às variações nos vetores autorregressivos com defasagens ($j = 0,1$) em i variáveis.

$$\begin{aligned}
 IBV_{it} = & \beta_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} IBV_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} DAX_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} TSX_{it-j} + \\
 & + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} NIK_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} NYC_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} SCI_{it-j} + \\
 & + \alpha_i Dec + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} IBV_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} DAX_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} TSX_{it-j} + \\
 & + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} NIK_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} NYC_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} SCI_{it-j} + \mu_{it}
 \end{aligned} \tag{1}$$

Em que:

β_{ij} : parâmetros do modelo especificado, em que β_i é o intercepto;

IBV : índice de ações do mercado financeiro brasileiro;

DAX : índice de ações do mercado financeiro alemão;

TSX : índice de ações do mercado financeiro canadense;

NIK : índice de ações do mercado financeiro japonês;

NYC : índice de ações do mercado financeiro norte americano;

SCI : índice de ações do mercado financeiro chinês;

α_i : intercepto diferencial;

Dec : *dummy* (Efeito Crise) temporal. 0 se 04/01/1999 a 01/04/2007, e 1 se 02/04/2007 a 03/06/2015;

μ_{it} : termos de erros estocásticos.

Um dos problemas do VAR se manifesta na dificuldade em interpretar, em conformidade com a teoria econômica, os resultados dos coeficientes estimados. Isso decorre muitas vezes do grande número de regressores presentes nesses modelos, sendo que, na maior parte das vezes, com alta colinearidade entre eles, o que diminui a eficiência dos estimadores (ENDERS, 1995).

Outro cuidado adotado na estimativa refere-se à necessidade de distribuição normal dos erros de previsão, um dos pressupostos de uma estimativa por mínimos quadrados ordinários. Embora alguns estudos descartem as imposições de testes e restrições sobre o modelo VAR, foi aplicado um teste de normalidade, o teste de Doornik-Hanse, para verificar se os resíduos da regressão seguem distribuição normal. O teste segue distribuição Qui-

Quadrado, e a hipótese nula indica que os resíduos são normalmente distribuídos. Verificou-se que não ocorreu a normalidade dos erros, o que já era esperado em decorrência da característica de volatilidade de séries financeiras. Há que se ressaltar que a rejeição do teste não impede a interpretação e análise dos resultados, apesar de sugerir cautela.

Também se aplicou o teste global do modelo VAR, o qual permite testar a estabilidade dos parâmetros em cada uma das equações do modelo. Todavia, o período escolhido contempla uma quebra estrutural importante, em um ponto teórico, a crise econômica mundial de 2007. Desta forma, foi possível identificar estabilidade contínua decorrente de oscilações pequenas nas variáveis. Ainda, como afirmam Bagliano e Favero (1998), a eventual estabilidade pontual dos parâmetros corrobora a robustez do modelo estimado.

A partir da estimação da modelagem VAR, torna-se possível analisar as funções resposta a impulso e a decomposição da variância, as quais permitem verificar as relações (efeitos) de choques em desvio-padrão das demais variáveis sobre o índice de ações do mercado financeiro do Brasil.

3.1 ESCOLHA DO NÚMERO DE DEFASAGENS

Para todos os procedimentos de estimação dos modelos VAR, faz-se necessário determinar a ordem das defasagens dos regressores. Sabe-se que a escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizada nas regressões é um ponto importante nas análises. Os três métodos mais utilizados para determinação do número de defasagens são AIC (*AKAIKE Information Criterion*), BIC (*SCHWARZ Bayesian Criterion*) e HQC (*Hannan-Quinn Criterion*), que partem de um modelo de regressão com várias defasagens e vão gradativamente reduzindo-as até que seus valores sejam minimizados (ENDERS, 1995). Zinde-Walsh (2009) argumentam que a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que, dessa forma, o analista pode verificar como a exclusão de algumas defasagens afeta o resultado das estimações. Além disso, a escolha de poucas defasagens pode causar um sério viés devido à omissão de variáveis relevantes; por outro lado, a escolha de mais defasagens do que o necessário pode levar ao viés de inclusão de variáveis irrelevantes, que é menos sério do que no caso anterior, mas, mesmo assim, compromete a eficiência dos estimadores. Assim, foi utilizado o critério da parcimônia, adotando-se o método que determinar menor ordem.

3.2 TESTES DE ESTACIONARIEDADE

A primeira fase do processo de estimação consiste em verificar a estacionariedade dos processos estocásticos, cujo objetivo é conferir a presença de raiz unitária. Para isso, foram utilizados os testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) frequentemente empregados na literatura (ENDERS, 1995).

