



Revista de Administração da
Universidade Federal de Santa Maria

E-ISSN: 1983-4659
rea@smail.ufsm.br

Universidade Federal de Santa Maria
Brasil

Alves da Silva Ribeiro, Alex; Ribeiro Leite, Áydano; Ribeiro Justo, Wellington
Análise de cointegração e causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice Dow
Jones sobre o Ibovespa
Revista de Administração da Universidade Federal de Santa Maria, vol. 9, núm. 1, enero-
marzo, 2016, pp. 121-137
Universidade Federal de Santa Maria
Santa Maria, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=273445396008>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O ÍNDICE DOW JONES SOBRE O IBOVESPA

COINTEGRATION AND CAUSALITY ANALYSIS OF MACROECONOMIC VARIABLES AND DOW JONES ON IBOVESPA

Data de submissão: 21-11-2013
Aceite: 19-07-2014

Alex Alves da Silva Ribeiro¹
Áydano Ribeiro Leite²
Wellington Ribeiro Justo³

RESUMO

O presente artigo tem como propósito analisar o grau de causalidade e cointegração entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, expressas pela Selic, taxa de câmbio e o índice de produção industrial conjuntamente ao índice Dow Jones sobre o Ibovespa. O período selecionado para averiguação compreendeu os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2012. O modelo econométrico utilizado é método de Auto Regressão Vetorial com Correção de Erros (VEC). Os testes de raiz unitárias indicaram que as séries são integradas de ordem I (1). Na análise do VEC um dos parâmetros de ajustamento foi estatisticamente significativo indicando que o Ibovespa reage na trajetória de equilíbrio de longo prazo às variações no curto prazo. Na Decomposição da Variância dos Erros de Previsão os resultados apontam o poder explanatório do Ibovespa sobre sua própria variância.

Palavras-chaves: Variáveis Macroeconômicas; IBOVESPA; Cointegração; Causalidade.

¹ Possui graduação em Ciências Econômicas pela Universidade Regional do Cariri, URCA. Crato. Ceará. Brasil. E-mail: alexasribeiro@hotmail.com

² Possui graduação em economia pela Universidade Regional do Cariri, URCA, mestrado em Economia pela Universidade Federal da Paraíba, UFPB e doutorado em andamento em Economia Aplicada pela Universidade Federal da Bahia, UFBA. Crato. Ceará. Brasil. E-mail: economistaaydano@yahoo.com.br

³ Possui graduação em Engenharia Agronômica pela Universidade Federal Rural de Pernambuco, UFRPE, graduação em Economia pela Universidade Regional do Cariri, URCA, mestrado em Economia Rural pela Universidade Federal do Ceará, UFC e doutorado em Economia pela Universidade Federal de Pernambuco, UFPE. Atualmente é professor Associado da Universidade Regional do Cariri e professor De Econometria no PPGECON. Crato. Ceará. Brasil. E-mail: justwr@yahoo.com.br

ABSTRACT

This article aims to analyze the degree of causality and cointegration between a set of macroeconomic variables, expressed by the Selic rate, exchange rate and the index of industrial production jointly to the Dow Jones index on the Bovespa. The period selected for investigation to the months from January 1995 to December 2012. Econometric model used is the method of Vector Auto Regression with Error Correction (VEC). The unit root tests indicate that the series are integrated of order I (1). In the analysis of the VEC of the adjustment parameters was statistically significant indicating that the Bovespa reacts in the trajectory of long-term equilibrium to changes in the short term. On Decomposition of Forecast Error Variance of the results show the explanatory power of the Bovespa index on its own variance.

Keywords : Macroeconomic Variables ; Bovespa Index ; Cointegration ; Causality.

1 INTRODUÇÃO

O cenário macroeconômico de diversos países tem apresentado nos últimos anos, forte correlação com o comportamento dos mercados financeiro. Parte disto se deve ao próprio desenvolvimento das bolsas de valores e sua influência na dinâmica de funcionamento dos mercados. Por outro lado, deve-se admitir que o aprofundamento do processo de globalização e a ruptura com a demarcação de fronteiras no âmbito da mobilidade de capitais entre as nações foi fundamental neste aspecto.

Destarte, a revolução digital e o surgimento de novas tecnologias, foram fenômenos importantes, pois tornou a dificuldade das distâncias entre as fronteiras um empecilho fácil de ser transposto, proporcionando um ganho de escala ao mercado acionário em todo o mundo⁴.

No Brasil, conforme apontam Nunes; Costa Jr.; Meurer (2005) recentemente, o mercado de ações tem recebido maior atenção por parte de investidores e empresas, haja vista que o mesmo tem se apresentado como uma oportunidade para investidores que visem diversificar seus portfólios. Após a implementação do Plano Real, o mercado financeiro brasileiro apresentou maior possibilidade de desenvolvimento, de forma que a capitalização através do mercado de ações apresentou crescimento tanto em termos de volume de negócios como na eficiência alocativa.

Diante deste cenário, surge a necessidade de estudos sobre possíveis interações entre variáveis macroeconômicas e o comportamento do mercado de ações nacional ou internacional. Argumenta-se que os preços das ações são determinados não somente por indicadores financeiros, mas por algumas variáveis macroeconômicas. Araújo e Bastos (2008) propuseram que os preços das ações são determinados não apenas por indicadores financeiros, mas também, sofrem efeitos de variáveis macroeconômicas como taxas de juros, taxa de câmbio, índices de inflação e produção industrial como proxy do nível de atividade econômica⁵.

As pesquisas disponíveis apontam haver algum relacionamento das variáveis macroeconômicas com os preços dos ativos do mercado acionário, entretanto, são escassos os trabalhos que incorporam o comportamento conjunto de variáveis macroeconômicas com o mercado acionário internacional sobre o mercado doméstico, o permite o estímulo e curiosidade à realização de novas pesquisas. Portanto, a finalidade principal nesta pesquisa é averiguar o ajustamento dinâmico do curto para o longo prazo, a relação de equilíbrio de longo prazo e a relação causal entre os retornos do mercado acionário nacional, aqui representado pelo Índice Bovespa e um conjunto de variáveis macroeconômicas selecionadas: taxa de câmbio, taxa de juros, atividade econômica e o índice Dow Jones.

4 Oliveira Brasil et al (2013) evidenciam a importância da internet na grandes companhias.

5 Righi et al (2012) utilizaram o modelo ARIMA para verificar a relação entre variáveis macroeconômicas e o mercado de ações no Brasil.

O artigo está estruturado em seis seções, incluindo esta introdução. Na segunda, faz-se a revisão de literatura; na terceira, são apresentados os dados utilizados na pesquisa e sua descrição estatística; a quarta explicitará a metodologia utilizada; a quinta traz a apresentação e discussão dos resultados; e finalmente a última seção, as principais conclusões.

