



ADMINISTRAÇÃO
FINANCEIRA

ANÁLISE DA CAUSALIDADE E COINTEGRAÇÃO ENTRE VARIÁVEIS MACROECONÔMICAS E O IBOVESPA

ANALYSIS OF CAUSALITY AND COINTEGRATION BETWEEN MACROECONOMIC VARIABLES AND IBOVESPA

Fabiano Mello da Silva
Centro Universitário Franciscano (UNIFRA)
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)
Economista e Mestre em Administração

Daniel Arruda Coronel
Universidade Federal de Santa Maria (UFSM)
Universidade Federal de Viçosa (UFV)
Professor Adjunto do Programa de Pós-Graduação em
Administração e Coordenador Substituto do Curso de
Administração da UFSM e Doutor em Economia

Data de submissão: 27 dez. 2011. **Data de aprovação:**
04 abr. 2012. **Sistema de avaliação:** Double blind review.
Universidade FUMEC / FACE. Prof. Dr. Henrique Cordeiro
Martins. Prof. Dr. Cid Gonçalves Filho. Prof. Dr. Luiz Claudio
Vieira de Oliveira.

RESUMO

O objetivo deste trabalho foi o de verificar 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 Produto Interno Bruto, em relação ao Índice de Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa). O período de análise compreendeu os meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2010, perfazendo um total de 192 observações para cada variável. 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. No que concerne à causalidade de Granger, de longo prazo, os resultados indicaram comportamento de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas com o Ibovespa. Os resultados do vetor

normalizado de longo prazo, para a variável Ibovespa, evidenciaram que a maioria dos sinais dos parâmetros da equação de cointegração está de acordo com o sugerido pela teoria econômica. Em outras palavras, houve um comportamento positivo do PIB e negativo da inflação e da taxa de câmbio (esperava-se uma relação positiva) 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 mês doze, seguida do risco-país, com menos de 5%.

PALAVRAS-CHAVE

IBOVESPA. Variáveis macroeconômicas. Cointegração.

ABSTRACT

The aim of this work was to assess the causality relation among the set of macroeconomic variables, represented by interest and exchange rates, inflation and Industrial Production Index as proxy of the Gross Internal Product regarding São Paulo Stock Exchange Index (IBOVESPA). The period of analysis was between January 1995 and December 2010 with 192 observations for each variable. Johansen's tests through Estimatistical Trace and Maximum Eigenvalue indicated that there is at least one cointegration vector. In the analysis of Granger Causality Tests by way of Error Correction, it was found that there was short-term causality between Consumer Price Index and Ibovespa. Regarding long-term results of Granger Causality, it was showed behavior of long-term among the macroeconomic variables with IBOVESPA. The results of the long-term of normalized vector for the Ibovespa variable showed that most of sign parameters of cointegration equation are in agreement with the one suggested by economic theory. In other words, there was a positive behavior regarding Gross Internal Product and a negative one regarding inflation and exchange rate (it was hoped a positive relation) regarding Ibovespa, except Brazil interest rate, which was not significant with that index. The variable of Ibovespa was explained in more than 90% by itself in the twelfth month, followed by country-risk with less than 5%.

KEYWORDS

IBOVESPA. Macroeconomic variables. Cointegration.

INTRODUÇÃO

Após um longo período de instabilidade, os indicadores econômicos adotados no Brasil resultaram em certo nível de estabilidade, principalmente a partir da segunda metade da década de noventa. Essas políticas basearam-se, principalmente, em parâmetros defendidos por instituições financeiras, como o Banco Mundial e o Fundo Monetário Internacional (FMI). Diversas mudanças, tanto no cenário macroeconômico (com a introdução, principalmente, do Plano Real e de algumas medidas macroeconômicas, como regime de metas de inflação, lei de responsabilidade fiscal e a redução da relação dívida/Produto Interno Bruto (PIB)), quanto nos marcos regulatórios (aprovação do Anexo IV através da Resolução n. 1832 do Conselho Monetário Nacional), tornaram o mercado acionário brasileiro atraente para os investidores internacionais.