Entretanto, cabe ressaltar que ADF tem como hipótese nula a presença de raiz unitária, ou seja, a série é não estacionária e, como hipótese alternativa, o raciocínio oposto. A aceitação da hipótese nula é indicativa de raiz unitária, tendência estocástica. A rejeição da mesma indica a estacionariedade da série. Por outro lado, o teste KPSS é de análise confirmatória, utilizado na literatura como forma de ratificar os resultados dos testes usuais quando a série for integrada em primeira ordem, $I(1)$. Assim, a hipótese nula é da estacionariedade da série temporal, e a hipótese alternativa é de raiz unitária. Dessa forma, se o teste ADF rejeitar a hipótese nula e se o teste de análise confirmatória não o fizer, é confirmada a estacionariedade da série temporal (KWIATKOWSKI et al., 1992). Todavia, espera-se que todas as variáveis sejam estacionárias em nível, pois, conforme Bueno (2008),

variáveis em taxa de retorno naturalmente apresentam pequenas variações, o que geralmente torna as séries estacionárias em nível.

Para identificar a existência de cointegração entre as séries, aplicou-se o teste de cointegração Engle e Granger (1987), conforme a Equação 2. Para descobrir se existe a presença de um equilíbrio de longo prazo, ou seja, uma relação estável entre o conjunto de variáveis:

$$y_t = \alpha + \alpha_1 x_1 + \alpha_2 x_2 + \mu_t \quad (2)$$

Em que: x_t e y_t são ditos cointegrados se existe parâmetro α . Tal que $\mu_t = y_t - \alpha x_t$ é um processo estacionário. Onde y_t e x_n é o log-retorno do preço de uma das variáveis, α_n é o parâmetro calculado e μ_t é o resíduo da regressão.

Para que seja encontrada a existência de cointegração, é necessário que o teste aceite a hipótese nula (H_0 : não é estacionária) para as variáveis individuais no modelo e rejeite a hipótese nula para os resíduos (μ_t) da regressão de cointegração.

3.3 FUNÇÃO RESPOSTA A IMPULSO (FIR)

A análise do modelo VAR é realizada através função resposta a impulso (FIR), a qual define o efeito do choque exógeno de uma perturbação aleatória sobre os valores presentes e passados das variáveis endógenas. Assim, um choque em qualquer variável afeta não só diretamente essa variável como também todas as variáveis endógenas através da estrutura dinâmica do VAR (BUENO, 2008). Assim, é possível analisar o efeito contágio no índice de ações do mercado financeiro brasileiro mediante mudanças (choques) nas variáveis endógenas.

Frequentemente, os efeitos de choques de um modelo VAR são apresentados em gráficos com as funções de resposta a impulso, cujo efeito contágio pode ser investigado. Assim, no eixo horizontal, optou-se por visualizar o movimento decorrente de choques até o trigésimo dia, visto que, até esse período, os choques dissiparam-se completamente. Para auxiliar na análise, as funções de resposta a impulso foram apresentadas considerando um choque hipotético de um desvio padrão em cada uma das variáveis.

Cabe destacar que os movimentos das variáveis após um choque devem ser interpretados como elasticidades entre elas, em função da logaritmização das variáveis do sistema. As funções de resposta a impulso foram geradas a partir da decomposição de Cholesky, que utiliza a inversa do fator de Cholesky da matriz de covariância dos resíduos para ortogonalizar os impulsos. O ordenamento das variáveis na estimativa foi realizado com base nos resultados do teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity, cuja hipótese nula é a não causalidade de X em Y. Na derivação da matriz de Cholesky, foi aplicada a correção dos graus de liberdade da matriz de covariância dos resíduos.

3.4 DECOMPOSIÇÃO DA VARIÂNCIA (DV)

A metodologia VAR permite, em complemento à análise das funções de resposta a impulso, a realização do exercício de decomposição da variância (DV) para avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais, por meio da decomposição da variância do erro de previsão. Isso permite comensurar a porcentagem da variância do erro de previsão, que decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão (BUENO, 2008).

3.5 FONTE E BASE DE DADOS

Os dados utilizados neste artigo compreendem os cinco mercados financeiros mundiais com maior volume financeiro negociado e o mercado brasileiro (WFE, 2015), em índices diários de fechamento, coletados de Wessa (2015), e estão descritas na Tabela 1. Cabe ressaltar que todas as observações têm frequência diária e compreendem o período de 04 de janeiro de 1999 a 03 de junho de 2015, perfazendo um total de 3.506 observações. Em função da final das diferentes datas de feriados entre os países, os dados foram ajustados para os dias em que todas as variáveis foram cotadas. Conforme os autores Lin e Cheng (2008), dessa forma, os dados podem ser comparados com maior representabilidade na identificação do efeito contágio. Assim, é possível identificar os determinantes econômicos e avaliar os comovimentos entre os ativos. A amostra foi dividida em dois períodos: i) antes do período de crise, ii) depois da crise. O primeiro período inicia em 04 de janeiro de 1999 e vai até 01 de abril de 2007 (1.745 observações). O segundo período abrange 02 de abril de 2007 a 03 de junho de 2015 (1.761 observações), marcos teóricos sugeridos por Baba e Packer (2009).