2 REVISÃO DE LITERATURA

O mundo globalizado e de incessante inclusão de novas tecnologias, reduziu a significância das fronteiras geográficas dos países, visto que há maior facilidade a mobilidade de capitais, abrindo espaço para que diversos países participem do mercado global buscando auferir benefícios como o crescimento ou o desenvolvimento econômico. Permitir o investimento é importante para alavancar o progresso econômico, sobretudo quando destinada a ampliação da produção. Entretanto, a condução dos investimentos para os países, requer um sistema financeiro sólido, com políticas elaboradas e constante aperfeiçoamento das instituições responsáveis para seu funcionamento.

De acordo com Santos (2009), nas últimas décadas observou-se o avanço do mercado de capitais, expandindo e facilitando a canalização de recursos financeiros dos agentes poupadore para os investidores a um menor custo de capital. Por outro lado, deve-se admitir que o crescimento econômico de um país decorra em parte ao fortalecimento do mercado de capitais. Neste sentido, um exemplo deste processo, é que os maiores centros financeiros do mundo encontram-se em países que apresentam alta capacidade de popança e consequentemente, elevado nível de desenvolvimento econômico, como Estados Unidos, Inglaterra, Suíça, Alemanha, China, Japão e Austrália⁶.

Assim, em decorrência da intensificação e crescente importância das negociações nas bolsas de valores em todo o mundo e suas consequências sobre o comportamento macroeconômico, surgem algumas pesquisas direcionadas em identificar relações estabelecidas nos mercados financeiros e sua correlação com as diversas variáveis macroeconômicas. A literatura e a maioria trabalhos empíricos nesta área apresentam diversas abordagens através do emprego de processos econométricos de análise de séries temporais, com a utilização baseada em modelos Vetoriais Auto Regressivos (VAR), Teste de Cointegração de Johansen e modelos Vetoriais de Correção de Erro (VEC).

Santos (2009), analisou o comportamento de curto e de longo prazo de algumas variáveis macroeconômicas, representadas por taxa de câmbio, taxa de juros, inflação, risco-país, atividade econômica e oferta monetária (M4), em relação ao Ibovespa. Utilizou-se vetores auto regressivos com mecanismo de correção de erros (VEC), assim como testes de cointegração e de causalidade. Na análise de longo prazo, foi encontrado comportamento positivo da inflação e da atividade econômica e negativo do risco país comparando-se ao Ibovespa. Os testes de causalidade indicaram que taxa de câmbio, inflação e risco país apresentam relação de curto prazo com o índice da bolsa de valores de São Paulo.

Por outro lado, Grôppo (2004), destacou que os mercados acionários dos países emergentes têm se tornando mais atraentes e acessíveis, ocasionando crescimento do volume dos fluxos de investimentos, elevando a importância dos mesmos frente às chamadas “economias maduras”. Em suas análises, o autor, examinou o efeito dos choques inesperados nas variáveis macroeconômicas taxa de juros (Selic), taxa de câmbio efetiva real, produção física industrial e o preço do petróleo no mercado internacional (US\$/Barril) com o índice médio mensal de ações da Bolsa de Valores de São Paulo, através da Cointegração de Johansen, da Causalidade de Engle e Granger e do Método de Correção de Erros. Os resultados demonstraram relações significativas entre a taxa de câmbio real e a taxa Selic com o Ibovespa. Por sua vez, o preço do petróleo no

⁶ Gianechini e Decourt (2013) apontam a importância dos fundos de *Private Equity* e *Venture Capital* (PE/VC) no desempenho de empresas que possuíram o aporte anteriormente à abertura de capital (IPO).

mercado internacional não explicou o Ibovespa. O estudo demonstrou que existe elevada sensibilidade do Ibovespa frente à taxa de juros, tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto à função de resposta ao impulso.

Silva (2011) verificou a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas, representadas por taxa de câmbio, taxa de juros, inflação (IPCA), índice de produção industrial como proxy do PIB em relação ao Ibovespa. Os testes de Johansen, através da estatística do traço e do máximo autovalor, indicaram a existência de pelo menos um vetor de cointegração. Na análise dos testes de causalidade de Granger via correção de erros, ficou constatado que existiu causalidade de curto prazo entre o IPCA e o Ibovespa. Houve um comportamento positivo do PIB e negativo da inflação e da taxa de câmbio em relação ao Ibovespa, com exceção da taxa Selic que não foi significativa com o referido índice. A variância do Ibovespa foi explicada em mais de 90% por ela mesma no décimo segundo mês, seguida do risco país, com menos de 5%.

Pimenta Junior e Higuchi (2008), analisou a relação de causalidade entre: taxa de juros (Selic), taxa de câmbio (PTAX) e o índice de inflação (IPCA) com o Índice Bovespa. O desenvolvimento do estudo foi realizado através de quatro testes econométricos: teste de raiz unitária (ADF), teste de causalidade de Granger, análise das funções de resposta ao impulso e análise da decomposição da variância. Nenhuma das variáveis selecionadas apresentou uma relação de causalidade estatisticamente significativa em relação ao Ibovespa, apesar disso, a taxa de câmbio apresentou nível de causalidade elevado em relação ao índice. Os resultados da decomposição da variância demonstraram que, a maior parte dos desvios causados pela variância do Ibovespa se explicou por inovações no próprio índice.

Vartanian (2010) avaliou a influência do índice Dow Jones, preços das commodities e taxa de câmbio sobre a trajetória do Ibovespa. Foi aplicado um teste de cointegração entre o índice de ações brasileiro e as variáveis selecionadas de acordo com procedimento sugerido por Johansen, além de um modelo VAR, com teste de causalidade/exogeneidade de Granger. Os resultados do teste de cointegração de Johansen não indicaram a existência de relações de longo prazo entre as variáveis. Em termos dos efeitos de curto prazo, as funções de resposta ao impulso mostraram que o índice de ações brasileiro reage positivamente aos choques nos preços das commodities e das ações norte-americanas, além de demonstrar uma reação positiva à depreciação cambial.

Distinguido ligeiramente dos estudos anteriores, Gaio e Rolim (2007) observaram os impactos causados nas oscilações dos índices dos mercados internacionais sobre o Ibovespa. Foram utilizados, os índices com maior representatividade no mercado internacional, como o Dow Jones, Standard & Poor 500 (S&P500), Nasdaq, Nikkei e o Financial Time Stock Exchange (FTSE) e o Ibovespa. Para tanto, empregou-se como metodologia de estudo a análise de cointegração de Johansen e modelos de correção de erros, todos eles aplicados a um enfoque multivariado VAR. O resultado evidenciou que as séries dos índices apresentam um vetor de cointegração, podendo-se inferir que as variáveis possuem relação de longo prazo. Através da estimativa VEC os resultados evidenciaram a significativa influência dos retornos das bolsas internacionais sobre os retornos do Ibovespa.

