

## IMPACTOS DO DOW JONES, DOS PREÇOS DO PETRÓLEO E DA TAXA DE CÂMBIO SOBRE O INDX: UMA ANÁLISE DO EFEITO CONTÁGIO<sup>1</sup>

Rodrigo Abbade da Silva

[abbaders@gmail.com](mailto:abbaders@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

Daniel Arruda Coronel

[daniel.coronel@uol.com.br](mailto:daniel.coronel@uol.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

Kelmara Mendes Vieira

[kelmara@terra.com.br](mailto:kelmara@terra.com.br)

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

Paulo Sergio Ceretta

[ceretta10@gmail.com](mailto:ceretta10@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

Mygre Lopes da Silva

[mygrelopes@gmail.com](mailto:mygrelopes@gmail.com)

Universidade Federal de Santa Maria – UFSM

### RESUMO

O objetivo da pesquisa é avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, dos preços do petróleo e da taxa de câmbio sobre o comportamento do índice de ações de empresas do setor industrial brasileiro (INDX), no período 05/01/2000 a 31/03/2015, além de verificar as relações de longo prazo entre as variáveis. O marco teórico fundamenta-se no efeito contágio, em que ocorre a propagação de perturbações no mercado de um país para outro. Para tanto, foi aplicado teste de cointegração de acordo com procedimento sugerido por Engle e Granger (1987) e um modelo de vetores autorregressivos (VAR), proposto por Sims (1980). Os resultados do teste de cointegração de Engle e Granger não indicaram a existência de relações em longo prazo entre as variáveis. Em termos dos efeitos de curto prazo, as funções de resposta a impulso mostraram que o índice de ações de empresas brasileiras do setor industrial reage não apenas positivamente com o índice Dow Jones e com a taxa de câmbio, mas também negativamente com o preço do petróleo, o que corrobora a hipótese de presença do efeito contágio.

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

<sup>1</sup> Recepção: 21/10/2015.

Aprovação: 10/04/2016.

Publicação: 30/06/2016.

## IMPACTS OF DOW JONES, OIL PRICES AND EXCHANGE RATE ON INDX: AN ANALYSIS OF THE CONTAGION EFFECT

### ABSTRACT

The purpose of this research is to evaluate the existence of the contagion effect of the Dow Jones industrial average, oil prices and exchange rate on the behavior of the stock index of Brazilian industrial sector companies (INDX) in the period 5/1/2000 to 31/3/2015, in addition to checking the long-term relationships between the variables. Theoretical framework is based on the contagion effect, in which occurs the propagation of disturbances on the market from one country to another. It was applied according to Cointegration tests procedure proposed by Engle e Granger (1987) and a vector autorregressivos model (VAR), proposed by Sims (1980). The results of the Cointegration tests of Engle and Granger did not indicate the existence of long-term relationships between the variables. As to short-term effects, the impulse-response functions showed that the index of Brazilian industrial sector companies reacts not only positively with the Dow Jones industrial average and the current exchange rate, but also negatively with the price of oil, which corroborates the hypothesis of the presence of the contagion effect.

**Keywords:** Stock market; VAR model; Contagion effect.

### 1. INTRODUÇÃO

O efeito contágio no padrão de comportamento entre o mercado financeiro global pôde ser percebido, em 2007, com os primeiros efeitos da crise do mercado de crédito imobiliário norte-americano sobre o mercado internacional de capitais. O índice Dow Jones, 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 indiretamente outros mercados, incluindo o mercado acionário brasileiro (WESSEL, 2010). O processo de reversão do índice Dow Jones engendrou o efeito *Herding Behaviour*<sup>1</sup>, e, com isso, o índice do setor industrial brasileiro (INDX) seguiu o mesmo padrão da média industrial Dow Jones americana (DJ) com um processo de reversão de tendência, após alcançar a máxima histórica, em maio de 2008. De forma quase que concomitante, os preços do petróleo 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. Tal efeito 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 definição única 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 conexões 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. No entanto, o comportamento do mercado acionário de um país também se relaciona com variáveis macroeconômicas de natureza interna, como demonstrou Grôppo (2006), que destacou a taxa de câmbio como uma das variáveis que mais se relacionaram com o comportamento das ações no período de 1995 a 2005. O ingresso de investimento estrangeiro, ocasionado pela estabilidade da moeda nacional, associado ao aumento da integração dos mercados financeiros internacionais, pode justificar a relação entre o mercado cambial e acionário.

Considerando, portanto, que o regime cambial brasileiro, em vigor a partir de 1999, é classificado como regime de flutuação suja, de acordo com Vianna (2010), o objetivo do presente estudo é avaliar se a trajetória do INDX, no período 2000-2015, se relacionou com o comportamento das ações norte-americanas, representadas pelo índice Dow Jones e/ou com os preços do petróleo no mercado internacional, cuja variável representativa, neste estudo, é o preço do petróleo bruto Brent, além, evidentemente, da taxa de câmbio. Para tanto, é aplicado o teste de cointegração entre o índice e as variáveis selecionadas, além da estimativa por meio de um modelo de vetores autorregressivos (VAR), com teste de causalidade/exogeneidade de Granger objetivando identificar o efeito contágio. A hipótese da pesquisa é que há efeito contágio entre o desempenho do INDX, os preços do petróleo, a taxa de câmbio brasileira e o comportamento da bolsa americana, Dow Jones, durante a série histórica.

