

EFEITO CONTÁGIO ENTRE A PRODUÇÃO INDUSTRIAL BRASILEIRA E AS PRINCIPAIS ECONOMIAS MUNDIAIS

Resumo: O objetivo do presente estudo foi avaliar se o comportamento do índice de produção industrial brasileiro, no período de janeiro de 1999 a julho de 2015, foi afetado pelas variações no comportamento dos índices de produção industrial das quatro maiores economias mundiais: Estados Unidos, China, Japão e Alemanha. Visou-se também identificar o tempo médio em que os ajustes ocorreram para então determinar se a diversificação internacional em ativos do setor industrial pode ser realizada para alcançar maiores retornos e minimização de riscos. Para isso foi aplicado o teste de cointegração entre o índice e as variáveis selecionadas, além da estimativa por meio de um modelo de Vetor de Correção de Erros (VEC), com o intuito de identificar o efeito contágio. Os resultados indicaram que existe cointegração entre a produção industrial dos principais mercados mundiais e o Brasil, embora o lento ajustamento dos mercados à relação de equilíbrio de longo prazo sugere que os investidores poderiam obter benefícios advindos da diversificação internacional.

Palavras-chave: Integração de Mercados; Produção Industrial; Modelo VEC; Efeito Contágio.

CONTAGION EFFECT BETWEEN THE INDUSTRIAL PRODUCTION OF BRAZIL AND THE MAIN GLOBAL ECONOMIES

Abstract: The aim of this study is not only to assess whether the behavior of the Brazilian industrial production index, in the period from January 1999 to July 2015, was affected by changes in the behavior of industrial production indices and the exchange rate of the four major economies: the United States, China, Japan and Germany, but also to identify the average time it took for the adjustments to occur, in order to determine whether the international diversification of assets in the industrial sector can be carried out to achieve higher returns and risk minimization. The theoretical framework is based on the contagion effect, characterized as the propagation of disturbances in the market of a country to another. To this end, the cointegration test between the index and the selected variables is applied in addition to the estimation using an error correction model (VECM), aiming to identify the contagion effect. The results indicated that there is cointegration between the industrial production of the main global markets and Brazil, although due to the slow adjustment of markets to long-run equilibrium relationship after shocks in the system, suggesting that investors could get benefits from international diversification.

Keywords: Market Integration; Industrial production; VECM; Contagion effect.

1 INTRODUÇÃO

A interligação do padrão de comportamento entre a economia global pode ser mais bem percebida, em 2008, com os primeiros efeitos da crise do mercado de crédito imobiliário norte-americano. 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 outros mercados, incluindo o mercado acionário brasileiro (WESSEL, 2010). De acordo com a classificação de Wersig (1993), esse processo de reversão pode ser entendido como mais um episódio do efeito manada, em que a ausência de informações provoca uma ação de perseguição dos demais agentes que possam estar mais bem informados a respeito da intensidade da variação no mercado financeiro. Não diferente, o mesmo padrão foi seguido pelo principal índice da bolsa de valores brasileira (Ibovespa), com um processo de reversão de tendência, após alcançar a máxima histórica em maio de 2008. De forma quase que concomitante, o índice de produção industrial brasileiro apresentou comportamento similar, com uma súbita reversão de tendência, tanto em termos de intensidade quanto de magnitude.

Desta forma, a crise econômica mundial de 2008 resultou possivelmente em mais um evento de efeito contágio nos mercados financeiros. Efeito esse que 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). Porém, não há uma única definição para tal efeito, sendo geralmente 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.

Dentro desta discussão, a relação entre o efeito contágio e o comportamento do setor industrial ainda é incipiente, necessitando de aprofundamento a possível existência de um canal de contágio entre os setores industriais globalmente, no caso em específico, entre o brasileiro e as principais economias mundiais. Esta ligação é possível em função dos mercados financeiros representarem possibilidades de aumento ou diminuição de investimentos, captando apenas o efeito das variações nos mercados financeiros que é transmitido ao comportamento da produção industrial (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

A utilização de modelos de Vetores de Correção de Erros (VEC), como no estudo de Sanvicente (1998), e técnicas de avaliação de cointegração, como no trabalho de Nogueira e Lamounier (2008), constituem metodologias recorrentes na agenda deste estudo. Ainda, o

comportamento do setor industrial de um país 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 do mercado financeiro brasileiro. Ainda, o ingresso de investimento estrangeiro, ocasionado pela estabilidade da moeda nacional, uma vez que as grandes indústrias demandam divisas internacionais para importarem insumos industriais, associado ao aumento da integração dos mercados financeiros internacionais, influencia no desempenho do índice de produção industrial, cuja série histórica pode ser entendida como *proxy* do efeito do mercado financeiro que é transmitido ao investimento no setor industrial.

Considerando, portanto, com o regime cambial brasileiro, em vigor a partir de 1999, classificado como regime de flutuação suja (VIANNA, 2010), o objetivo do presente estudo consiste em avaliar se o comportamento do índice de produção industrial brasileiro, no período 1999 a 2015, foi afetado pelas variações no comportamento dos índices de produção industrial das quatro maiores economias mundiais, as quais representam cerca de 50,0% do Produto Interno Bruto (PIB) mundial (Fundo Monetário Internacional - FMI, 2014): Estados Unidos, China, Japão e Alemanha. E complementarmente, pretende-se identificar o tempo médio em que os ajustes ocorreram para então determinar se a diversificação internacional em ativos do setor industrial pode ser realizada para alcançar maiores retornos e minimização de riscos.