3 METODOLOGIA

3.1 Modelo econométrico

O modelo empírico das relações estabelecidas entre o mercado de ações e as variáveis selecionadas pode ser analisado por meio das metodologias aplicado as séries temporais. O modelo vetorial auto regressivos (VAR) foi proposto como alternativa aos modelos estruturais multe

equacionais que se baseiam nas classificações *a priori* das variáveis em endógenas e exógenas. Cada uma dessas variáveis é explicada por seus valores defasados e pelos valores defasados das demais variáveis do modelo. O VAR analisa o impacto dinâmico das perturbações aleatórias sobre o sistema de equações. Vem sendo utilizada em alternativa a abordagem tradicional de equações simultâneas e, é basicamente uma extensão do processo auto regressivo univariado (LOPES, 2012).

De forma geral o modelo VAR estrutural pode ser expresso conforme a notação:

$$Ax_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que x_t é um vetor ($n \times 1$) de variáveis econômicas de interesse no instante t ; A_0 é um vetor ($n \times 1$) de constantes; A_i , uma matriz ($n \times n$) de coeficientes; e ε_t , um vetor ($n \times 1$) de choques estruturais que se deseja identificar.

De acordo com Gaio e Rolim (2007) o uso da metodologia VAR possibilita a obtenção de elasticidades de impulso para k períodos à frente. As elasticidades são obtidas através da função de resposta ao impulso permitindo a avaliação dos efeitos das variáveis em respostas a choques (inovações) de uma série temporal sobre outra série do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer. A metodologia VAR permite ainda, a decomposição histórica da variância dos erros de previsão, k períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada variável componente do sistema, analisando a importância de cada choque em cada variável do modelo, ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação a sua previsão realizada no início do período considerado.

É recomendado, segundo Vartanian (2010), ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade visto que a ordenação interfere nos resultados da função de resposta ao impulso e da decomposição da variância. Assim, as variáveis com maior poder de causalidade devem ser inseridas no início da sequência e as variáveis com menor poder de causalidade no final da sequência. Destarte, com o objetivo de ordenar as variáveis de acordo com o grau de endogeneidade, será utilizado o teste VAR Granger Causality/Block Exogeneity.

Ao se trabalhar com séries temporais, entretanto, é necessário, atentar para a estacionariedade, isto é, observar a existência ou não de raiz unitária nas séries. Para verificar se as séries são estacionárias, serão empregados os testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), o teste não paramétrico de Philips Perron (PP) e o teste de Kwiatkowski–Phillips–Schmidt–Shin (KPSS).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) de acordo com Gropô (2004) baseia-se em um processo autoregressivo de ordem p , com $p > 1$, conforme a expressão:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \gamma Y_t + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Em que α é o intercepto; t é a tendência determinística; ΔY_{t-i} são termos diferenciados defasados; e ε_t é o ruído branco. Para se determinar o número de defasagens ($p - 1$) a serem incluídas na regressão, é comum adotar a significância estatística da última defasagem em conjugação com os menores valores dos critérios de informação, como Akaike e Schawrz.

Segundo Silva (2011), o teste de raiz unitária de Phillips e Perron, possui como princi-

pal diferença em relação ao teste ADF, a ausência da pressuposição de que o resíduo ε_t possui o comportamento de ruído branco. O teste foi desenvolvido como um procedimento formal para testar a hipótese de não estacionaridade na presença de quebra estrutural nas séries. Permite considerar mudanças tanto no intercepto como na inclinação da série, a partir da quebra estrutural, que antes não eram identificadas pelo teste de Dickey e Fuller. Conforme Gujarati (2006), Phillips e Perron usam métodos estatísticos não paramétricos para levar em conta a correlação serial nos termos de erro sem somar termos de diferença não defasados. No entanto, ambos os testes, possuem baixa potência, isto é tendem aceitar a hipótese nula da raiz unitária com maior frequência do que seria justificável.

Neste caso, utiliza-se o teste KPSS, cuja principal característica consiste na inversão das hipóteses; a hipótese nula assume a estacionariedade da série. Conforme Kwiatkowski *et al.* (1992, *apud* MAYORGA *et al.* 2007, p. 683-684) o teste KPSS tende a complementar os testes de raiz unitária. Seja y_t , com $t = 1, 2, 3, \dots, T$, a séries para qual quer se testar a estacionariedade, e assumindo a noção de que se possa decompor a série na soma de tendência determinística, passeio aleatório, e erro estacionário, têm:

$$y_t = \xi_t + r_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Em que r_t é um passeio aleatório e $r_t = r_{t-1} + u_t$; $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$, é uma distribuição normal, com média zero e variância constante. A hipótese de estacionariedade é simplesmente $\sigma^2 = 0$. Desde que, assumindo ε_t estacionário, no qual considera $\xi = 0$, sob a hipótese nula y_t ser estacionário em torno de um nível (r_0), em vez de uma tendência.

Uma vez constatada que as variáveis são integradas de mesma ordem, parte-se, então, para a fase de se testar a existência de cointegração entre elas. Conforme Lopes (2012), a metodologia utilizada para realizar o teste de cointegração, proposto por Johansen se baseia em uma versão reparametrizada de um modelo de VAR de ordem p para termos de um modelo de correção de erros (VEC).

$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Delta \Gamma_i X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \Theta D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Em que: $\Gamma = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$, com $i = 1, 2, \dots, k-1$; e $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$. A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank (r) da matriz Π .

Existem três possibilidades: a) o posto de Π ser completo. Nessa situação, qualquer combinação linear entre as variáveis é estacionária, e o ajuste do modelo deve ser efetuado com as variáveis em nível; b) o posto de Π ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração, e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; c) a matriz Π ter posto reduzido. Nesse caso, há r vetores de cointegração, em que $0 < r < n$. Nesse caso, Π pode ser expresso pelo produto de duas matrizes, α e β ($n \times k$) e de posto = k , de modo que: $\Pi = \alpha\beta'$. Onde em, β' é a matriz de vetores cointegrantes (são exatamente as suas k colunas) e α é a matriz de ponderações dos vetores cointegrantes, que fornece também a velocidade do ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Os testes para se verificar o número das raízes características da matriz Π , que são estatisticamente diferentes de zero são definidas como estatística do traço conforme a expressão (5) e estatística do máximo autovalor, de acordo com a expressão (6):

$$\lambda_{trace}(k) = -T \sum_{i=k+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

$$\lambda_{max}(k, k+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{k+1}) \quad (6)$$

Em que $\hat{\lambda}$ é a estimativa das raízes características (ou autovalores) obtidos da matriz Π ; e T é o número de observações.