O presente trabalho justifica-se pela abordagem do comportamento da trajetória do INDX exclusivamente sob um regime de câmbio flutuante sujo, relacionando-o com o preço do petróleo e com o índice Dow Jones, além das variações na taxa de câmbio. Não obstante, uma das grandes inovações do trabalho é comparar o Índice Dow Jones, o qual contempla as ações das principais indústrias estadunidenses, não com o Índice Ibovespa, que é composto pelas ações das principais empresas de diversos setores brasileiros, mas, sim, com o Índice INDX, o qual representa as ações das principais indústrias brasileiras. Tem-se, neste contexto, um canal adicional de contágio da taxa de câmbio para o mercado acionário.

A importância de identificar possíveis relações entre os preços do petróleo e o INDX deriva da sua forte concentração em empresas de setores associados à produção em âmbito nacional e internacional e o efeito macroeconômico provocado por variações nos preços do petróleo, além da possibilidade de avaliar o efeito contágio com consequente viabilidade de diversificação entre aplicações na bolsa brasileira, INDX, na bolsa americana, Dow Jones, fundos do preço do petróleo e no mercado cambial, tendo em vista que transações envolvendo o preço do petróleo aumentaram ao longo da primeira década de 2000 (IPEADATA, 2015). Além disso, em 02 e 22 de fevereiro 2016, a forte queda e alta afetou negativamente e positivamente as variações no INDX, respectivamente. Ainda, as variações no preço do petróleo não se limitam a isso, tanto que têm afetado as variações na taxa de câmbio brasileira, uma vez que, ao observar a ocorrência de aumento (diminuição) no nível de preços do petróleo, a taxa de câmbio brasileira se deprecia (aprecia), e parte de seus efeitos pode ser repassada para o

INDX (BM&FBOVESPA, 2015). Em contrapartida, a literatura sobre os impactos e contágio do petróleo no mercado acionário é limitada, tanto para o caso brasileiro quanto para outros países, o que corrobora a inovação da pesquisa.

Para alcançar o objetivo proposto, este artigo apresenta, na segunda seção, aspectos teóricos sobre o efeito contágio e uma revisão de trabalhos empíricos, todavia, na ausência de estudos sobre os impactos dos preços do petróleo em mercados financeiros e/ou no INDX, são incluídos como *proxy* pesquisas sobre o efeito contágio no Ibovespa e outras variáveis. 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, conforme mencionado anteriormente. Desse modo, inicialmente, 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. Vale destacar ainda que a literatura contempla, de forma recorrente, conexões e análise de contágio entre mercados acionários, mas a abordagem da relação entre preços do petróleo e mercado acionário é quase inexistente. Todavia, de acordo com Blanchard e Gali (2007), quando ocorre aumento nos preços do petróleo, há impacto na economia através da oferta agregada, a qual gera aumento nos custos de produção das empresas e, por consequência, aumento na taxa de desemprego. Desta forma, acarreta um fenômeno econômico conhecido como *estagflação*, ou seja, estagnificação do crescimento da economia verificados no Produto Interno Bruto (PIB) e na inflação. Normalmente os mercados financeiros respondem a essa situação com uma diminuição nos preços das ações.

A definição de contágio recorrente na literatura pode ser vista em Dornbusch et al. (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 a média industrial Dow Jones americana, frequentemente, por meio da utilização da teoria de cointegração de Johansen (1991) ou por intermédio dos modelos VAR, originalmente propostos por Sims (1980). Os avanços nas pesquisas resultaram, 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 (*vector error correction*). A análise dos determinantes da trajetória do índice do setor industrial brasileiro, exclusivamente sob um regime de câmbio de flutuação suja, é menos recorrente, principalmente, em função de análises de cointegração e de causalidade exigirem amplitude temporal indisponível no período de realização das pesquisas, como pode ser verificado na Tabela 1.