A importância de identificar possíveis relações entre a produção industrial global deriva da intensificação de integração entre as economias mundiais, associada ao aumento da interdependência entre os setores industriais (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). Desta forma, é de se esperar que, durante crises ou conjunturas econômicas específicas, ocorra diminuição na produção industrial, em função da diminuição do investimento privado, da elevação dos preços, da diminuição de vendas e do aumento da taxa de desemprego (BLANCHARD; GALI, 2007). Assim, torna-se possível comensurar o quanto da crise econômica pode ser transmitido para a produção industrial dos países, cujas informações podem ser utilizadas como balizadores na formação de políticas econômicas durante crises financeiras.

Além desta introdução, o artigo está organizado da seguinte forma: a seção dois apresenta o referencial teórico; na seção três, é apresentada a metodologia; na seção quatro, os resultados e discussões e; por fim, têm-se as conclusões.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

A definição de contágio recorrente na literatura pode ser vista em Dornbusch, Park e Claessens (2000), para os quais ela se refere 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), que 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 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*) em mercados financeiros de outros países.

Sob a ótica das 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 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 da produção industrial brasileira, 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 Ibovespa (GRÔPPO, 2006). | Teste de causalidade de Granger e modelo VEC. Dados de 01/01/1995 a 01/07/2005. Periodicidade mensal. Total de observações 115. Variáveis: Ibovespa, SELIC, TJLP, taxa de câmbio, total das exportações brasileiras, M2. | Identificou a importância da taxa de câmbio no comportamento do Ibovespa em análise do período 1995-2005. Além 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, pois 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: Elaborado pelos autores.

Como pode ser verificado, os estudos abordaram relações de cointegração e/ou de causalidade do Ibovespa a partir do comportamento das ações do mercado estadunidense. A relação entre o índice de produção industrial brasileira e mundial constitui-se como uma lacuna na literatura. De uma forma geral, observou-se que parte significativa dos estudos 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, e, ao invés de periodicidade anual, utiliza-se a periodicidade mensal, com a inclusão de testes que indicam onde devem ser realizadas as quebras estruturais na série.

3 METODOLOGIA

Para alcançar os objetivos propostos, não apenas é aplicado o teste de cointegração entre o índice e as variáveis selecionadas, mas também o modelo de Vetor de Correção de

Erros (VEC), com o intuito de identificar o efeito contágio e seu tempo de ajustamento.

O modelo vetorial autorregressivo com correção de erros (VEC) consiste, segundo Alexander (2005), em um modelo que inclui, nas equações de um modelo de vetor autorregressivo (VAR), termos defasados de desequilíbrio como variáveis explicativas. Desta forma, apresenta mecanismo de autorregulação, cujos desvios do equilíbrio de longo prazo são automaticamente corrigidos.

Considerando duas séries, y_{1t} e y_{2t} , cointegradas, pode-se sistematizar o modelo VEC segundo as Equações 1 e 2 :

$$\Delta y_{1t} = \alpha_0 + \delta_1(y_{2t-1} - \gamma y_{1t-1}) + \sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (1)$$

$$\Delta y_{2t} = \beta_0 + \delta_2(y_{2t-1} - \gamma y_{1t-1}) + \sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{1t-i} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2)$$

O termo $(y_{1t-1} - \gamma y_{2t-1})$ é o termo de correção de erros determinado a partir da estimação de longo prazo da relação entre y_1 e y_2 . Conforme Gerrits e Yuce (1999), o modelo VEC é adequado para se testar as relações de curto e longo prazo. Para Enders (2008), a dinâmica de curto prazo das variáveis é influenciada pelos desvios do equilíbrio.

Gerrits e Yuce (1999) afirmam que o termo $\delta_i(y_{1t-1} - \gamma y_{2t-1})$ representa o componente de longo prazo, conhecido como termo de correção de erro. Dessa forma, altos valores de δ_1 indicam uma resposta rápida de y_{1t} para retornar ao equilíbrio de longo prazo. Todavia, se as séries y_{1t} e y_{2t} desviarem do equilíbrio de longo prazo, o termo de correção de erro será diferente de zero e cada variável se ajustará para restaurar esta relação de equilíbrio (BUENO, 2008). Assim sendo, δ_i indica a velocidade do ajustamento em direção ao equilíbrio de longo prazo após um choque no sistema. Porém, Enders (2008) afirma que ao menos um destes parâmetros precisa ser diferente de zero, pois o oposto engendra o desaparecimento da relação de equilíbrio de longo prazo e o modelo não pode ser considerado como um modelo de correção de erros ou cointegrados.