Após o teste de cointegração, sabendo-se que as séries têm uma dinâmica comum e são integradas de mesma ordem, pode-se especificar um VAR mais completo denominado modelo de correção de erros, onde suas variáveis, em virtude da dinâmica comum, têm um componente de longo prazo e um de curto prazo.

Para identificar as relações de causalidade entre as variáveis não estacionárias e cointegradas, Engle e Granger (1987, *apud* CARVALHO; SCALCO; LIMA, 2009, p. 388) propuseram a utilização do Modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) tendo em vista a dificuldade de analisar os resultados através do teste de causalidade de Granger “par a par”, que melhor se ajusta as séries estacionárias em nível.

4 RESULTADOS E DISCUSSÕES

4.1 Análise descritiva dos dados

Os dados coletados fazem referência ao período pós-implementação do Plano Real, que se estende de janeiro de 1995 a dezembro de 2012, num total de 216 observações, captando os efeitos do ajustamento macroeconômico verificado no Brasil neste período, assim renunciando a um período maior que abrangeia séries anteriores e incorporaria a transição na mudança de política monetária e cambial. Os dados são provenientes do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA) e do Banco Central do Brasil (BC).

As variáveis empregadas no estudo são⁷: Ibovespa (LIBOV), o índice nacional que reflete não apenas as variações dos preços das ações, mas também o impacto da distribuição dos proventos, sendo considerado um indicador que avalia o retorno total de suas ações componentes; taxa de câmbio livre – Dólar americano (compra) nominal – média do período (LTC); a taxa Selic (LSELIC), apurada no Selic (Sistema Especial de Liquidação e Custódia), obtida mediante o cálculo da taxa média ponderada e ajustada das operações de financiamento por um dia, lastreadas em títulos públicos federais e cursadas no referido sistema; a Produção Física Industrial (LIPIN) tomou-se esse índice com base média 2002, sem ajuste sazonal. A série reformulada tem início em janeiro de 2002 e sua implantação não implicou ruptura de séries históricas, o índice se baseia na Pesquisa Industrial Mensal de Produção Física do IBGE e; o Dow Jones Industrial Average (LDJ) é o segundo mais antigo índice dos Estados Unidos, e uma das mais importantes do mercado mundial; por fim, foram incluídas variáveis *dummies* com o objetivo de captar mudanças significativas no modelo VAR.

⁷ Todas as séries serão transformadas na forma de logaritmo natural buscando suavizar e normalizar os desvios.

4.2 Resultados econométricos

Antes de realizar o teste de cointegração, deve-se proceder aos testes de raiz unitária, com a finalidade de verificar se as séries, na forma de logaritmo natural, são estacionárias em nível ou em diferença. A aplicação dos testes conforme a Tabela 1, permite concluir, após examinar os valores, que as séries apresentam raiz unitária em nível, apontando que as mesmas são não estacionárias.

Tabela 1 – Teste de Raiz Unitária em nível

Série	Teste ADF		Teste PP		Teste KPSS	
	Modelo	Estatística do teste	Modelo	Estatística do teste	Modelo	Estatística do teste
LIBOV	Int. e tend.	-2,9880	Int.	-1,5326	Int.	1,7906*
LTC	Int. e tend.	-1,5490	Int.	-2,1153	Int.	0,7512*
LSELIC	Int. e tend.	-3,3806**	Int.	-1,7701	Int.	1,6479*
LIPIN	Int. e tend.	-3,7516**	Int.	-2,6504**	Int.	1,8326*
LDJ	Int. e tend.	-3,1008	Int.	-3,2592**	Int.	1,1222*

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%. **Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Os testes realizados em primeira diferença e seus resultados, apresentados na Tabela 2, conduzem a conclusão que para todas as séries uma única diferenciação é suficiente para torná-las estacionárias. Portanto, evidencia-se que todas as séries são integradas de ordem I (1).

Tabela 2 – Teste de Raiz Unitária em primeira diferença

Série	Em primeira diferença					
	Modelo	Estatística do teste	Modelo	Estatística do teste	Modelo	Estatística do teste
LIBOV	Int. e tend.	-11,4112*	Int.	-11,2774*	Int.	0,0969
LTC	Int. e tend.	-9,4186*	Int.	-9,2120*	Int.	0,3176
LSELIC	Int. e tend.	-19,7458*	Int.	-19,7079*	Int.	0,0428
LIPIN	Int. e tend.	-4,6247*	Int.	-25,0593*	Int.	0,0968
LDJ	Int. e tend.	-14,0111*	Int.	-13,9105*	Int.	0,2999

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%. **Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Determinado a ordem de integração das séries, realiza-se o teste de cointegração. Utilizou-se o método de Johansen, uma vez que o procedimento é baseado em um modelo VAR sendo, portanto, necessário determinar o número de defasagens (*lags*) a serem utilizados. Assim, visando definir o número de defasagens (*p*) do modelo VAR, recorreu-se aos critérios apresentados na Tabela 3. A decisão da escolha baseou-se pelo número de defasagens (*p*) que minimizou os Critérios de Informação Schwarz (SC) e de Hannan-Quinn (HQ). Nesse caso específico, a escolha foi por duas defasagens.

Tabela 3 – Escolha ótima dos lags

LR	FPE	AIC	SC	HQ
Lag	6	3	3	2

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

O teste de exogeneidade em bloco de Granger (Granger Causality/Block Exogeneity

Wald Tests) permitiu classificar o grau de exogeneidade das variáveis, de forma a ordená-las na função impulso à resposta e na decomposição da variância de maneira mais consistente. A Sugestão de ordenamento das variáveis das mais exógenas para as mais endógenas ficou definida como segue: Dow Jones, Câmbio, Selic, Ibovespa e Produção Industrial.

Assim, constatou-se que a condição de estabilidade foi satisfeita, uma vez que as raízes inversas do polinômio característico se encontram dentro do círculo unitário. Também foi testada a normalidade dos resíduos, entretanto, a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal, foi rejeitada. Segundo Lopes (1995 *apud* GROPPÔ, 2004, p. 66), a hipótese de normalidade para dados econômicos associados à economia brasileira raramente é aceita; possivelmente, derivado a volatilidade característica das séries macroeconômicas, onde o modelo será estimado mesmo na ocorrência de rejeição da hipótese nula.