**Tabela 1 - Revisão de estudos do efeito contágio no mercado brasileiro**

Objetivos e Autores	Métodos	Resultados
Avaliar a integração das bolsas brasileira e argentina após a abertura financeira no início da década de 1990 e a integração do mercado argentino com o norte-americano (LEAL; COSTA JR, 1998).	Modelos de apreçamento de ativos. Dados de 04/01/1991 a 17/06/1996. Periodicidade semanal, total de observações 281. Dados em taxa de retorno logarítmicos. Variáveis: Ibovespa, S&p 500 Composite, Morgan Stanley World Index, taxa de juros, taxa de câmbio.	Identificou indícios de integração do mercado acionário brasileiro com o americano a partir de 1993.  A abertura dos mercados financeiros e a emissão de títulos no exterior favoreceram o estreitamento das relações entre as bolsas de valores.
Refutar a hipótese de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e estadunidense. Bem como, analisar a integração do mercado brasileiro de ações (SANVICENTE, 1998).	Métodos econométrico de cointegração. Dados de 1986 a 1997. Variáveis: Ibovespa e índice Dow Jones.	A análise 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.
Analisar relações de causalidade e cointegração entre mercados acionários para América Latina e Estados Unidos (TABAK; LIMA, 2002).	Modelo econométrico VAR, teste de causalidade de Granger e Função resposta a impulso. Dados de 03/01/1995 a 01/03/2001. Periodicidade diária, total de observações 1584. Dados em taxa de retorno logarítmicos. Variáveis: Dow Jones, Merval, Ibovespa, IBB, IGPA, IPC, IBC, IGBVL.	Não encontraram evidências de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e outros mercados, como o argentino, mexicano e norte-americano. Inexistência de cointegração entre o mercado acionário brasileiro e norte-americano. Contudo, na análise de contágio em curto prazo, há evidências de que o mercado americano influencia o desempenho das ações nos mercados latino-americanos.
Analisar a influência do Índice Nasdaq sobre as bolsas da Argentina, Brasil, Chile e México (JÚNIOR, 2004).	Teste de causalidade de Granger e modelo VAR, decomposição da variância e funções de resposta a impulso. Dados de 01/01/1992 a 02/01/2004. Periodicidade diária, total de observações 3129. Dados em taxas de retornos diárias. Variáveis: Ibovespa, IGPA, Inmex, Merval, Nasdaq, taxa de câmbio.	Detectou influência do Nasdaq sobre o Ibovespa, mas destacou que o país que apresentou relação mais estreita com os EUA foi o México.
Avaliar a influência de variáveis de política monetária sobre o	Teste de causalidade de Granger e modelo VEC. Dados de 01/01/1995 a 01/07/2005. Periodicidade mensal.	Identificou a importância da taxa de câmbio no comportamento do Ibovespa em análise do período 1995-2005, Além

---

Ibovespa (GRÓPPO, 2006).	Total de observações 115. Variáveis: Ibovespa, SELIC, TJLP, taxa de câmbio, total das exportações brasileiras, M2.	disso, evidenciou que a maior sensibilidade do Ibovespa é justamente com a taxa de câmbio, entre as variáveis analisadas.
--------------------------	--	---

---

**Tabela 1** (continuação)

---

Analisar a dinâmica da interação entre os principais mercados bursáteis não importando, dessa forma, a proximidade geográfica (LAMOUNIER; NOGUEIRA, 2007).	Teste de causalidade de Granger, modelo VAR e função resposta a impulso. Dados de 01/09/1995 a 01/08/2005 dividido em dois períodos. Dados em taxas de retornos diárias. Variáveis: Ibovespa, RTS, S&p 500 Cnx Nifty, Shangai Composite Index, Índice Precios & Cotizaciones, Standard & Poor's 500, Nikkei 225, Ftse 100.	Identificaram efeitos em curto prazo entre mercados internacionais e o mercado brasileiro. A abordagem concluiu que tanto o Ibovespa quanto as bolsas de países emergentes são influenciados, em curto prazo, pelas bolsas dos mercados norte-americano e londrino.
Identificar o efeito contágio entre bolsas de países emergentes com países desenvolvidos (NOGUEIRA; LAMOUNIER, 2008).	Teste de causalidade de Granger e Modelo VEC. Dados de 01/01/1995 a 01/01/2005. Periodicidade diária. Variáveis: Ibovespa, RTS, S&p 500 Cnx Nifty, Shangai Composite Index, Índice Precios & Cotizaciones, Standard & Poor's 500, Nikkei 225, Ftse 100.	Há possibilidade de diversificação no mercado internacional de capitais. Bem como indícios de cointegração, os choques propagam-se de forma lenta, dessa maneira, permitindo aos investidores diversificar em períodos intermitentes.
Avaliar a existência do efeito contágio do índice Dow Jones, preços das <i>commodities</i> e taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa (VARTANIAN, 2012).	Teste de causalidade de Granger, modelo VAR e Função resposta a impulso. Dados de 01/01/1999 a 31/12/2010. Periodicidade mensal, total de observações 144. Dados em taxa de retorno logarítmica. Com quebra estrutural apenas na variável taxa de câmbio. Variáveis: Ibovespa, Dow Jones, taxa de câmbio e preço das <i>commodities</i> .	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 <i>commodities</i> e ao índice Dow Jones, além de demonstrar uma reação positiva à depreciação cambial, o que corrobora a presença do efeito contágio.

---

**Fonte:** Elaborada pelos autores

Como pode ser verificado na Tabela 1, diversos autores abordaram relações de cointegração e/ou de causalidade do Ibovespa a partir do comportamento das ações do mercado estadunidense. A relação entre o índice industrial brasileiro (INDX) e os preços do petróleo constitui-se como uma lacuna na literatura. A relevância da consideração dos preços do petróleo está associada aos efeitos macroeconômicos provocados por variações no preço do petróleo.

De uma forma geral, observou-se que parte das pesquisas atentou para a importância do regime cambial sobre o comportamento do Ibovespa, de forma 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, ao invés de considerar o Ibovespa, índice das principais empresas negociadas no Brasil, e compará-lo com índice industrial estadunidense (Dow Jones), considera-se o INDX, índice de desempenho das ações mais representativas do setor industrial brasileiro, bem como é analisado exclusivamente sob um regime de câmbio flutuante sujo, com a inclusão de uma variável que representa os preços do petróleo no mercado internacional e uma quebra estrutural no ano da crise econômica mundial.