Além disso, os termos

$\sum_{i=1}^k \alpha_{1i} \Delta y_{1t-i}$; $\sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{2t-i}$; $\sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{1t-i} \varepsilon_{2t} + \sum_{i=1}^k \beta_{2i} \Delta y_{2t-i}$ representam os componentes de curto prazo. Especificamente, $\sum_{i=1}^k \alpha_{2i} \Delta y_{2t-i}$ indica o impacto de curto prazo da diferença da série y_{2t} em y_{1t} . Da mesma forma, $\sum_{i=1}^k \beta_{1i} \Delta y_{1t-i} \varepsilon_{2t}$ simula o impacto de curto prazo da diferença da série y_{1t} em y_{2t} .

Para todos os procedimentos de estimação dos modelos VEC, 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, que vão gradativamente reduzindo-as até que seus valores sejam minimizados (ENDERS, 2008). Todavia, Davidson e Mackinnon (1993) argumentam que a escolha de um número elevado de defasagens seria preferível, uma vez que, dessa forma, pode-se 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. Considerando isso, sugere-se o critério da parcimônia, adotando-se o método que determinar menor ordem associada aos testes de validação do modelo.

Para tanto, 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) e *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin* (KPSS), frequentemente empregados na literatura (ENDERS, 2008). Entretanto, cabe ressaltar que o teste 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. Por outro lado, o teste KPSS é um teste 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, 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).

Não menos importante, estudos recentes argumentam que há fraqueza nos resultados dos testes de ADF e KPSS na presença de potenciais quebras estruturais, mostrando evidências de não estacionariedade. Para uma série encontrada como não estacionária, pode existir a possibilidade de que de fato seja estacionária em torno da quebra estrutural, $I(0)$, mas erroneamente classificada como $I(1)$. Perron (1989) afirma que, ao considerar quebras estruturais nas séries, os testes tradicionais têm menos habilidade em rejeitar a hipótese de

raiz unitária que na verdade é falsa.

Alternativa a esses testes encontra-se em Perron (1989), que desenvolveu um procedimento para testar a raiz unitária permitindo a incorporação de uma quebra estrutural exógena, cuja quebra estrutural é conhecida. Todavia, diversos autores propõem o uso de quebras estruturais endógenas, em que a data da quebra é determinada seguindo algum critério de identificação por meio do uso de algum tipo de *outlier*. Zivot e Andrews (2002), Vogelsang e Perron (1991), Vogelsang e Perron (1998), e Clemente; Montanes e Reyes (1998) sugeriram testes de quebra estrutural nos quais o ponto de quebra era determinado endogenamente. Outros autores têm mostrado as vantagens e desvantagens destes testes, como Shrestha e Chowdhury (2005), que afirmam que, em caso da existência de quebra estrutural, a potência do teste de Perron-Vogelsang é superior ao de Zivot-Andrews. Por sua vez, Enders (2008) argumenta que o teste de Vogelsang e Perron (1991) é mais apropriado se a data da quebra é incerta. Já Baum (2001) destaca os testes de Vogelsang e Perron (1991) e Clemente; Montanes e Reyes (1998) como os mais preferidos. Salienta-se que estes dois últimos testes oferecem dois tipos de modelo: o modelo *outlier* aditivo (OA), que captura mudanças abruptas na média das séries, e o modelo *outlier* inovacional (OI), que captura a mudança gradual na média das séries.

No estudo em questão, usou-se o teste de Vogelsang e Perron (1991) para uma quebra estrutural. A hipótese nula deste teste é a presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa que a série seja estacionária com quebra estrutural.

Uma vez que séries sejam integradas de primeira ordem $I(1)$, seus resíduos também o serão $I(1)$. Todavia, segundo Granger e Newbold (2014), existem algumas circunstâncias em que os regressores $I(1)$ podem resultar em uma combinação linear estacionária $I(0)$. Quando isso acontece, diz-se que as séries são cointegradas, ou seja, apesar de apresentarem tendência estocástica, as duas séries tendem a apresentar comportamento similar ao longo do tempo. Com isso, a tendência de uma variável tende a anular a da outra, de forma a estabelecer-se uma relação de equilíbrio de longo prazo.

Para Griffiths; Hill e Judge (1993), quando as séries são cointegradas, a estimação por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) gera, para grandes amostras, estimadores mais robustos para identificar a possível relação de longo prazo, sendo que o valor do erro de equilíbrio indica o quão afastada do equilíbrio de longo prazo estará a relação.

Segundo Brooks (2014), uma importante aplicação da cointegração em mercados financeiros está ligada à indicação do grau de interação no longo prazo dos títulos, pois, caso

os mercados internacionais sejam fortemente correlacionados no longo prazo, a diversificação será menos eficiente que se os títulos fossem operacionalizados de forma independente (BROOKS, 2014).

O teste utilizado para verificar a existência de cointegração entre as séries foi o de cointegração de Johansen, o qual utiliza as estatísticas do traço e do máximo autovalor para determinar a existência de cointegração entre as séries (JOHANSEN, 1988). Neste, o fator central para a análise de cointegração é o posto da matriz π , que é igual ao número de vetores cointegrantes independentes, sendo que a matriz π representa a matriz de respostas de longo prazo, cujo posto é essencial para se obter informações sobre a ordem de integração. Neste estudo, o posto $\pi = 6$, corresponde ao número de séries analisadas (ver Tabela 2).

$$\Delta x_t = \Theta D_t + \pi x_{t-p} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

Nesta estimação, caso o posto seja zero, indica a inexistência de cointegração. Já se o posto for seis, todas as séries seriam estacionárias em nível, indicando a inexistência de cointegração. Ainda, se o posto for um, haverá indício de cointegração, denotando haver uma combinação linear cointegrada.