Determinado o número de defasagens do modelo (VAR), aplicou-se, seguindo Azenha (2010), o teste proposto por Johansen, para verificar a existência da relação de longo prazo entre as variáveis. A inclusão de componentes determinísticos (constante e tendência) é questão fundamental para a legitimidade dos resultados. A escolha depende das características evidenciadas pelas séries incluídas no modelo. Porém, a constante deve ser sempre incluída no modelo, evitando que a relação entre as variáveis cointegradas intercepte a origem. A questão é saber se a constante deverá assumir natureza restrita ou irrestrita no vetor de cointegração. Assim, com base na análise gráfica das séries e dos melhores valores para os critérios Schwarz e Akaike, optou-se pela inclusão de tendência determinística e constante irrestrita no vetor.

A Tabela 4 apresenta os resultados dos testes do traço e do máximo autovalor. Conforme os mesmos pode-se afirmar que as séries são cointegradas, ou seja, verifica-se presença de relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis, contudo, diante da não concordância nos testes e para os fins deste trabalho, optou-se por escolher dois vetores de cointegração.

Tabela 4 – Teste de cointegração de Johansen

Nº de ve-tores	Eigenvalue	λ_{trace}	Valor críti-co 5%	Prob.	λ_{max}	Valor críti-co 5%	Prob.
0	0.257570	131.3334*	88.80380	0.0000	63.73491*	38.33101	0.0000
Até 1	0.129914	67.59848*	63.87610	0.0235	29.78098	32.11832	0.0939
Até 2	0.098895	37.81750	42.91525	0.1474	22.28445	25.82321	0.1371
Até 3	0.051518	15.53305	25.87211	0.5305	11.31909	19.38704	0.4810
Até 4	0.019499	4.213965	12.51798	0.7110	4.213965	12.51798	0.7110

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Destarte, a Tabela 5 evidencia o vetor de cointegração normalizado para a variável do Ibovespa, ou seja, a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa com as demais variáveis. A ordenação das variáveis segue a sugestão dada pelo teste de Causalidade de Granger em bloco e a direção de causalidade examinada em análise bivariada⁸. Por este último, concluiu-se não haver relação de longo prazo estabelecida entre o Ibovespa e a taxa Selic, motivo da ausência da taxa Selic no vetor. O resultado é coerente com a restrição imposta pelo teste de cointegração de Johansen, cuja presença de dois vetores de cointegração entre cinco variáveis, implica que as mesmas serão cointegradas quatro a quatro, isto é, qualquer variável poderá estar cointegrada com três das outras variáveis. Como as séries estão transformadas em logaritmo natural, os valores representam as elasticidades de longo prazo.

8 Ver teste de cointegração para vetor bivariado, conforme Tabela 7.

ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
E O ÍNDICE DOW JONES SOBRE O IBOVESPA

Tabela 5 – Vetor de cointegração

LIBOV	C	LDJ	LTC	LIPIN	TREND
1,0000	20,8333	-0,7752** (0,4053)	0,8327* (0,3182)	-5,1228* (0,8937)	-0,0029 (0,0038)

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%. ** Estatisticamente significativo ao nível de 5%.

Nota 1: as estatísticas entre parênteses referem-se aos desvios padrões dos referidos parâmetros.

Os sinais dos coeficientes das variáveis macroeconômicas, quando iguais ao do Ibovespa, indicam que o índice do mercado de ações brasileiro responde negativamente às variações, quando diferente, responde positivamente.

O sinal negativo do Dow Jones indica que o Ibovespa é impactado positivamente pelo Dow Jones, o parâmetro apresentou-se estatisticamente significante a 5%. Traduz o mundo globalizado em que o comportamento dos mercados financeiros está profundamente conectado, de tal modo que, ocorrendo uma oscilação no índice americano, a rentabilidade do Ibovespa ecoa positivamente, ou seja um aumento do Dow Jones de 1% aumenta o Ibovespa em pouco menos de 1%. O resultado é diferente do encontrado por Vartanian (2010), cuja verificação não encontrou relação de longo prazo entre os índices, mas apoia as conclusões de Gaio e Rolim (2007).

A taxa de câmbio foi significante ao nível de 1% e seu sinal positivo reflete uma relação negativa de longo prazo com o Ibovespa, assim desvalorização do câmbio da ordem de 1% refletem em queda sobre os preços das ações em quase 1%. O resultado corrobora as conclusões encontradas por Groppô (2004) e Silva (2011). Num cenário de incertezas pode haver evasão de moeda estrangeira, onde as ações são vendidas em quantidade maior que o normal ocasionando queda nos seus preços e com consequente redução da oferta de moeda estrangeira o Real tenderá a se depreciar.

Por fim, a produção industrial se mostrou significativa estatisticamente a 1%. O sinal do parâmetro implica relação positiva, um aumento na produção industrial faz com que os investidores em ações tenham como expectativas melhores resultados financeiros, pagamento de maiores dividendos e ganhos de capital, provenientes da valorização das ações no mercado. O aumento de 1% da produção industrial repercute em aumento acima de 5% no retorno das ações. A relação condiz com os resultados encontrado na maioria dos estudos sobre a matéria.

Engle e Granger demonstraram que, mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto prazo. Nesse caso, a dinâmica de curto prazo é influenciada pela magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo. Assim sendo, foi estimado o VEC, valendo-se do modelo VAR auxiliar utilizado para o teste de cointegração. A relação de longo prazo entre as variáveis foi dada pelo vetor de cointegração. (SILVA, 2011).

Conforma a Tabela 6, as estimativas do desequilíbrio de curto prazo (velocidades de ajustamento) são corrigidas através dos vetores de cointegração relativos ao Ibovespa. Primeiramente, os valores dos parâmetros α_1 e α_2 demonstram quais as proporções do desequilíbrio de curto prazo do Índice Bovespa são corrigidas a cada período no movimento em direção ao longo prazo para cada vetor. Percebe-se que somente α_1 foi estatisticamente significativo. Em outras palavras, o valor estabelece que aproximadamente 2,12% dos desvios entre o valor efetivo e o valor de longo prazo ou de equilíbrio são corrigidas a cada mês.

Tabela 6 – coeficientes do VEC para o primeiro vetor, Índice Bovespa.

Variável	Coeficiente	Desvio padrão	Estatística t
(Coint. Eq.) α_1	0,0212**	(0,0123)	1,7215
(Coint. Eq.) α_2	-0,0116	(0,0136)	-0,8506
$\Delta(LIBOV (-1))$	0,1132	(0,0700)	1,6151
$\Delta(SELIC (-1))$	0,0906**	(0,0436)	2,0787
$\Delta(LDJ (-1))$	0,7454*	(0,1182)	6,3047
$\Delta(LTC (-1))$	0,3418*	(0,1296)	2,6363
$\Delta(LIPIN (-1))$	-0,0828	(0,0839)	-0,9873
C	0,0203*	(0,0074)	2,7332
DE	-0,0482*	(0,0173)	-2,7935
DA	-0,0542*	(0,0197)	-2,7464
DS	-0,0141	(0,0117)	-1,2034
DR	0,0162	(0,0215)	0,7549

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significante a 1%. **Estatisticamente significante a 5%.