### 3 METODOLOGIA<sup>2</sup>

Blanchard e Gali (2007) afirmam que há relação entre os níveis de preços do petróleo e a produção nacional; Grôppo (2006) evidencia relações entre as variações na taxa de câmbio e a bolsa de valores como um canal de efeito contágio; Vartanian (2012), por sua vez, pode ter comprovado a existência de efeito contágio entre o índice de produção industrial dos Estados Unidos (Dow Jones) e a bolsa de valores brasileira (Ibovespa). Embasado nisso, a presente pesquisa levanta a hipótese de que o INDX foi influenciado em curto e longo prazo pelo desempenho dos preços do petróleo, pela taxa de câmbio brasileira e pelo comportamento da bolsa americana, Dow Jones, durante a série histórica, e a metodologia empregada vai ao encontro do método utilizado por Vartanian (2012), o qual argumenta que, desta forma, é possível identificar as relações entre as variáveis em curto prazo e/ou em longo prazo, caso existam.

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 da taxa de câmbio, o preço do petróleo, o índice Dow Jones e o índice do setor industrial brasileiro, de forma a identificar a natureza da causalidade e a 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 do setor industrial brasileiro.

A Equação (1) é o VAR na forma geral do índice do setor industrial brasileiro 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.

$$\begin{aligned} INDX_{it} = & \beta_i + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} INDX_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} C_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} PPB_{it-j} + \sum_{j=1}^k \beta_{ij} DJ_{it-j} + \\ & + \alpha_i Dec + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} INDX_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} C_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} PPB_{it-j} + \sum_{j=1}^k \alpha_{ij} DJ_{it-j} + \mu_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

Em que:

$\beta_{ij}$  : parâmetros do modelo especificado, em que  $\beta_i$  é o intercepto;  
*INDX*: índice do setor industrial brasileiro;  
*C*: taxa de câmbio;  
*PPB*: preço do petróleo bruto Brent;  
*DJ*: índice Dow Jones;  
 $\alpha_i$ : intercepto diferencial;  
*Dec*: *Dummy* (Efeito Crise) temporal. 0 se 05/01/2000 a 01/04/2007, e 1 se 02/04/2007 a 31/03/2015;  
 $\mu_{it}$ : 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.

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 teste de Doornik-Hansen, 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 e macroeconômicas. Há que se ressaltar que a rejeição do teste não impede a interpretação e análise dos resultados, apesar de sugerir cautela<sup>3</sup>.

Além do teste global do modelo VAR, com o qual é possível testar a estabilidade dos parâmetros em cada uma das equações do modelo, como a escolha do período já realiza uma quebra estrutural importante, em um ponto teórico, a crise econômica mundial de 2007, foi possível identificar estabilidade contínua decorrente de oscilações pequenas nas variáveis. De acordo com Bagliano e Favero (1998), cabe salientar que 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 do setor industrial brasileiro.

### 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 utilizado 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 vai gradativamente reduzindo-as até que seus valores sejam minimizados (ENDERS, 1995). Zinde-Walsh (2009) argumenta 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), com intuito de descobrir se existe a presença de um equilíbrio de longo prazo, ou seja, uma relação estável entre o conjunto de variáveis, conforme a Equação 2.

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

Em que  $x_t$  e  $y_t$  são ditos cointegrados se existe parâmetro  $\alpha$ , 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,  $\alpha_n$  é o parâmetro calculado e  $\mu_t$  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 ( $\mu_t$ ) da regressão de cointegração.

### 3.3 Função Resposta a Impulso (FIR)

A análise do modelo VAR é realizada através da função resposta a impulso (FIR), pois cada variável sofre uma regressão estruturada sobre uma constante, valores defasados da própria variável, valores defasados da outra variável e um termo de erro. Desta forma, o modelo VAR utiliza apenas os padrões históricos das variáveis e seus relacionamentos na

determinação de valores futuros (BUENO, 2008). Assim, é possível analisar o efeito contágio no índice industrial 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 quarto 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

As variáveis da presente pesquisa estão descritas na Tabela 2. Cabe ressaltar que todas têm frequência diária e compreendem o período de 05 de janeiro de 2000 a 31 de março de 2015, perfazendo um total de 3.634 observações. Em função dos fins 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 e é possível identificar os determinantes econômicos e avaliar os comovimentos entre os ativos. A amostra foi escolhida conforme a disponibilidade de dados e dividida em dois períodos: i) antes do período de crise, ii) depois da crise. O primeiro período inicia em 05 de janeiro de 2000 e vai até 01 de abril de 2007 (1.731 observações). O segundo período abrange 02 de abril de 2007, data em que ocorre o agravamento da crise nos Estados Unidos, marcado pelo pedido de proteção contra a falência por uma das maiores empresas de crédito imobiliário até a propagação dos efeitos da crise para a economia brasileira, a 31 de março de 2015 (1.903 observações), marcos teóricos sugeridos por Baba e Packer (2009).