O teste utilizado para verificar o número de parâmetros π que sejam estatisticamente diferentes de zero teve as suas distribuições assintóticas derivadas por Johansen (1991), com uma delas convergindo para o traço da matriz e a outra para o autovalor máximo da matriz. A estatística do traço testa a hipótese nula de existência de no máximo k vetores cointegrantes, contra a alternativa de que o número desses vetores é maior do que k . Por outro lado, a estatística do autovalor máximo checa a hipótese nula de existência de exatamente k vetores cointegrantes, contra a alternativa de que o número desses vetores é igual a $k + 1$. Formalmente, esses testes são definidos conforme as Equações 4 e 5.

$$\lambda_{\text{traço}}(k) = -T \sum_{i=k+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4)$$

$$\lambda_{\text{traço}}(k, k + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{k+1}) \quad (5)$$

Além disso, para verificar se os dados encontrados são válidos, realizaram-se três testes propostos por Bueno (2008): o primeiro foi o teste de autocorreção dos resíduos (*LM Autocorrelation Test*), o qual apresenta hipótese nula, de que as séries não apresentam

autocorrelação (BUENO, 2008); em segundo lugar, aplicou-se o teste para verificar a existência de efeitos ARCH, cuja hipótese nula indica não haver heterocedasticidade condicional na volatilidade, caso haja heterocedasticidade os resíduos das equações não seriam homocedásticos, portanto seriam viesados, diminuindo o poder de explicação dos parâmetros (ENGLE, 1982) e; em terceiro lugar, devido à necessidade de distribuição normal dos erros de previsão, um dos pressupostos de uma estimativa por mínimos quadrados ordinários, utilizou-se o teste de normalidade Jarque-Bera, que compara o terceiro e o quarto momento da distribuição dos resíduos com a distribuição normal, em uma análise multivariada.

As variáveis utilizadas estão detalhadamente descritas na Tabela 2. Cabe ressaltar que todas têm frequência mensal e compreendem o período de janeiro de 1999 a 31 de julho de 2015, perfazendo um total de 198 observações. A amostra foi dividida em dois períodos: i) antes do período de crise e ii) depois da crise. O primeiro período inicia em janeiro de 1999 e vai até novembro de 2008 (118 observações), enquanto que o segundo abrange dezembro de 2008 a julho de 2015 (80 observações). Ressalta-se que o ponto endógeno da quebra estrutural foi escolhido pelo teste de estacionariedade com quebra estrutural, que indica estatisticamente o ponto onde há maior probabilidade de verificar a alteração no comportamento da série.

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

| Sigla | Descrição | Fonte | Unidade | Sinal esperado | Ranking mundial PIB nominal |
|-------|---|------------------|---------|-------------------|--------------------------------|
| PIBRA | Índice produção industrial do Brasil | (IPEADATA, 2015) | Índice | Positivo | 7° |
| PIEUA | Índice produção industrial dos Estados Unidos | (IPEADATA, 2015) | Índice | Positivo | 1° |
| PICHI | Índice produção industrial da China | (NSRC, 2015) | Índice | Positivo | 2° |
| PIJAP | Índice produção industrial do Japão | (IPEADATA, 2015) | Índice | Positivo | 3° |
| PIALE | Índice produção industrial da Alemanha | (IPEADATA, 2015) | Índice | Positivo | 4° |

| | | | | | |
|-----|---------------------------|------------------|----------|----------|---|
| | Taxa de câmbio comercial, | | | | |
| TXC | compra, fim do período, | (IPEADATA, 2015) | R\$/US\$ | Positivo | - |
| | Brasil | | | | |

Fonte: elaborado pelos autores.

Em função de se estudar os impactos do efeito contágio no Brasil, foram escolhidos os quatro países que representam as maiores economias mundiais a partir do Produto Interno Bruto nominal (PIB nominal).

Para estimação dos testes e dos modelos descritos, utilizou-se o *software* econométrico *Eviews* 9.

4 DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

A aplicação do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller (ADF) e de Kwaiatkowski, Phillips, Schmidt e 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 seis séries em nível, foi possível aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária pelo teste ADF, a qual também foi confirmada para o teste KPSS, exceto para a variável PIJAP, cujo resultado foi conflitante com o teste anterior, todavia isso indica que a série também não é estacionária em nível.