A Selic mostrou-se significante estatisticamente ao nível de 5%, isto permite dizer que uma variação de 1% nesta defasagem, resultará em modificação de pouco menos de 1% nos retornos contemporâneos do Ibovespa. Para o mês anterior referente ao Dow Jones, uma variação da mesma magnitude da Selic, resultará em alteração de aproximadamente, 7,5% nos retornos contemporâneos do Ibovespa. Já para o câmbio, uma variação de 1% no mês anterior, proporcionará cerca de 3,5% de modificação nos valores presentes do Ibovespa. Quanto aos sinais dos parâmetros, os mesmos indicam que o impacto foi positivo sobre os retornos do Ibovespa. Os coeficientes do Ibovespa e da produção industrial não foram significativas. Em relação às *dummies*, apenas o efeito relacionado ao quadro eleitoral relativo a uma possível vitória do candidato petista e a Crise Asiática foram significativas, onde variações nestas *dummies* refletem de forma significativa os retornos do Ibovespa. Os sinais negativos nos coeficientes conduzem às discrepâncias negativas verificadas no histórico do índice, isto é nas quedas provocadas no preço das ações.

Para determinar a existência ou não de vetores de cointegração, foram estimados modelos com as variáveis se relacionando individualmente com o Ibovespa, expostas na Tabela 7. Os resultados das relações bivariadas demonstram não haver vetor de longo prazo entre o Ibovespa e a Selic, contudo, para os demais se rejeitou a hipótese nula de ausência de vetor.

Tabela 7 – Teste de Johansen para vetor de cointegração bivariado

Relação	Ordem VAR	Df. ts. coin e VEC	Modelo ^a	Vetores teste de cointegração	Traço	Traço Cal.	Max. Auto-valor	Max. Aut. Cal.	
LIBOV	LSELIC	3	1 2	4	0	21,35	25,87	11,70	19,39
					1	9,65	12,52	9,65	12,52
LIBOV	LIPIN	3	1 2	4	0*	78,27	25,87	69,14	19,39
					1	9,13	12,52	9,13	12,52
LIBOV	LTC	3	1 2	4	0*	28,53	25,87	20,57	19,39
					1	7,96	12,52	7,96	12,52
LIBOV	LDJ	3	1 2	2	0*	30,62	20,26	26,70	15,89
					1	3,92	9,16	3,92	9,16

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significante a 5%.

a – Os modelos usados são: (1) sem tendência determinística nos dados, sem intercepto e sem tendência na equação de cointegração ou teste VAR; (2) sem tendência determinística nos dados, com intercepto e sem tendência na equação

ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
E O ÍNDICE DOW JONES SOBRE O IBOVESPA

de cointegração e sem intercepto no VAR; (3) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e teste VAR; (4) com tendência determinística linear nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e sem tendência no VAR; (5) com tendência determinística quadrática nos dados, com intercepto e com tendência na equação de cointegração e com tendência linear no VAR

Com base nos resultados da Tabela 7, testou-se a relação de causalidade de curto e longo prazo, conforme a Tabela 8, permitindo verificar a direção de causalidade dos parâmetros. Neste sentido, pode-se observar que os parâmetros estimados dos coeficientes Φ_2 são significativos a 1% para as relações taxa de câmbio – Ibovespa e Ibovespa – Dow Jones, demonstrando que o câmbio é influenciado pelo Ibovespa, e por sua vez, o Dow Jones possui informações úteis para prever o Ibovespa, isto é, o Ibovespa é influenciado pelo índice estadunidense. Para se testar a direção das transmissões de relação de efeito de longo prazo, verifica-se a significância do coeficiente Φ_4 . Assim constatou-se que os parâmetros estatisticamente significativos a 1% para as relações foram, produção industrial – Ibovespa, demonstrando que o Ibovespa possui informações úteis para prever, no longo prazo, a produção industrial; taxa de câmbio – Ibovespa, onde o câmbio é influenciado pelo Ibovespa; finalmente, a relação Ibovespa – Dow Jones, onde o Ibovespa é causado pelo Dow Jones. Presenciou haver causalidade bidirecional nesta última relação, logo o Dow Jones também é influenciado pelo índice brasileiro.

A Figura 1 ilustra os resultados da Tabela 8, logo, a seta contínua representa a direção da causalidade de longo prazo e a seta tracejada a causalidade de curto prazo.

Tabela 8 – Parâmetros de curto e longo prazo do VEC

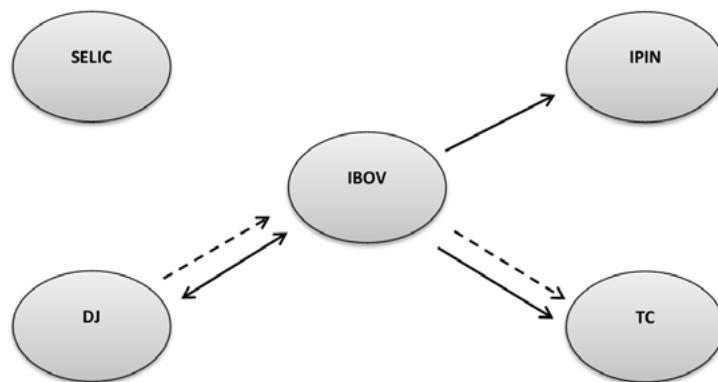
Relação		Parâmetro de CP (Φ_2)	Parâmetro de LP (Φ_4)
LIBOV	LIPIN	-0,0132	0,0066
t calculado		-0,1449	0,7968
LIPIN	LIBOV	-0,0475	0,0549*
t calculado		-0,9182	8,6680
LIBOV	LTC	-0,0232	-0,0174
t calculado		-0,1547	-1,4476
LTC	LIBOV	-0,0802*	-0,0189*
t calculado		-2,2649	-3,2072
LIBOV	LDJ	0,6814*	0,0191*
t calculado		6,2363	4,5276
LDJ	LIBOV	0,0192	0,0112*
t calculado		0,4175	3,9989

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

*Estatisticamente significativo ao nível de 1%.

Nota: os parâmetros para as segundas defasagens de curto prazo (Φ_3) das variáveis não foram significativos.

Figura 1 – Direção de causalidade de curto e longo prazo



Fonte: elaboração dos autores com base nas estimações.