**Tabela 2** - Sigla, descrição, unidades e fonte das variáveis

Sigla	Descrição	Fonte	Unidade	Relação
-------	-----------	-------	---------	---------

				Esperada
INDX	Índice setor industrial brasileiro: composto pelas ações mais representativas da indústria, que são selecionadas entre as 47 mais negociadas na BM&FBOVESPA em termos de liquidez e são ponderadas na carteira pelo valor de mercado das ações disponíveis à negociação.	(BM&FBOVESPA, 2015)	Fechamento do dia	Positiva
Câmbio	Taxa de câmbio comercial: corresponde à taxa de câmbio nominal expressa pelo método europeu.	(IPEADATA, 2015)	R\$/US\$	Positiva
Pr. Petróleo Bruto	Preço do petróleo bruto Brent: Preço por barril.	(IPEADATA, 2015)	(Free On Board) US\$	Positiva
Dow Jones	Índice Dow Jones: representa um dos principais índices da bolsa de valores dos EUA. Criado em 1896, o Dow Jones Industrial Average reflete a variação das ações de 30 empresas do setor industrial e o índice constitui uma referência em termos de tendências da economia estadunidense e dos mercados financeiros.	(WESSA, 2015)	Fechamento do dia	Positiva

**Fonte:** Elaborada pelos autores

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) para as variáveis selecionadas demonstrou a necessidade de se estimar um modelo com todas as séries diferenciadas. Conforme pode ser visualizado na Tabela 3, para as quatro séries em nível, foi possível aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária.

**Tabela 3** - Testes de estacionaridade ADF e KPSS

Variável	Df	ADF				KPSS		
		Est. Cál. c/ Const.	Est. Cál. c/ Tend.	NS 5%	Decisão	Est. Cál.	NS 5%	Decisão
INDX	1	-1,667	-1,225	-2.860	Aceita H0	161,148	0,462	Rejeita H0
Câmbio	2	-1,080	-0,938	-2.860	Aceita H0	30,326	0,462	Rejeita H0

Pr. Petróleo Bruto	1	-1,717	-1,423	-2.860	Aceita H0	149,122	0,462	Rejeita H0
Dow Jones	2	-0,954	-2,317	-2.860	Aceita H0	58,338	0,462	Rejeita H0
$\Delta$ INDX	1	-57,580	-57,597	-2.860	Rejeita H0	0,254	0,462	Aceita H0
$\Delta$ Câmbio	1	-56,047	-56,045	-2.860	Rejeita H0	0,274	0,462	Aceita H0
$\Delta$ Pr. Petróleo Bruto	1	-60,394	-60,409	-2.860	Rejeita H0	0,189	0,462	Aceita H0
$\Delta$ Dow Jones	1	-65,630	-65,648	-2.860	Rejeita H0	0,130	0,462	Aceita H0

**Nota.**  $\Delta$  = taxa de retorno. Df = defasagens; NS: nível de significância.  
Fonte: Elaborada pelos autores

Os testes ADF e KPSS realizados confirmaram as expectativas *a priori* de que todas as séries, em taxa de retorno, são de fato estacionárias em nível.

A seleção do número de vetores autoregressivos que deve fazer parte do VAR estimado é feita recorrendo aos testes AIC, BIC e HQC, conforme discutido na seção anterior. Assim, ao observar a Tabela 4, nota-se que os critérios indicam defasagens diferentes para cada VAR.

**Tabela 4 - Seleção do Número de Defasagens do Modelo**

Defasagem	AIC	BIC	HQC
1	-26,228870	-26,160091*	-26,204358*
2	-26,229927*	-26,133636	-26,195611
3	-26,224203	-26,100400	-26,180082
4	-26,221872	-26,070558	-26,167946
5	-26,222086	-26,043260	-26,158356

**Fonte:** Elaborada pelos autores

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 1, baseando-se no critério BIC e HQC.

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 de raiz unitária não deve ser rejeitada para as variáveis individuais e; a hipótese de raiz unitária deve ser rejeitada para os resíduos da regressão de cointegração.

**Tabela 5 - Teste de cointegração de Engle e Granger**

Variável	Estatística do Teste	Valor crítico 5%	Decisão
INDX	-1,6376	-2,887	Aceita H0
Câmbio	-1,0806	-2,887	Aceita H0
Pr. Petróleo Bruto	-1,72692	-2,887	Aceita H0
Dow Jones	-0,954479	-2,887	Aceita H0

Resíduos

0,2974

-2,887

Aceita H0

**Fonte:** Elaborada pelos autores

Conforme se pode constatar pela análise da Tabela 5, os resíduos da regressão possuem raiz unitária, assim como as variáveis em nível. Sendo assim, a hipótese de que os mercados financeiros apresentam relação de cointegração ou, ainda, de que há uma relação em longo prazo entre mercados acionários, preços do petróleo e taxa de câmbio pode ser rejeitada.

O teste de exogeneidade das variáveis indicou, conforme mostra a Tabela 6, que todas as variáveis apresentam endogeneidade forte. Assim, a ordenação utilizada na decomposição de Cholesky segue a ordem da variável menos endógena à mais endógena, a saber: Dow Jones, INDX, preços do petróleo e taxa de câmbio.