Tabela 3 – Resultados dos testes de estacionariedade ADF e KPSS

| Variável em nível | Df | ADF | KPSS |
|--------------------------------|----|-----------|-----------|
| | | CT | C |
| lnPIBRA | 0 | -2.080000 | 1.541986 |
| lnPIEUA | 4 | -2.322637 | 0.634561 |
| lnPICH | 1 | -1.460205 | 1.693169 |
| lnPIJAP | 1 | -2.641484 | 0.269651* |
| lnpiALE | 3 | -1.995684 | 1.332981 |
| lnTXC | 2 | -1.628348 | 0.273250* |
| Variável em primeira diferença | Df | CT | C |

| | | | |
|----------|---|------------|-----------|
| dlnPIBRA | 0 | -14.63217* | 0.263036* |
| dlnPIEUA | 3 | -3.504028* | 0.070935* |
| dlnPICH | 0 | -21.56319* | 0.027082* |
| dlnPIJAP | 0 | -11.97122* | 0.041867* |
| dlnPIALE | 2 | -5.537175* | 0.041316* |
| dlnTXC | 1 | -8.329809* | 0.173696* |

Nota: dln = primeira diferença em logaritmo natural; ln = logaritmo natural; Df = defasagens; * significativo ao nível de significância de 5,0%; CT = Est. cálc. c/ const.; C = Est. cálc.
Fonte: Elaborado pelos autores.

Em consonância com objetivo do estudo, na variável dependente produção industrial brasileira, foi aplicado o teste de estacionariedade com quebra estrutural de Vogelsang e Perron (1991), cuja hipótese nula é a presença de raiz unitária contra a hipótese alternativa de que a série seja estacionária com quebra estrutural. Os resultados indicaram que a série é estacionária com quebra, uma vez que a estatística do teste, em módulo, é maior que o valor crítico, permitindo rejeitar-se a hipótese nula de raiz unitária, conforme a Tabela 4.

Tabela 4 - Resultado do teste de raiz unitária de Perron e Vogelsang para quebra estrutural

| Modelo | Defasagens | Estatística calculada | Valore crítico NS 5% | Ponto inicial de quebra |
|--------|------------|-----------------------|-------------------------|-------------------------|
| OA | 0 | -18.125 | -4.860 | 2008/12 |
| OI | 0 | -17.902 | -4.860 | 2008/12 |

Nota: * significa rejeição da hipótese nula ao nível de significancia de 5%.
Fonte: Elaborado pelos autores.

Na etapa seguinte, definiu-se o número de vetores autorregressivos que devem fazer parte do modelo empírico, o qual é definido a partir dos testes AIC, BIC e HQC. Observando a Tabela 5, nota-se que os critérios divergem, ao passo que há a indicação de uma defasagem para os critérios BIC e HQC e cinco defasagens para o critério AIC.

Tabela 5 - Seleção do Número de Defasagens do Modelo

| Defasagem | AIC | BIC | HQC |
|-----------|------------|------------|------------|
| 0 | -15.83326 | -15.73110 | -15.79188 |
| 1 | -29.58413 | -28.86898* | -29.29446* |
| 2 | -29.78541 | -28.45726 | -29.24745 |
| 3 | -29.85145 | -27.91030 | -29.06520 |
| 4 | -29.84012 | -27.28598 | -28.80558 |
| 5 | -29.86165* | -26.69451 | -28.57881 |

Nota: *rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%.
 Fonte: Elaborado pelos autores.

Por razões de parcimônia em consonância com o teste de autocorrelação dos resíduos (*LM Autocorrelation Test*), o qual indica a necessidade de cinco defasagens para não se rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial, com *p-valor* de qui-quadrado de 0,1592, 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 5 para a estimação do modelo de Vetores de Correção de Erros, baseando-se no critério AIC e no teste de validação do modelo.

Sendo as variáveis estacionárias em nível, faz-se necessário verificar se apresentam equilíbrio de longo prazo. Na Tabela 6, são apresentados os resultados do teste de cointegração, e tanto a estatística do *traço* quanto a do *maximum-value* indicam que há uma equação de cointegração.

Tabela 6 - Teste de cointegração de Johansen.

| Hipótese nula número de vetores cointegrados | Autovalor | Estatística <i>Traço</i> | Valor crítico 5% | Estatística <i>Maximum value</i> | Valor crítico 5% |
|--|-----------|-----------------------------|---------------------|-------------------------------------|---------------------|
| Nenhum* | 0.211795 | 98.38199* | 95.75366 | 46.17133* | 40.07757 |
| No máximo 1 | 0.110475 | 52.21066 | 69.81889 | 22.71120 | 33.87687 |
| No máximo 2 | 0.068964 | 29.49946 | 47.85613 | 13.86270 | 27.58434 |
| No máximo 3 | 0.048757 | 15.63675 | 29.79707 | 9.697235 | 21.13162 |
| No máximo 4 | 0.028672 | 5.939517 | 15.49471 | 5.643635 | 14.26460 |
| No máximo 5 | 0.001524 | 0.295882 | 3.841466 | 0.295882 | 3.841466 |

Nota: *rejeita-se a hipótese nula ao nível de significância de 5%.
 Fonte: Elaborado pelos autores.

Sendo assim, a hipótese de que os mercados apresentam relação de cointegração ou, ainda, de que há uma relação em longo prazo entre os setores industriais de diferentes países não pode ser rejeitada, o que indica a possibilidade de existir efeito contágio entre os mercados.