Essas medidas resultaram no aprimoramento das condições necessárias ao crescimento econômico sustentável e num mercado de capitais mais atrativo aos investidores estrangeiros, uma vez que o Brasil passou a ser recomendado pelas agências de risco, apresentando evidências conjunturais suficientes para obter o grau de investimento (PIMENTA JUNIOR; IGUCHI, 2009).

Nesse sentido, Araújo e Bastos (2008) salientam que, nas últimas décadas, a interação entre variáveis macroeconômicas e o comportamento do mercado de ações tem sido um objeto de interesse entre acadêmicos e analistas de mercado. Eles argumentam que os preços das ações são determinados não somente por indicadores financeiros, mas

por algumas variáveis macroeconômicas, como taxas de juros, taxa de câmbio, índices de inflação e produção industrial, representando a atividade econômica.

Hidalgo (2000) considera que investigações voltadas para corroborar ou refutar a presença de relações de causalidade entre índices de mercados acionários e variáveis macroeconômicas podem fornecer evidências relevantes e originais relacionadas ao funcionamento da integração desses mercados, bem como contribuir para a compreensão de seus mecanismos dinâmicos de equilíbrio. Isso porque as variáveis macroeconômicas podem ser úteis como uma medida do desempenho futuro do ativo, caso possuam relação direta com o seu movimento de elevação ou queda.

Com essa preocupação em mente, o objetivo principal deste estudo foi de analisar a relação de causalidade entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro, aqui representado pelo Ibovespa. Especificadamente, buscou-se verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis macroeconômicas e o Índice Bovespa, por meio de testes de cointegração, considerando-se, para tanto, o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2010. Para identificar como variações no Ibovespa se transmitem para as variações das variáveis macroeconômicas ao longo do tempo, foi calculada a função de resposta ao impulso, considerando-se um período de 10 meses. E, por fim, para analisar a porcentagem da variância de erro de previsão, que decorre de cada variável endógena, ao longo do horizonte de previsão, foi utilizada a análise da decomposição da variância.

O presente trabalho está estruturado em três seções, além desta introdução. Na segunda seção, são apresentados os procedimentos metodológicos, enquanto, na terceira, os resultados obtidos são analisados e discutidos e, finalmente, na última seção, são apresentadas algumas considerações finais.

METODOLOGIA

Modelo analítico

Para verificar se as séries são estacionárias, serão empregados os testes de estacionaridade de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e o teste não paramétrico de Philips Perron (1988). O primeiro considera modelos autorregressivos de ordem superior à unidade, conforme mostrado pela expressão (1), descrita por Enders (1995):

$$\Delta Y = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

em que $\gamma = -(1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i)$ e $\beta_i = \sum_{i=1}^p \alpha_i$, sendo que α_0 é o intercepto; γ , ordem do modelo autorregressivo que descreve o comportamento da série temporal; Y , variável dependente; Δ , operador de diferença; e ε_t , estrutura do erro, que é idêntica e independentemente distribuída.

O parâmetro de interesse nas regressões (sem intercepto e sem tendência; com somente intercepto; com intercepto e tendência) é γ , sendo que, se $\gamma = 0$, a série contém uma raiz unitária. Nesse teste, compara-se o resultado da

estatística t com valores apropriados indicados por Dickey-Fuller, para verificar se a hipótese nula $\gamma = 0$ será aceita ou rejeitada.

Essa hipótese deverá ser rejeitada quando o valor calculado da estatística t exceder ao valor crítico de Dickey-Fuller, sinalizando que a série será estacionária; caso contrário, a série será não estacionária.

O teste de Phillips-Perron (PP) consiste em uma alternativa não paramétrica ao teste ADF. Esse teste pode ser empregado quando os resíduos forem serialmente correlacionados.

Nesse caso, a hipótese empregada no teste de Dickey-Fuller, de que o erro seja identicamente distribuído, é desconsiderada. Ademais, a série de preços não possuirá uma raiz unitária se a hipótese nula puder ser rejeitada; caso contrário, a série será não estacionária (PHILLIPS; PERRON, 1988).