**Tabela 6** - Teste de Exogeneidade Variáveis - VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests

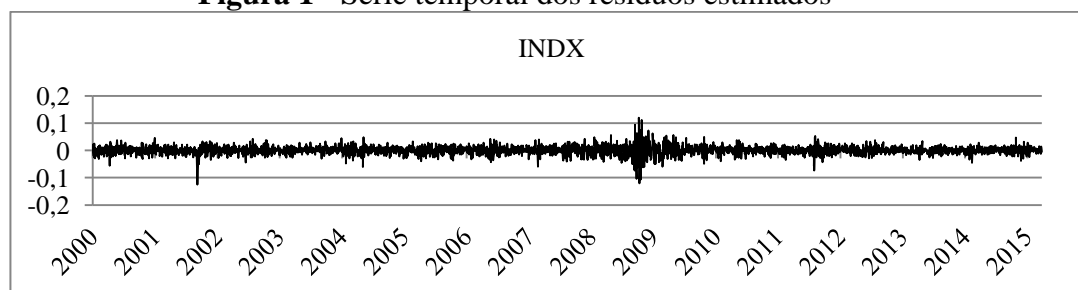
	INDX		Dow Jones		Câmbio		Pr. Petróleo Bruto	
	Chi <sup>2</sup>	Prob.	Chi <sup>2</sup>	Prob.	Chi <sup>2</sup>	Prob.	Chi <sup>2</sup>	Prob.
INDX			0,21	0,90	19,04	0,00	18,64	0,00
Dow Jones	2,33	0,31			57,58	0,00	11,97	0,01
Câmbio	10,66	0,01	9,21	0,01			0,55	0,76
Pr. Petróleo Bruto	0,028	0,99	2,05	0,36	5,01	0,08		
Total	13,29	0,04	12,08	0,06	163,48	0,00	49,23	0,00

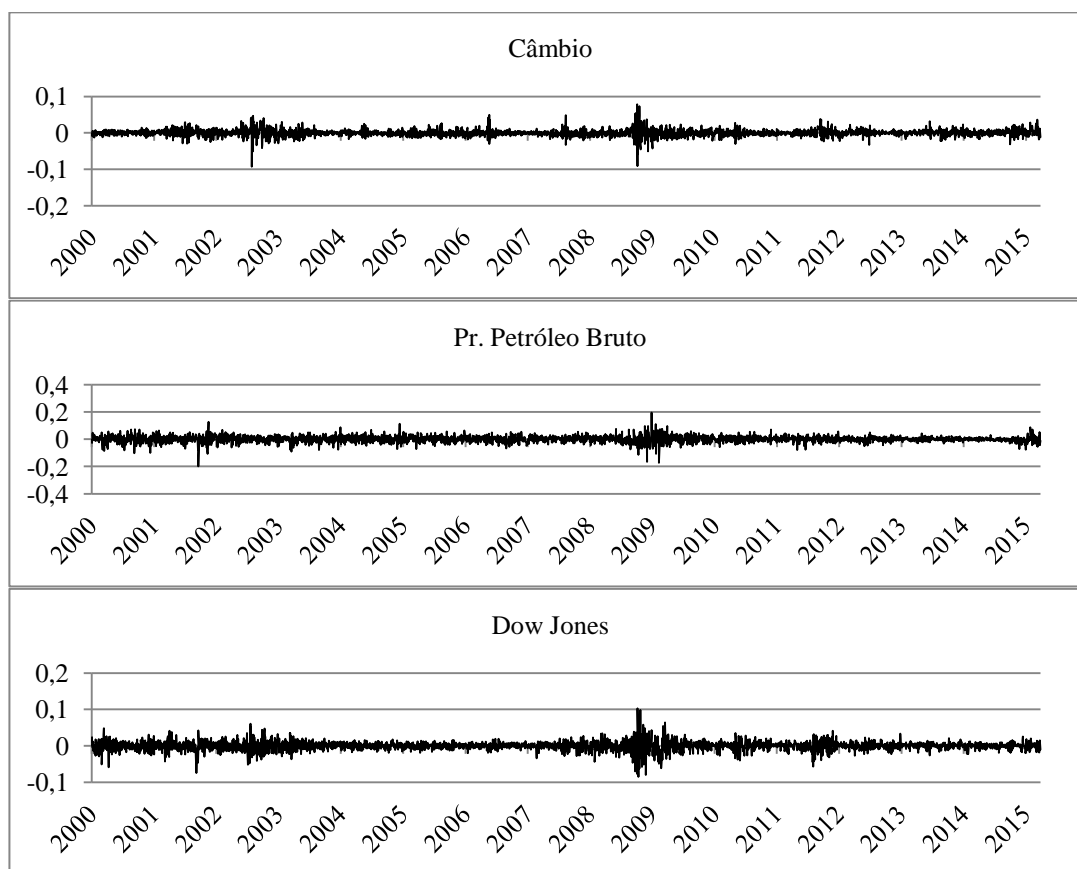
**Nota.** Testa-se a hipótese nula de que as variáveis da primeira coluna não causam as variáveis da primeira linha.

**Fonte:** Elaborada pelos autores

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 (8) = 20.390,9 calculado. Como no teste ao grau de liberdade 8 tem-se Qui-quadrado crítico de 2,733, rejeita-se H0. 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



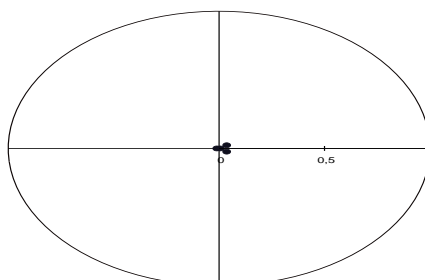


Fonte: Elaborada pelos autores

Assim, considerando a hipótese de não normalidade da distribuição residual, a Figura 1 apresenta a série temporal dos resíduos das equações, utilizado com o objetivo de avaliar a estabilidade dos parâmetros. Verificou-se, então, instabilidade presente nos parâmetros de todas as equações em 2007-2008, em decorrência da crise financeira internacional, inclusive na equação do preço do petróleo. De uma forma geral, todas as equações estimadas apresentaram parâmetros estáveis em praticamente todo o período, com instabilidade também nos anos de 2001 e 2002<sup>4</sup>.