Tabela 1 - Índices de referência

País	Índices	Sigla
Brasil	Ibovespa	IBV
Alemanha	Dax	DAX
Canadá	S&P Tsx Composite	TSX
Japão	Nikkei 225	NIK
Estados Unidos	Nyse Composite	NYC
China	Shanghai Composite	SCI

Fonte: elaborado pelos autores, a partir de Baba e Packer (2009).

Para estimação dos testes e dos modelos supracitados, utilizou-se o *software* econométrico livre Gretl versão 1.9.14.

4 ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A aplicação do teste de raiz unitária Dickey-Fuller (ADF) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin (KPSS) confirmaram as expectativas *a priori* de que todas as séries são de fato estacionárias em nível. Conforme pode ser visualizado na Tabela 2, no teste ADF, todas as séries rejeitaram a hipótese nula (H_0), presença de raiz unitária, em outras palavras, são estacionárias. Também a análise confirmatória de estacionariedade realizada pelo teste KPSS indica que todas as séries aceitam a hipótese nula (H_0), ausência de raiz unitária, em outras palavras, são estacionárias em nível I(0).

Tabela 2 - Testes de estacionariedade ADF e KPSS

Variável	ADF							KPSS				
	Df	Est. Const.	Cálc.	c/	Est. Tend.	Cálc.	c/	NS 5%	Decisão	Est. Cálc.	NS 5%	Decisão

Efeito contágio no mercado financeiro brasileiro

Δ IBV	10	-18,452	-29,249	-2,860	Rejeita H_0	0,269	0,462	Aceita H_0
Δ DAX	10	-29,286	-29,282	-2,860	Rejeita H_0	0,002	0,462	Aceita H_0
Δ TSX	10	-30,976	-30,971	-2,860	Rejeita H_0	0,002	0,462	Aceita H_0
Δ NIK	10	-30,352	-30,348	-2,860	Rejeita H_0	0,002	0,462	Aceita H_0
Δ NYC	10	-30,459	-30,455	-2,860	Rejeita H_0	0,002	0,462	Aceita H_0
Δ SCI	10	-31,039	-31,035	-2,860	Rejeita H_0	0,002	0,462	Aceita H_0

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Legenda: Δ = taxa de retorno ou diferença do logaritmo natural. Df = defasagens; NS: nível de significância.

A seleção do número de vetores autoregressivos que devem fazer parte do VAR estimado é feita recorrendo aos testes AIC, BIC e HQC, conforme discutido na seção anterior. Assim, ao observar a Tabela 3, nota-se que os critérios indicam defasagens diferentes para cada VAR.

Tabela 3 - Seleção do Número de Defasagens do Modelo

Defasagem	AIC	BIC	HQC
7	14,397655	14,852317*	14,559930
8	14,359874	14,877978	14,544793
9	14,325676	14,907221	14,533238
10	14,291922*	14,936908	14,522127*

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Por razões de parcimônia, significância explicativa e em virtude de a estimativa de um modelo com um número elevado de defasagens consumir muitos graus de liberdade e tender a aumentar a colinearidade dos regressores, optou-se por usar a defasagem 10, baseando-se no critério AIC e HQC (BUENO, 2008).

Posteriormente, realizou-se o teste de cointegração Engle-Granger para verificar se haveria uma relação de longo prazo entre as variáveis. O teste verifica a presença de raiz unitária nas variáveis em nível e realiza uma regressão entre elas para analisar se os resíduos da regressão possuem raiz unitária. Para que haja evidência de uma relação de cointegração, a hipótese nula de que há raiz unitária (H_0) deve ser aceita para as variáveis individuais e rejeitada para os resíduos da regressão de cointegração.

Tabela 4 - Teste de cointegração de Engle e Granger

Variável	Estatística do Teste	Valor crítico 5%	Decisão
IBV	-17,7397	-2,887	Rejeita H_0
DAX	-29,2858	-2,887	Rejeita H_0
TSX	-30,9757	-2,887	Rejeita H_0
NIK	-30,3522	-2,887	Rejeita H_0
NYC	-30,4594	-2,887	Rejeita H_0
SCI	-31,0392	-2,887	Rejeita H_0
Resíduos	-17,748	-2,887	Rejeita H_0

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Conforme se pode constatar pela análise da Tabela 4, os resíduos da regressão não possuem raiz unitária. Sendo assim, a hipótese de que os mercados financeiros apresentam

relação de cointegração ou, ainda, de que há uma relação em longo prazo entre os mercados acionários pode ser rejeitada.