Também, para verificar a robustez dos dados, foi aplicado o teste Jarque-Bera com o objetivo de se avaliar a normalidade dos resíduos do modelo. Apesar de a hipótese de normalidade não confirmar, com a rejeição da hipótese nula, que os resíduos são normalmente distribuídos, com *p-valor* de 0,001, o que já era esperado em decorrência da característica de volatilidade de séries, há que se ressaltar que a rejeição do teste não impede a interpretação e análise dos resultados, apesar de sugerir cautela (MINELLA, 2003; PINHEIRO; AMIN, 2004; OREIRO et al., 2006; MEDEIROS; DOORNIK, 2008). Desta forma, o modelo foi estimado mesmo com a ocorrência de não normalidade dos resíduos. Ainda, foi realizado o teste de

efeito ARCH, o qual tem hipótese nula de que não há efeito ARCH, tendo como resultado *p*-valor em qui-quadrado igual a 0,9251, indicando que a série não apresenta heterocedasticidade.

Neste sentido, torna-se importante a análise do parâmetro de ajustamento. Quanto mais rápida a velocidade do ajustamento indicada por este coeficiente, menores serão os benefícios da diversificação, uma vez que os mercados voltarão ao equilíbrio de longo prazo em um curto período de tempo. Entretanto, se os parâmetros de ajustamento forem pequenos (próximos a zero) e se a velocidade de ajustamento das séries, após um choque não antecipado, for baixa, é possível que os investidores consigam ganhos no curto prazo, o que indica a possibilidade de benefícios advindos da diversificação internacional em ativos do setor industrial.

Desta forma, estimou-se o modelo VEC, procurando identificar a primeira equação de cointegração. De acordo com Enders (2008), a estimação do VEC exige o mesmo critério de ordenação acerca da endogeneidade das variáveis. Desta forma, tem-se o logaritmo do índice PIBRA como a série mais exógena, seguido dos logaritmos dos seguintes índices: PIEUA, PICHI, PIJAP, PIALE, TXC.

Sendo o VEC um modelo dinâmico de primeiras diferenças usado na regressão de cointegração, assim, se os logaritmos dos índices de produção industrial e da taxa de câmbio brasileira forem cointegrados e o vetor de cointegração baseia-se neles, então o VEC torna-se um modelo dinâmico da correlação dos retornos, e as estatísticas *t* dos coeficientes estimados fornecem *insights* sobre o comportamento defasado entre os retornos (ALEXANDER, 2005), como é apresentado na Tabela 7.

Tabela 7 - Modelo VEC - equação de cointegração

| | lnPIBRA | lnPIEUA | lnPICHI | lnPIJAP | lnPIALE | lnTXC | C |
|--------------------|----------|------------|------------|------------|-----------|------------|-----------|
| Parâmetros | 1,000000 | -2,810263 | -1,740018 | 5,002481 | 1,113749 | 0,659722 | -12,54319 |
| <i>t</i> - student | - | -2,56273 | -3,90708 | 6,71817 | 1,07494 | 3,92291 | - |
| Decisão | - | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Aceita H0 | Rejeita H0 | - |

Fonte: Elaborado pelos autores.

Conforme observado, seis dos sete parâmetros são significativos (lnPIALE não é significativo), uma vez que a estatística calculada é maior ou igual ao valor crítico, desta forma, confirma-se que há efeito contágio entre a produção industrial do Brasil, Estados Unidos, China, Japão e a taxa de câmbio brasileira. A partir do modelo VEC estimado, foi possível elaborar a Figura 1, que representa a relação de cointegração do índice de produção industrial brasileiro, tomado como base de comparação, em relação aos outros índices de produção industrial. Conforme pode ser visto, esta relação apresentou um comportamento

aparentemente estacionário. A linha das abscissas, conhecida como “zero line”, representa a linha de equilíbrio da relação de cointegração entre os mercados.

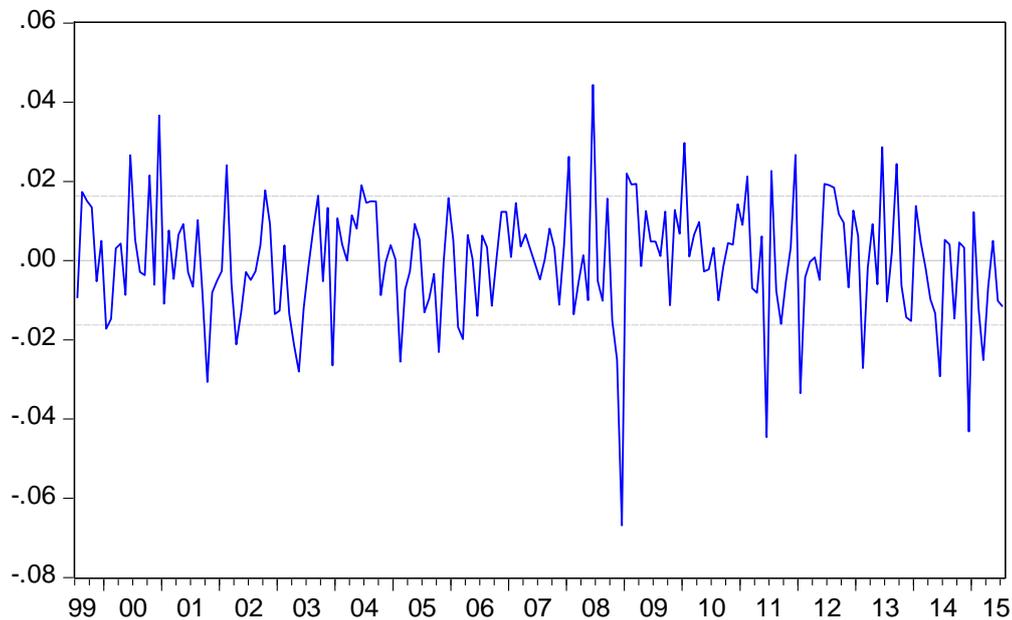


Figura 1 - Relação de equilíbrio.