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.

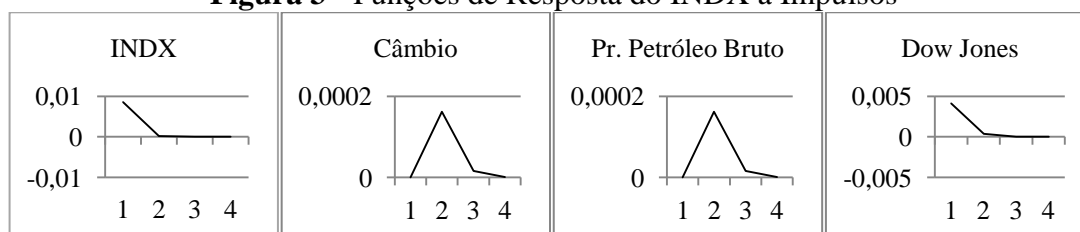
**Figura 2** - Raízes da inversa do VAR em relação ao círculo unitário



Fonte: Elaborada pelos autores

A função resposta a impulso é apresentada na Figura 3 com até 4 defasagens, pois, a partir desse período, o efeito dissipa-se, o que indica que, com um choque no Dow Jones (DJ), o índice do mercado financeiro das principais indústrias (INDX) é impactado negativamente no primeiro dia e, no segundo dia, é afetado negativamente com menos intensidade, doravante tende à série histórica. A um choque no preço do petróleo (PPB), o INDX é afetado negativamente no primeiro dia e positivamente no segundo dia, e posteriormente tende à série histórica. A um choque na taxa de câmbio (C), o INDX é afetado positivamente no primeiro dia e negativamente no segundo dia. A partir disso, tende à série histórica. No entanto a um choque no próprio INDX, o índice é afetado negativamente no primeiro dia, depois o efeito dissipa-se. 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: Elaborada pelos autores

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 7 indica que, no primeiro dia após o choque, o INDX é explicado pelo seu passado (81,24%) e pelo índice Dow Jones (18,75%). Além disso, a partir do segundo dia, a taxa de câmbio (2,90%) e o preço do petróleo (0,21%) fazem parte dessa relação.

**Tabela 7- Decomposição da variância dos erros de previsão do INDX**

Período	INDX	Câmbio	Pr. Petróleo Bruto	Dow Jones
1	81,2447	0,0000	0,0000	18,7553
2	81,1004	0,0290	0,0021	18,8685
3	81,1002	0,0293	0,0021	18,8684
4	81,1002	0,0293	0,0021	18,8684

Fonte: Elaborada pelos autores

Apesar da taxa de câmbio e do preço do petróleo não aparecerem como responsáveis pelo comportamento do INDX no primeiro dia após o choque, mas, no segundo dia, eles assumem uma parcela de responsabilidade de 2,90% e 0,21%, respectivamente, do comportamento do INDX, substituindo de forma parcial a participação do índice INDX na explicação, que se reduz de 81,24% para 81,10%, o que pode indicar que o efeito de variáveis macroeconômicas demora mais para ser transmitido para a bolsa de valores.

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. Em função disso, optou-se por não apresentá-las na Tabela 7. 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 INDX continuou dependente de seu passado e do comportamento do índice Dow Jones.

Os resultados não apenas vão ao encontro dos resultados obtidos por Vartanian (2012), que encontrou a mesma relação para o Ibovespa, Dow Jones, taxa de câmbio e preço das *commodities*, mas também, à 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 do índice Dow Jones, da taxa de câmbio e dos preços do petróleo sobre o INDX. 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, que 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 um regime de câmbio flutuante são menos circulares. Infrequente também é a inclusão de variáveis nos modelos que representem preços do petróleo, apesar de sua importância nos custos de transação das indústrias e seu impacto macroeconômico sobre o desempenho das indústrias que compõem o índice nacional das indústrias brasileiras cotadas na bolsa de valores. Vale destacar ainda que a inclusão de preços do petróleo e da taxa de câmbio permite uma análise apurada dos canais de ocorrência do efeito contágio.

Primeiramente, pôde-se constatar que não há evidências de cointegração entre as bolsas brasileira e americana. Também não há evidências de relações em longo prazo entre o INDX, o preço do petróleo e a taxa de câmbio. 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 sob os preços do petróleo.

Apesar disso, a cointegração não é a única evidência de relação entre variáveis. Conforme pôde ser constatado, há evidências de relações importantes em curto prazo verificadas com a aplicação do teste de exogeneidade/causalidade, como a forte



endogeneidade do preço do petróleo, conforme já era esperado em decorrência de sua formação de preços no mercado internacional e forte endogeneidade do Dow Jones e da taxa de câmbio. Pelo teste, foi possível constatar que ocorre o efeito contágio, visto que o comportamento conjunto da taxa de câmbio, o Dow Jones e o preço do petróleo causam o comportamento do INDX.