O teste de exogeneidade das variáveis indicou, conforme mostra a Tabela 5, que todas as variáveis apresentam endogeneidade forte. Assim, a ordenação utilizada na decomposição de Cholesky segue a ordem da variável menos endógena a mais endógena, a saber: NIK, IBV, NYC, DAX, SCI e TSX.

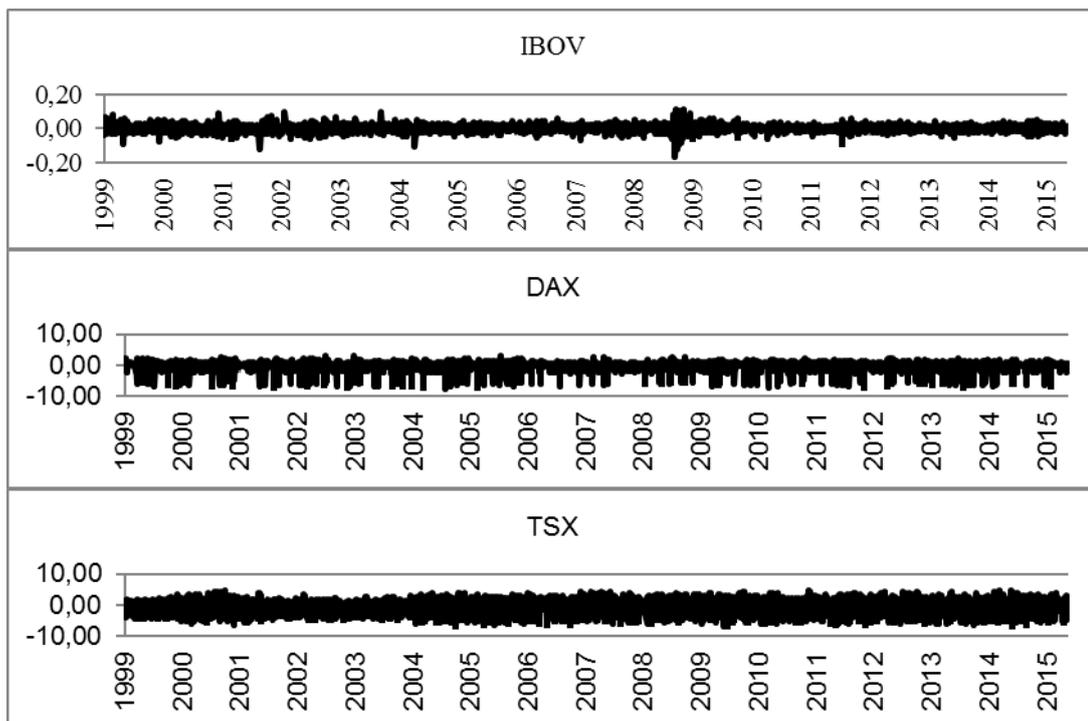
Tabela 5 - Teste de Exogeneidade Variáveis - VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

	IBV		DAX		TSX		NIK		NYC		SCI	
	Chi ²	Prob.										
IBV			1,67	0,43	0,67	0,71	1,93	0,38	5,46	0,06	8,42	0,01
DAX	30,34	0,00			0,47	0,79	19,07	0,00	1,30	0,52	1,41	0,49
TSX	68,13	0,00	1,46	0,48			0,58	0,75	2,59	0,27	0,30	0,86
NIK	0,70	0,70	0,54	0,76	3,42	0,18			7,46	0,02	5,09	0,08
NYC	5,55	0,06	1,10	0,58	2,02	0,36	5,10	0,08			3,41	0,18
SCI	42,50	0,00	0,02	0,99	3,10	0,21	2,91	0,23	4,65	0,10		
Total	18,46	0,05	57,91	0,00	79,12	0,00	17,53	0,06	25,16	0,00	65,88	0,00

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Legenda: testa-se a hipótese nula de que as variáveis da primeira linha não causam as variáveis da primeira coluna.

Também, foi aplicado o teste de Doornik-Hansen com o objetivo de se avaliar a normalidade dos resíduos do modelo, o qual resultou em um Qui-quadrado (26) = 9,86*10⁸ calculado, e, como no teste ao grau de liberdade 26, tem-se Qui-quadrado crítico de 15,379, portanto, rejeita-se H₀. Conforme Bueno (2008) e Enders (1995), apesar de a hipótese de normalidade não se confirmar, o modelo foi estimado mesmo com a ocorrência de não normalidade dos resíduos, sem comprometimento dos resultados, conforme discutido anteriormente.