Outro método analítico empregado neste estudo diz respeito ao teste de causalidade sugerido por Granger (1969). Esse teste busca verificar se a incorporação de valores passados de uma variável X contribui com melhores previsões para a variável Y . Assim, trata-se de um teste de precedência temporal e não de causalidade, no sentido de uma relação de causa e efeito. Esse teste requer a estimativa das seguintes equações (2) e (3):

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta X_t = a_x + \sum_{i=1}^k \beta_{x,i} \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{x,i} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_{x,t}, \end{array} \right. \quad (2)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \Delta Y_t = a_y + \sum_{i=1}^k \beta_{y,i} \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \gamma_{y,i} \Delta X_{t-i} + \varepsilon_{y,t}, \end{array} \right. \quad (3)$$

em que: ΔX_t e ΔY_t indicam a primeira diferença das variáveis a serem testadas; α, β, γ são os coeficientes das regressões a serem estimados; ε_t é o termo de erro aleatório.

As relações de causalidade entre duas variáveis podem ocorrer nas seguintes formas:

- i) Causalidade unilateral de ΔY_t para ΔX_t : quando os coeficientes estimados em (2) para a variável defasada ΔY_t são conjuntamente diferentes de zero, e quando o conjunto de coeficientes estimados em (3), para a variável ΔX_t , não forem estatisticamente diferentes de zero;
- (ii) Causalidade unilateral de ΔX_t para ΔY_t : Corresponde ao inverso da forma anterior, ou seja, aceita-se a hipótese nula em (2) e rejeita-se em (3);
- (iii) Bicausalidade ou simultaneidade: quando os conjuntos de coeficientes defasados de ΔX_t e ΔY_t forem estatisticamente diferentes de zero em ambas as regressões; e
- (iv) Ausência de causalidade: Refere-se ao contrário da forma (iii), isto é, não se rejeita a hipótese nula em (2) e (3).

Conforme Granger (1988), em um modelo com duas variáveis, se houver relação de cointegração entre elas, então existe causalidade em pelo menos uma direção. A estimação econométrica das relações de preços, consideradas neste trabalho, fundamentou-se no modelo de autorregressão vetorial (VAR), cuja representação do VAR, de ordem p , é expressa da seguinte forma, conforme Enders (1995):

$$Y_t = \delta + \Theta_1 Y_{t-1} + \dots + \Theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

em que cada Θ_j é uma matriz de parâmetros $k \times k$; e ε_t é um vetor k -dimensional

de termos ruído branco, com matriz de covariância Σ .

A estimação da ordem da defasagem p do modelo VAR será obtida pelo menor critério de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Segundo Mayorga *et al.* (2007), os coeficientes da equação (4) não consideram o relacionamento entre as variáveis expressas no modelo VAR. Portanto, os impactos das inovações podem ser analisados mediante a função impulso-resposta, que fornece o efeito corrente e futuro sobre as variáveis endógenas, originado a partir de um desvio padrão de um choque nas inovações contemporâneas, ou seja, delinea o comportamento das séries incluídas no modelo VAR, em resposta a choques ocasionados por variáveis residuais.

Ainda nessa perspectiva, Margarido *et al.* (2004) destacam outra maneira de se caracterizar o inter-relacionamento dinâmico entre as variáveis do modelo, que pode ser captado pela decomposição da variância dos erros de previsão para k períodos para a frente. A decomposição de variância mede a contribuição relativa de cada choque sobre as variáveis endógenas do sistema VAR, ou seja, tem a capacidade de mostrar a fração da variância do erro projetado para cada valor, que resulta do efeito das próprias inovações, e aquelas que provêm de inovações da outra variável e avaliam o poder de explicação de cada variável em intervalos mensais de tempo.