Fonte: Elaborado pelos autores.

Pode-se inferir que os investidores brasileiros seriam beneficiados pela diversificação quando a curva de relação de cointegração estivesse divergindo desta linha. A fim de exemplificar, durante os anos de 2009, 2011 e 2014, a produção industrial brasileira apresentou divergência em relação à linha de referência, assim, o índice estaria caminhando em direção oposta, fora do seu equilíbrio de longo prazo. Da mesma forma, pode-se inferir que, quando a curva de relação de cointegração deste mercado converge para a linha de referência, os benefícios da diversificação seriam assim reduzidos.

Os possíveis ganhos dependem dos valores dos parâmetros que indicam a velocidade deste ajustamento, ou seja, a velocidade com que os índices novamente convergem para a *zero line*. Entre meados de 2009, 2011 e 2014, a relação de cointegração da produção industrial brasileira saiu da linha de referência, o que pode ter gerado significativas oportunidades de ganhos aos investidores que optaram pela diversificação internacional. Em 2009, esse desvio ocorreu provavelmente em função dos reflexos da crise econômica mundial *sub prime* (WESSEL, 2010), e novamente em 2011, possivelmente por incertezas dos investidores mundiais quanto a quais políticas econômicas seriam adotadas pelo governo brasileiro que venceu as eleições presidenciais no ano de 2010 (BATISTA, 2013); outra vez, em 2014, supostamente associado à recessão econômica brasileira desse ano (NASSIF, 2015).

A partir da estimação do modelo VEC, os parâmetros de ajustamento foram isolados para cada país. A Tabela 8 apresenta os resultados encontrados.

Tabela 8 – Resultados dos parâmetros de ajustamento

| | PIBRA (i=1) | PIEUA (i=2) | PICHI (i=3) | PIJAP (i=4) | PIALE (i=5) | TXC (i=6) |
|------------------------|-------------|----------------|----------------|----------------|-------------|------------|
| Parâmetros ajustamento | -0.019710 | -0.005852 | 0.033861 | -0.065347 | -0.004439 | -0.073860 |
| <i>t</i> – student | -2.06901 | -1.79492 | 1.43297 | -5.79832 | -0.56848 | -2.69162 |
| Decisão | Rejeita H0 | Rejeita H0 | Aceita H0 | Rejeita H0 | Aceita H0 | Rejeita H0 |

Fonte: Elaborado pelos autores.

A partir da interpretação da estatística *t-student*, pode-se concluir que os coeficientes de ajustamento dos índices PICHI e PIALE não foram estatisticamente significativos, ou seja, estes mercados não respondem aos desvios de longo prazo. Segundo Enders (2008), uma vez que os coeficientes sejam estatisticamente iguais a zero, pode-se inferir que os outros mercados seriam os responsáveis pela correção de todo o desvio do equilíbrio. Desta forma, tem-se para os índices do PIBRA, PIEUA, PIJAP e TXC a velocidade de ajustamento das suas séries quanto aos desequilíbrios no longo prazo, a qual é pequena, uma vez que estes coeficientes estão próximos a zero.

Estes resultados indicam que os investidores poderiam se beneficiar da diversificação internacional em ativos do setor industrial, uma vez que a convergência para o equilíbrio de longo prazo é lenta. Assim sendo, possivelmente uma estratégia de investimento que buscasse a diversificação dos portfólios poderia gerar uma redução de risco nos investimentos, dado que os retornos no mercado brasileiro se ajustariam de forma gradual aos choques ocorridos nos demais mercados que têm impactos significativos sobre Brasil.

É possível, ainda por meio da Figura 1, verificar que a produção industrial brasileira pode ficar longos períodos, cerca de dois meses, fora da linha de referência, ou seja, seu comportamento esteve descolado da relação de equilíbrio com os outros mercados por períodos relativamente longos de tempo, o que poderia possibilitar aos seus investidores a redução do risco de suas carteiras pela diversificação internacional em ativos do setor industrial.

5. CONCLUSÕES

No intuito de estudar as relações de interdependência ou contágio entre a produção industrial brasileira com a dos principais mercados mundiais, o estudo utilizou-se de alguns instrumentos e métodos de análise de séries temporais como a cointegração e os modelos de

vetor de correção de erros (VEC).