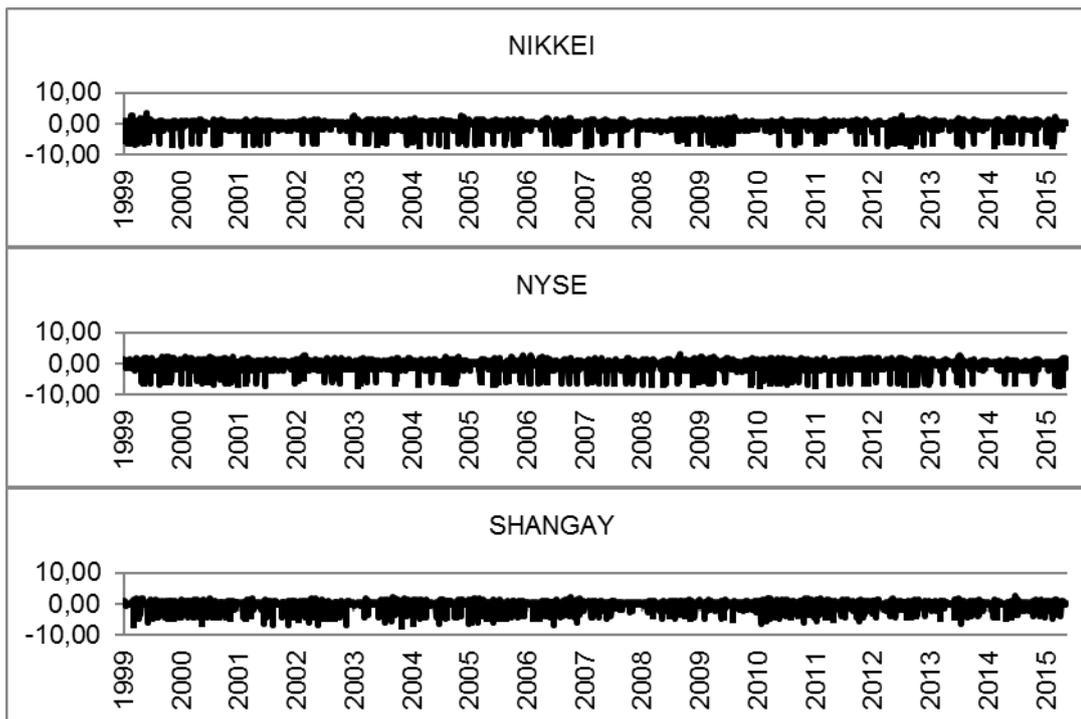


Figura 1 - Série temporal dos resíduos estimados

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Assim, considerando a hipótese de não normalidade da distribuição residual, a Figura 1 apresenta a série temporal dos resíduos das equações, utilizada com o objetivo de avaliar a estabilidade dos parâmetros. Verificou-se, então, maior instabilidade presente nos parâmetros de todas as equações entre 2007-2010, em decorrência da crise financeira internacional. De uma forma geral, todas as equações estimadas apresentaram parâmetros instáveis em praticamente todo o período, com maior instabilidade também nos anos de 2001 e 2002.

Em relação à estabilidade do VAR, ou seja, se nenhuma das raízes excede a unidade, o teste de estabilidade do modelo VAR, na Figura 2, indica que os valores são menores que a unidade. Dessa forma, agrega maior robustez à estimação realizada.

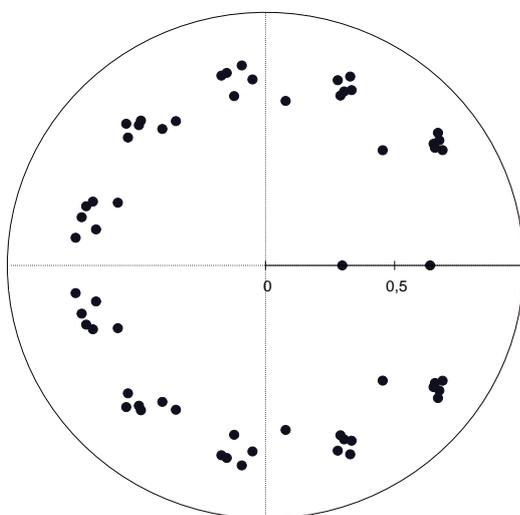


Figura 2 - Raízes da inversa do VAR em relação ao círculo unitário

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

A função resposta a impulso é apresentada na Figura 3 com até 30 defasagens, pois, a partir desse período, o efeito dissipa-se, o que pode ser uma evidência do efeito contágio entre os mercados financeiros mundiais. Os resultados para a taxa de câmbio e Dow Jones para o INDX vão ao encontro dos resultados obtidos por Vartanian (2012) nessa relação para o índice Ibovespa.