A principal contribuição do estudo centra-se não apenas na relação em curto prazo encontrada, portanto, os retornos de aplicações financeiras em fundos do Dow Jones afetam os retornos das aplicações no INDX no mesmo sentido, eliminando a possibilidade de diversificação de portfólios e indicando a presença do efeito contágio mas também, ao não encontrar relação em longo prazo, pois não há evidências de comportamento similar entre os dois mercados, o que justificaria eventual diversificação entre ações brasileiras do INDX, fundos de petróleo e ações que compõem o índice Dow Jones. Outra questão que merece destaque é o comportamento instável das variáveis, em 2007, apontado pelo teste de normalidade dos resíduos. Na série histórica de todas as variáveis, notou-se forte instabilidade no período, podendo ser justificada pela crise que impactou os mercados financeiros internacionais e nacionais.

As funções de resposta a impulsos confirmaram parte da hipótese inicialmente formulada, de que há relação em curto prazo. Conforme verificado, o INDX apresenta não apenas elasticidade positiva com o índice Dow Jones e com a taxa de câmbio, mas também elasticidade negativa com o preço do petróleo. Com isso, pode-se afirmar que um aumento no preço das ações de empresas norte-americanas ou uma depreciação na taxa de câmbio brasileira influencia positivamente o índice brasileiro INDX, e o contrário ocorre com um aumento nos preços do petróleo. Não menos importante, a decomposição da variância dos erros de previsão destaca o comportamento do Dow Jones e a taxa de câmbio como os principais responsáveis pela trajetória da bolsa brasileira.

Todavia, como limitações do presente estudo, temos o fato de a variável *dummy* não ser significativa, o que pode sugerir que os efeitos da crise ocasionados em 2007 ainda não foram interrompidos, embora não considerar a crise, de alguma forma, seria como supor que ela não afetou a economia mundial. Em contrapartida, salientamos a necessidade de utilizar outros métodos que melhor possam explicar essa relação. Ainda, em razão dos objetivos propostos, não foram avaliados eventuais impactos de variáveis econômicas de natureza exclusivamente interna, como o nível de produção, o consumo ou a taxa de juros do mercado monetário sobre o comportamento do INDX.

Considerando que os preços do petróleo exercem um papel relevante sobre a trajetória do INDX, destaca-se a necessidade de ampliar o modelo especificado com outras variáveis, além de aprofundar a discussão de causalidade do índice sobre a taxa de câmbio, detectada pelo teste de endogeneidade, bem como tentar comensurar esses impactos. De acordo com os resultados alcançados neste estudo e pela pertinência apresentada, sugerem-se tais questões como tópicos 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.
- BLANCHARD, O. J.; GALI, J. The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s So Different from the 1970s? 6 set. 2007.
- BM&FBOVESPA. **Mercado: Ações – Índices [online]**. 2015. Disponível em: <<http://www.bmfbovespa.com.br/indices/ResumoIndice.aspx?Indice=INDX&Idioma=pt-br>>. Acesso em: 24 jul. 2015.
- 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.
- 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.
- IPEADATA. **Base de dados [online]** Rio de Janeiro IPEA, , 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>.
- 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.
- LAFER, C. **Mudam-se os tempos: Diplomacia brasileira, 2001-2002**. Brasília: Fundação Alexandre de Gusmão, 2002.
- 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.
- MEDEIROS, O. R. DE; DOORNIK, B. F. N. VAN. A Relação Empírica entre Dividendos, Volatilidade de Retornos e Volume de Negócios no Mercado de Ações Brasileiro. **BBR : Brazilian Business Review**, v. 5, n. 1, p. 1–17, 1 jan. 2008.

- MINELLA, A. Monetary policy and inflation in Brazil (1975-2000): a VAR estimation. **Revista Brasileira de Economia**, v. 57, n. 3, p. 605–635, set. 2003.
- 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.
- OREIRO, J. L. DA C. et al. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente. **Economia Aplicada**, v. 10, n. 4, p. 609–634, dez. 2006.
- 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.
- VIANNA, S. T. W. **Macroeconomia para o desenvolvimento : crescimento, estabilidade e emprego Eixos estratégicos do desenvolvimento brasileiro : [Projeto Perspectivas do Desenvolvimento Brasileiro]**: Eixos estratégicos do desenvolvimento brasileiro : [Projeto Perspectivas do Desenvolvimento Brasileiro] ; Livro 4. IPEA, 2010.
- WERSIG, G. Information science: The study of postmodern knowledge usage. **Information Processing & Management**, v. 29, n. 2, p. 229–239, mar. 1993.
- 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.
- 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.

## NOTAS

<sup>1</sup> Efeito manada: seria a ausência de informações provocando uma ação na perseguição dos demais agentes que possa ser considerado melhor informado Wersig (1993). <sup>2</sup> Detalhes formais dessas ferramentas podem ser encontrados em Bueno (2008). <sup>3</sup> A não normalidade dos resíduos em análises de séries macroeconômicas brasileiras é comum nos estudos que realizam o teste Jarque-Bera, como, por exemplo, Minella, (2003), Oreiro, Paula, Silva e Ono (2006), Medeiros e Doornik (2008) e Vartanian (2012). <sup>4</sup> Ano em que ocorreu o ataque terrorista nos estados Unidos da América no World Trade Center. O incidente desencadeou uma onda de instabilidade no mercado financeiro mundial Lafer (2002).