Por outro lado, o instrumental analítico da função de resposta ao impulso capta o efeito de choques de um desvio-padrão (aumento exógeno, temporário e não esperado) a uma mudança nos valores correntes e futuros das variáveis endógenas no VAR, levando-se em consideração os efeitos simultâneos sobre as outras variáveis, incluindo-se na análise os respectivos intervalos de confiança. Todavia, como observado por Pimenta Junior e Higuchi (2008), se a faixa entre as linhas pontilhadas inclui o eixo horizontal (nível zero), o efeito considerado é pouco significativo.

Pelo julgamento da observação da Figura 2 será possível notar que a elasticidade entre o índice de ações brasileiro e o estadunidense é positivo e persistente, semelhante ao efeito do Ibovespa sobre ele próprio. Elevações nos preços das ações do Dow Jones provocam uma alta no Ibovespa, o Dow Jones operando em alta é um indicador bem aceito dentro da lógica do mercado acionário internacional. Já a reação do Índice Dow Jones a um impulso no Ibovespa é irrelevante.

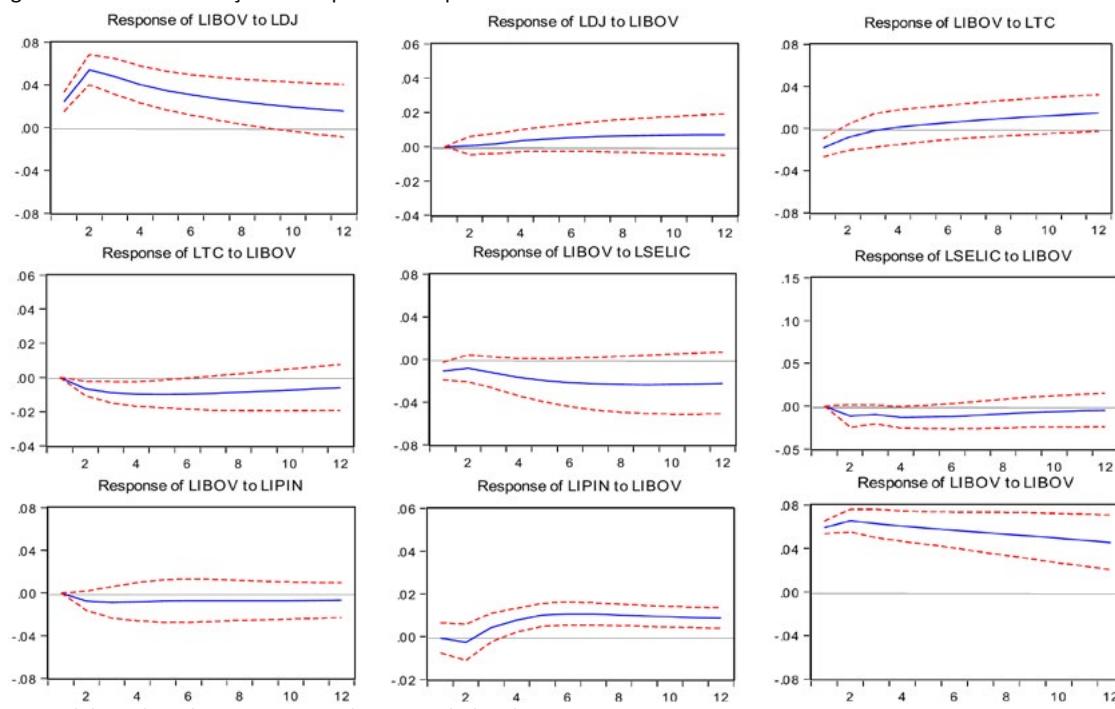
O Ibovespa reage inicialmente de forma negativa a um choque no câmbio, mas logo passa a ser positivo, enquanto a reação da taxa de câmbio a alterações não esperadas no mercado de ações é negativa. Contudo, ambas as reações são praticamente estáveis e pouco significativas.

Em relação à Selic, a elasticidade mostra-se negativa desta forma, o Ibovespa reage negativamente a choques na taxa Selic, em que incrementos inesperados reduzem os preços dos ativos do Ibovespa como pode ser observado na figura 2. Altas na Selic podem reduzir os investimentos e induzir a substituição das aplicações em renda variável por renda fixa, contudo, ambos os impactos são praticamente sem influência um sobre o outro.

Para variações não antecipadas sobre a atividade econômica, representada pela produção industrial, a resposta do Ibovespa é negativa, porém irrelevante. Em contrapartida, choques no Ibovespa repercutem positivamente sobre a atividade econômica.

ANÁLISE DE COINTEGRAÇÃO E CAUSALIDADE ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS
E O ÍNDICE DOW JONES SOBRE O IBOVESPA

Figura 2 – Análise da função de resposta ao impulso



Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Outra ferramenta disponibilizada pela metodologia VAR é a decomposição da variância, que permite dizer que porcentagem da variância de erro de previsão decorre de cada variável endógena ao longo do horizonte de previsão, conforme pode ser visto na Tabela 9. A periodicidade das séries históricas em questão é mensal.

Tabela 9 – Decomposição da variância do Ibovespa

Mês	Dummy eleição	Dummy asiática	Dummy subprime	Dummy Real	Dow Jones	Taxa câmbio	Selic	Ibovespa	Prod. industrial
1	1.13	1.02	0.37	1.43	12.66	7.89	2.92	72.53	0.00
3	3.15	7.01	0.22	0.39	28.31	2.91	1.87	55.41	0.69
6	6.76	12.78	0.33	1.33	22.53	1.51	2.82	51.16	0.74
9	10.79	16.46	0.68	2.74	17.34	1.26	2.76	46.00	0.66
12	14.13	18.77	1.29	3.97	13.74	1.62	2.24	43.64	0.56

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

Analisando a decomposição, observa-se que os desvios causados pela variância do Ibovespa são explicados em cerca de 72,53% por si mesma no início do período e por cerca de 43,64% passados doze meses, logo o Ibovespa é o autor principal da explicação da decomposição de sua própria variância. Assim, dado um impacto sobre o Ibovespa, 55,41% da variância do mesmo Ibovespa é explicado por ela própria três meses depois. As outras variáveis que melhor explicam a variância do Ibovespa são: as dummies da crise asiática e da eleição do PT e o Índice Dow Jones com 18,77; 14,13; 13,74%, respectivamente, decorridos doze meses. As demais variáveis possuem participação inexpressiva nos choques do Ibovespa.

A Tabela 10 apresenta os resultados da decomposição das variâncias e a participação do Ibovespa para explicá-las. A decomposição da variância das demais variáveis, em relação à participação do Ibovespa é pequena, e em uma magnitude considerável, apenas quando se observa a produção industrial, em que apresenta sua maior influência, com cerca de 10,56% no décimo segundo mês.