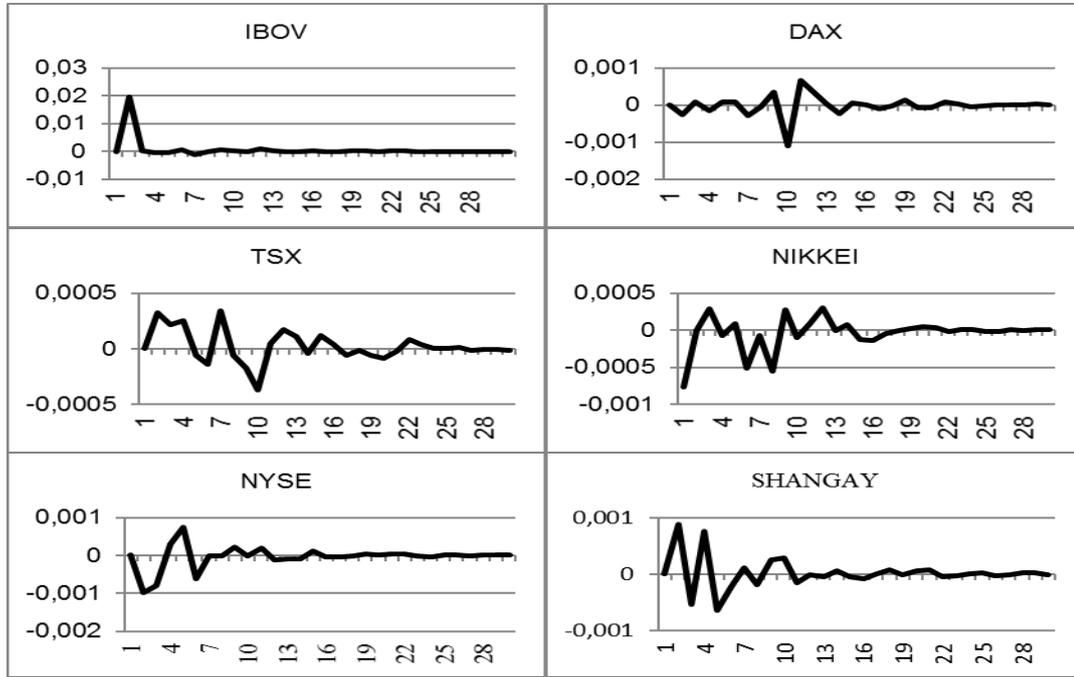


Figura 3 - Funções de Resposta do INDX a Impulsos

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Após a análise das funções de resposta a impulsos, cabe verificar a participação relativa de cada uma das variáveis por meio da decomposição da variância dos erros de previsão. Desse modo, a Tabela 6 indica que, no primeiro dia após o choque, o IBV é explicado pelo seu passado (99,85%), pelo NIK (0,15%) e pelos demais (0,00%). Além disso, a partir do segundo dia, o DAX (0,54%), o TSX (0,15%), o NYC (0,68%) e o SCI (0,59) fazem parte dessa relação.

Tabela 6 - Decomposição da variância dos erros de previsão do IBV

Dias	IBV	DAX	TSX	NIK	NYC	SCI
1	99,8489	0,0000	0,0000	0,1511	0,0000	0,0000
30	95,2413	0,5371	0,1508	0,3620	0,6796	0,5875
60	95,2380	0,5372	0,1509	0,3621	0,6797	0,5877
90	95,2362	0,5371	0,1509	0,3621	0,6797	0,5877

Fonte: elaborado pelos autores, a partir dos resultados alcançados em Gretl versão 1.9.14

Apesar do DAX, do TSX, do NYC e do SCI não aparecerem como responsáveis pelo comportamento do IBV no primeiro dia após o choque, mas, no segundo dia, assumem parcela de responsabilidade do seu comportamento, substituindo de forma parcial a participação do índice IBV na explicação, que se reduz de 99,85% para 95,24%.

O fraco poder explicativo das *dummies* deve-se ao fato de a relação dinâmica da bolsa com as demais variáveis analisadas ser independente da crise, e, em função disso, optou-se por não as apresentar na Tabela 6. Desta forma, a crise provocou uma alteração na trajetória da bolsa, porém houve efeito pontual e não alterou a dinâmica presente entre as variáveis. Por isso, o comportamento em curto prazo do IBV continuou dependente de seu passado e do

comportamento do índice NIK.