Os resultados permitem inferir que existe relação em curto e longo prazo entre a produção industrial dos principais mercados mundiais e o Brasil, ou seja, há efeito contágio, o que poderia levar à conclusão de que não existem benefícios acerca da diversificação internacional. Isso acontece porque a presença dessas relações permite interpretar que resultados fracos, para os retornos, em um mercado com relação de longo prazo, tenderão a estar associados a resultados fracos nos outros mercados.

Todavia, os resultados encontrados sugerem que os investidores poderiam obter benefícios advindos da diversificação internacional. Isso porque, ao se introduzir a interpretação do vetor de cointegração e dos parâmetros que indicam a velocidade do ajustamento em longo prazo, tem-se que os mercados retornam à situação de equilíbrio depois de alguns períodos de tempo. Isso poderia possibilitar aos investidores uma melhor gestão e redução do risco de seus portfólios por meio da diversificação internacional em curto prazo.

Como sugestão para futuras pesquisas, seria importante desenvolver uma análise descritiva mais profunda das características e particularidades de cada um destes mercados, uma vez que as especificidades de mercados de capitais como os da China, até recentemente país fechado ao capital privado externo, ainda não foram inteiramente avaliadas, o que poderia auxiliar no refinamento das discussões sobre os resultados alcançados e na compreensão da dinâmica desse mercado. Além disso, sugere-se que se aprofunde a discussão sobre as relações de equilíbrio em longo prazo entre a produção industrial dos mercados e sobre como essas relações poderiam ser incorporadas em estratégias de investimento e de minimização dos riscos corridos por parte dos investidores.

REFERENCIAS

ALEXANDER, C. **Modelos de mercado: um guia para a análise de informações financeiras**. [s.l.: s.n.].

BATISTA, M. Incentivos da dinâmica política sobre a corrupção: reeleição, competitividade e coalizões nos municípios brasileiros. **Revista Brasileira de Ciências Sociais**, v. 28, n. 82, p. 87–106, jun. 2013.

BAUM, C. F. Stata: The language of choice for time series analysis. **The Stata Journal**, v. 1, n. 1, p. 1–16, 2001.

BLANCHARD, O. J.; GALI, J. The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why are the 2000s So Different from the 1970s? 6 set. 2007.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance**. [s.l.] Cambridge university press, 2014.

- BUENO, R. **Econometria de séries temporais**. 1ª Ed ed. São Paulo: Cengage Learning, 2008.
- CLEMENTE, J.; MONTANES, A.; REYES, M. Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. **Economics Letters**, v. 59, n. 2, p. 175–182, 1998.
- DAVIDSON, R.; MACKINNON, J. G. Estimation and inference in econometrics. **OUP Catalogue**, 1993.
- 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. 2008.
- ENGLE, R. F. Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50. **1006**, p. 987, 1982.
- FMI, F. M. I.-. **Estáticas**. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/index.htm>>. Acesso em: 5 jan. 2016.
- 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.
- GERRITS, R.-J.; YUCE, A. Short- and long-term links among European and US stock markets. **Applied Financial Economics**, v. 9, n. 1, p. 1–9, 1999.
- GRANGER, C. W. J.; NEWBOLD, P. **Forecasting economic time series**. [s.l.] Academic Press, 2014.
- GRIFFITHS, W. E.; HILL, R. C.; JUDGE, G. G. **Learning and practicing econometrics**. [s.l.] Wiley New York, 1993.
- 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 JaneiroIPEA, , 2015. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of economic dynamics and control**, v. 12, n. 2, p. 231–254, 1988.
- 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.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. 6. ed. São Paulo: Pearson Addison Wesley, 2005.
- 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.

- 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.
- NASSIF, A. As armadilhas do tripé da política macroeconômica brasileira. **Revista de Economia Política**, v. 35, n. 3, p. 426–443, set. 2015.
- 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.
- NSRC. **National Statistics, Republic of China (Taiwan)**, 2015. Disponível em: <<http://eng.stat.gov.tw/lp.asp?ctNode=1615&CtUnit=765&BaseDSD=7>>
- 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.
- PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. **Econometrica: Journal of the Econometric Society**, p. 1361–1401, 1989.
- PINHEIRO, A. M.; AMIN, M. M. FLUXOS DE CAPITAIS E COMPONENTES MACROECONÔMICOS: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). **Essa**, 2004.
- 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.
- SHRESTHA, M. B.; CHOWDHURY, K. A Sequential Procedure for Testing Unit Roots in the Presence of Structural Break in Time Series Data: An Application to Quarterly Data in Nepal, 1970-2003. 2005.
- 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.
- VOGELSANG, T. I.; PERRON, P. **Nonstationary and Level Shifts With An Application To Purchasing Power Parity**. [s.l: s.n.].
- VOGELSANG, T. J.; PERRON, P. Additional tests for a unit root allowing for a break in the trend function at an unknown time. **International Economic Review**, p. 1073–1100, 1998.

WERSIG, G. Information science: The study of postmodern knowledge usage. **Information Processing & Management**, v. 29, n. 2, p. 229–239, mar. 1993.

WESSEL, D. “Did ‘Great Recession’ Live Up to the Name?” **The Wall Street Journal**, 2010.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. **Journal of Business & Economic Statistics**, v. 20, n. 1, p. 25–44, 2002.