Tabela 10 – Participação do Ibovespa sobre a decomposição da variância das outras variáveis

Mês	Dummy eleição	Dummy asiática	Dummy subprime	Dummy Real	Dow Jones	Taxa câmbio	Selic	Prod. indus- trial
1	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.09
3	0.03	0.79	0.35	1.24	0.16	2.44	1.42	0.77
6	0.37	1.76	1.61	2.69	0.95	5.81	2.53	5.75
9	0.85	2.77	3.70	3.50	1.64	7.98	2.73	9.02
12	1.40	3.53	6.08	3.73	2.11	9.10	2.77	10.56

Fonte: elaborado pelos autores com base nos dados da pesquisa.

5 CONCLUSÕES

O estudo realizado averiguou o relacionamento do conjunto de variáveis macroeconômicas, que incluiu taxa Selic, taxa de câmbio e índice de produção industrial, além do índice Dow Jones, com o índice de preços dos ativos no mercado acionário brasileiro, medido pelo Ibovespa. Foram utilizadas *dummies* na estimativa para avaliar o resultado da Crise asiática e instabilidade causada pela eleição do PT.

Testou-se a presença de raiz unitária empregando os testes ADF, PP e KPSS, identificando que todas as séries são estacionárias somente após a primeira diferença. Posteriormente utilizou-se o método de cointegração, conforme o método de Johansen. Foi constatada existência de relação de longo prazo através da estatística do traço e do máximo autovalor, optou-se pela existência de dois vetores de cointegração.

Os sinais dos coeficientes das elasticidades de longo prazo das variáveis explicativas do Ibovespa foram consistentes demonstrando que o preço das ações medido pelo Dow Jones possui relacionamento positivo com os preços dos ativos brasileiro; demostrou-se também que a produção industrial possui relacionamento positivo com os preços dos ativos; já a taxa de câmbio apresentou relacionamento negativo.

No que concerne à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio do coeficiente de ajustamento (α), que o Ibovespa responde a desequilíbrios de longo prazo causados por outras variáveis presentes no modelo. As *dummies* eleição do Partido dos Trabalhadores e Crise asiática conduziram à queda no preço das ações do Ibovespa. A função de resposta ao impulso evidenciou que o Ibovespa reage com maior relevância às inovações no mercado acionário nacional e no internacional. A Decomposição da variância ressaltou que o Ibovespa é o maior responsável pela explicação da própria variância.

O estudo apresentou-se coerente com resultados encontrados em outras pesquisas, indicando a consistência do mesmo. Por fim, recomenda-se como pontos importantes para trabalhos futuros a utilização de outras variáveis macroeconômicas nacionais em conjunto com variáveis do mercado acionário internacional ou alternativamente a estas, o emprego de variáveis macroeconômicas internacionais.

REFERÊNCIAS

- ARAÚJO, E.; BASTOS, F. A. S. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. *Brazilian Business Review*, v. 5, n. 1, p. 51-73, 2008.
- AZENHA, Tânia P. Gonçalves. *Determinantes do Crédito ao Sector Privado em Portugal*. 2010. 118 f. Relatório (Mestrado em Economia) – Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial, Universidade de Aveiro, Aveiro, 2010.
- CARVALHO, Henrique D.; SCALCO, Paulo R.; LIMA, João E. Integração espacial entre os preços das cestas básicas nas capitais de região sudeste do Brasil. *Revista EconomiA*. Brasília, n. 2, p. 373-399, ago. 2009.
- GAIO, Luiz Eduardo; ROLIM, Rafael Campos. Interferências dos mercados externos sobre o Ibovespa: uma análise utilizando autoregressão vetorial estrutural. In: Seminários em Administração, 10, 2007. São Paulo. Anais. São Paulo: FEA-USP, 2007.
- GIANECHINI, C.; DECOURT, R. F. Impactos e influências de Fundos Private Equity e Venture Capital: Evidências dos IPOs no Brasil. *Rev. Adm. UFSM*, Santa Maria, v. 6, número 3, p. 481-496, set., 2013.
- GROPPÔ, Gustavo de Souza. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa*. 2004. 107 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004.
- GUJARATI, Damodar N. *Econometria básica*. 4. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.
- LOPES, Geovane de Oliveira. *Endividamento das famílias brasileiras no Sistema Financeiro Nacional*. 2012. 53 f. Dissertação (Mestrado em Economia do Setor Público) – Faculdade de Economia, Administração, Contabilidade e Ciência da Informação e Documentação,
- Universidade de Brasília, Brasília, 2012.
- MAYORGA, Rodrigo de Oliveira et al. Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão do Brasil. *Revista de Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675 – 704, ago. 2007.
- NUNES Maurício S; COSTA JR. Newton C. A.; MEURER, Roberto. A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, Rio de Janeiro, v. 59, n. 4, p. 585-607, dez. 2005.
- OLIVEIRA BRASIL, M. V. de; OGASAVARA, M.H.; Oliveira, F.C de; TASSIGNY, M.M.; Fontenele, R. E. The role of internet in the Born global companies. *Rev. Adm. UFSM*, Santa Maria, v. 6, número 2, p. 431-442, Jun., 2013.
- RIGHI, M; Schlender, S.G.; CERETTAS, P. S. Análise dos impactos esperados e Não-esperados da taxa de Juros, câmbio e inflação no Mercado brasileiro. *Rev. Adm. UFSM*, Santa Maria, v. 5, n. 3, p. 539-548, SET./DEZ, 2012.
- PIMENTA JUNIOR, Tabajara; HIGUCHI, Rene Hironobu. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 14, n. 2, 2008.
- SANTOS, Alex Gama Queiroz dos. *Fatores macroeconômicos e a eficiência informacional no mercado acionário brasileiro: uma abordagem por meio de vetores autoregressivos*. 2009. 87f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) – Faculdade de Economia, Universidade Federal da Bahia, Salvador, 2009.
- SILVA, Fabiano Melloda. Análise de cointegração entre variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. 2011. 141 f. Dissertação (Mestrado em Administração) – Programa de Pós-graduação em Administração, Universidade Federal de Santa Maria, Santa Maria, 2011.

ALEX ALVES DA SILVA RIBEIRO,
ÁYDANO RIBEIRO LEITE E
WELLINGTON RIBEIRO JUSTO

VARTANIAN, Pedro Raffy. Uma Análise dos Efeitos do Índice Dow Jones, Preço das Commodities e Taxa de Câmbio sobre o Comportamento do Ibovespa no Período 1999-2008. In: ENCONTRO DA ANPAD, 35, 2010, Rio de Janeiro. *Anais*. Rio de Janeiro: ANPAD, 2010, p. 2 – 17.