Os resultados vão ao encontro não apenas dos resultados obtidos por Vartanian (2012), que encontrou a mesma relação para o Ibovespa, Dow Jones mas também da não cointegração das séries alcançadas por Sanvicente (1998), Tabak e Lima (2002) e Grôppo (2006).

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O presente artigo teve o objetivo de analisar o efeito contágio dos maiores mercados financeiros mundiais sobre o mercado financeiro brasileiro. As relações foram analisadas sob a ótica do efeito contágio por meio da estimativa de um modelo VAR, com as respectivas funções de resposta a impulso e decomposição da variância dos erros de previsão. Adicionalmente, foi realizada uma análise de cointegração, para tentar detecta relacionamentos em longo prazo entre as variáveis, além de testes de causalidade e endogeneidade.

Apesar da extensa literatura sobre o efeito contágio e cointegração entre bolsas americanas/europeias e bolsas de países emergentes, entre as quais destaca-se a brasileira, percebe-se que análises efetuadas exclusivamente sob a periodicidade diária das variáveis são menos circulares. Infrequente também é a inclusão de variáveis nos modelos que representem a crise econômica mundial, apesar de sua importância para agregar maior robustez às estimativas.

Primeiramente, pôde-se constatar que não há evidências de cointegração entre as bolsas brasileiras e mundiais. Especificamente em relação à cointegração de bolsas, a estimativa corroborou os resultados já encontrados pela literatura (que apresentam análises semelhantes para outros períodos) e refutou parte da hipótese desta pesquisa, ou seja, de que haveria uma relação em longo prazo entre o comportamento dos preços das ações das bolsas de valores com periodicidade diária na análise.

Apesar de que não haja relação em longo prazo entre as variáveis, a cointegração não é a única evidência de interações entre variáveis. Conforme pôde ser constatado, há evidências importantes de relações em curto prazo verificadas com a aplicação do teste de exogeneidade/causalidade, como a forte endogeneidade dos mercados financeiros mundiais, conforme já era esperado em decorrência da integração dos mercados financeiros. Pelo teste, foi possível constatar que ocorre o efeito contágio, visto que o comportamento conjunto do mercado financeiro global causa o comportamento do mercado financeiro do Brasil.

As funções de resposta a impulsos confirmaram que, em curto prazo, portanto, os retornos de aplicações em fundos do mercado financeiro da Alemanha, do Canadá, do Japão, dos Estados Unidos e da China afetam ora com elasticidade negativa, ora com elasticidade positiva os retornos das aplicações no Ibovespa, corroborando a possibilidade de diversificação de portfólios e indicando a presença do efeito contágio. Em longo prazo, entretanto, não há evidências de comportamento similar entre os mercados, o que justificaria eventual diversificação entre ações brasileiras do Ibovespa e ações que compõem outros mercados mundiais, pois em longo prazo os mercados financeiros assumem tendências divergentes. Outra questão que merece destaque é o comportamento instável das variáveis, em 2007, apontado pelo teste de normalidade dos resíduos. Nas seis equações, notou-se forte instabilidade no período, podendo ser justificada pela crise que impactou os mercados financeiros internacionais e nacionais. Não menos importante, a decomposição da variância dos erros de previsão destaca o comportamento dos índices do mercado financeiro dos Estados Unidos, da China e da Alemanha como os três principais responsáveis pela trajetória da bolsa brasileira.

Em virtude dos objetivos propostos, tem-se como limitações do trabalho, não utilizar variáveis de natureza macroeconômicas (nível de produção, consumo ou taxa de juros do

mercado monetário) para avaliar os eventuais impactos sobre o comportamento do Ibovespa. Além disso, considerando que ele se situa na América do Sul, é possível que mercados financeiros mais próximos também exerçam papel relevante sobre a trajetória do Ibovespa. Desta forma, destaca-se a necessidade de ampliar o modelo especificado com a inclusão dos principais mercados da América do Sul, além de aprofundar a discussão de causalidade individual do índice do mercado financeiro chinês sobre o índice brasileiro, detectada pelo teste de endogeneidade. De acordo com os resultados alcançados neste estudo e pela pertinência apresentada, sugerem-se tais questões como importantes para pesquisas futuras.

REFERÊNCIAS

BABA, N.; PACKER, F. Interpreting deviations from covered interest parity during the financial market turmoil of 2007–08. **Journal of Banking & Finance**, v. 33, n. 11, p. 1953–1962, nov. 2009.

BAGLIANO, F. C.; FAVERO, C. A. Measuring monetary policy with VAR models: An evaluation. **European Economic Review**, v. 42, n. 6, p. 1069–1112, jun. 1998.

BUENO, R. **Econometria de séries temporais**. 1ª Ed ed.São Paulo: Cengage Learning, 2008.

DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: Understanding How It Spreads. **The World Bank Research Observer**, v. 15, n. 2, p. 177–197, 1 ago. 2000.

ENDERS, W. **Applied Econometric Time Series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, v. 55, n. 2, p. 251–76, 1987.

FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements. **The Journal of Finance**, v. 57, n. 5, p. 2223–2261, 2002.

GAMBOA, U. M. **Análise da sustentabilidade através da política fiscal brasileira através da história: um exercício de cliometria de Dom Pedro I a Lula (Tese de doutorado)**. São Paulo, SP, Brasil.: [s.n.].

GRET. (Versão 1.9.14) [software]. **GNU regression, econometrics and time-series library**, 2014.

GRÔPPO, G. DE S. Relação dinâmica entre ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, v. 46, n. spe, p. 72–85, dez. 2006.

JOHANSEN, S. Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models. **Econometrica**, v. 59, n. 6, p. 1551–1580, 1 nov. 1991.

JÚNIOR, T. P. Uma mensuração do fenômeno da interdependência entre os principais mercados acionários da América Latina e a Nasdaq. **Revista de Administração da Universidade de São Paulo**, v. 39, n. 2, 2004.

KWIATKOWSKI, D. et al. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. **Journal of Econometrics**, v. 54, n. 1-3, p. 159–178, out. 1992.

- LAMOUNIER, W. M.; NOGUEIRA, E. M. Causalidade entre os retornos de mercados de capitais emergentes e desenvolvidos. **Revista Contabilidade & Finanças**, v. 18, n. 43, p. 34–48, abr. 2007.
- LEAL, R. P. C.; COSTA JR, N. C. A. DA. A integração entre as bolsas de valores de Buenos Aires e de São Paulo. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 2, n. 1, p. 87–99, abr. 1998.
- LIN, C.-M.; CHENG, W.-H. Economic determinants of comovement across international stock markets: the example of Taiwan and its key trading partners. **Applied Economics**, v. 40, n. 9, p. 1187–1205, 11 maio 2008.
- NOGUEIRA, E. M.; LAMOUNIER, W. M. “Contágio” entre Mercados de Capitais Emergentes e Mercados Desenvolvidos: Evidências Empíricas e Reflexos sobre a Diversificação Internacional de Portfólios. **Revista Brasileira de Finanças**, v. 6, n. 2, p. 267–286, 2008.
- PEREIRA, A. F. DE O. DE A.; DANTAS, A. DE B.; COSTA, N. C. J. . Estimação da co-integração das principais bolsas da América Latina, Estados Unidos e Japão pela metodologia Johanse. **ENCONTRO DA ANPAD**, v. 26, 2002.
- PERICOLI, M.; SBRACIA, M. A Primer on Financial Contagion. **Journal of Economic Surveys**, v. 17, n. 4, p. 571–608, set. 2003.
- SANVICENTE, A. Z. A integração do mercado brasileiro de ações ao mercado internacional: uma aplicação de análise de cointegração. **Resenha BMF**, v. 125, p. 31–43, 1998.
- SIMS, C. A. Macroeconomics and Reality. **Econometrica**, v. 48, n. 1, p. 1–48, 1980.
- TABAK, B. M.; LIMA, E. J. A. **Causality and Cointegration in Stock Markets: The Case of Latin America**. [s.l.] Central Bank of Brazil, Research Department, 1 dez. 2002. Disponível em: <<http://econpapers.repec.org/RePEc:bcb:wpaper:56>>. Acesso em: 24 jul. 2015.
- VARTANIAN, P. R. Impactos do índice Dow Jones, commodities e câmbio sobre o Ibovespa: uma análise do efeito contágio. **Revista de Administração Contemporânea**, v. 16, n. 4, p. 608–627, ago. 2012.
- WESSA, P. **Office for Research Development and Education**, 2015. Disponível em: <<http://www.wessa.net/>>
- WESSEL, D. “Did ‘Great Recession’ Live Up to the Name?” **The Wall Street Journal**, 2010.
- WORLD FEDERATION OF EXCHANGES. **WFE Database**. Disponível em: <<http://www.world-exchanges.org/statistics/>>. Acesso em: 1 jan. 2015.
- ZINDE-WALSH, V. ESTIMATION AND INFERENCE IN ECONOMETRICS Russell Davidson and James G. MacKinnon Oxford University Press, 1993. **Econometric Theory**, v. 11, n. 03, p. 631, 11 fev. 2009.