Para verificar o relacionamento de longo prazo entre as variáveis do presente estudo, optou-se pelo método de cointegração de Johansen. De acordo com Enders (1995), cointegração significa

que séries temporais não estacionárias e integradas de mesma ordem compartilham tendências estocásticas semelhantes, ou seja, apresentam relação de equilíbrio de longo prazo. Johansen (1988) desenvolveu uma metodologia de cointegração baseada no posto ou rank (r) da matriz Π , tal como apresentado na equação (5).

$$\Delta X_t = \delta + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta X_{t-p+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_{x,t}, \quad (5)$$

A determinação do número de vetores de cointegração requer conhecimento sobre o posto ou rank (r) da matriz Π . Conforme Enders (1995), existem três possibilidades:

i) 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; ii) o posto de ser nulo, logo não há relacionamento de cointegração e o modelo deve ser ajustado com as variáveis em diferença; iii) a matriz Π ter posto reduzido. Nesse caso, há r vetores de cointegração, em que $0 < r < n$. e iv). Johansen (1988) estabeleceu dois testes estatísticos visando a descobrir o número de relações de cointegração das séries $\beta_{x,t}$. Neste trabalho, utilizaram-se os testes do traço e do máximo autovalor para identificar a presença de vetores de cointegração.

Para Enders (1995), o teste do traço busca testar a hipótese nula de que o número de vetores de cointegração distintos seja inferior ou igual a r ($H_0 =$ Vetores de cointegração $\leq r$) contra a hipótese alternativa de que o número desses vetores seja maior do que r ($H_1 =$ Vetores de cointegração $> r$), podendo ser expresso por (6):

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (6)$$

em que λ_i são os valores estimados das raízes características obtidos da matriz Π , e T é o número de observações.

O teste do máximo autovalor pretende testar a hipótese nula de que o número de vetores seja r (H_0 : Vetores de cointegração = r), contra a hipótese alternativa de existência de $r+1$ vetores de cointegração (H_1 : Vetores de cointegração = $r+1$), podendo ser representado da seguinte forma (7):

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}), \quad (7)$$

Após detectar a relação de cointegração proposta por Engle e Granger (1987) entre as variáveis X_{t-i} e Y_{t-i} , passa-se para a próxima etapa, que consiste na inclusão do modelo de correção de erro, que tem a vantagem de reter as informações sobre o nível das séries, de modo que as relações de longo prazo, entre as variáveis do modelo estudado, permaneçam presentes. Se as variáveis X_{t-i} e Y_{t-i} da equação (5) são integradas de ordem 1 [$I(1)$] e existe uma combinação linear entre elas, que é integrada de ordem zero [$I(0)$], ter-se-á o seguinte modelo de correção de erro, de acordo com Engle e Granger (1987), tal como apresentado pela Equação (8).

$$\begin{cases} \Delta Y_t = \beta_0 + \beta_i \Delta Y_{t-i} + \beta_j \Delta X_{t-i} + \phi ECT_{y,t-i} + u_{y,t} \\ \Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \alpha_j \Delta X_{t-i} + \phi ECT_{x,t-i} + u_{x,t} \end{cases} \quad (8)$$

em que β_0 , β_i , β_j , α_0 , α_i e α_j são os coeficientes do modelo; ΔY_{t-i} e ΔX_{t-i} indicam a primeira diferença das variáveis a serem testadas, defasadas em i períodos; ϕ é o coeficiente de ajustamento de longo

prazo; $u_{y,t}$ e $u_{x,t}$ são os termos de erro aleatório, e, ECT_{t-i} são os desvios do equilíbrio de longo prazo entre ΔY_{t-i} e ΔX_{t-i} , defasados em i períodos dados pela equação (5). Se ϕ for estatisticamente significativo, os erros da equação de cointegração de longo prazo servem para ajustar as variações dos preços no curto prazo, ou seja, pode-se verificar qual proporção de desequilíbrio em Y_t em um período, é corrigida no período seguinte.

FONTES DOS DADOS

Selecionaram-se, como variáveis relevantes para análise, a taxa de câmbio nominal, o risco-país (EMBI+), o mercado de ações (Índice Ibovespa), as taxas de juros de curto prazo nominal (Selic Over), taxa de inflação (IPCA) e o Índice de Produção Industrial (IPI) como *proxy* do Produto Interno Bruto (PIB), sendo proveniente do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEADATA, 2010) e na base de dados do *Yahoo Finance* para a série Ibovespa. Todas as séries foram transformadas na forma de logaritmo natural, buscando

suavizar e normalizar os desvios. O modelo será estimado no *software* econométrico *Eviews 6.0*. Essas séries foram colhidas, conforme dito anteriormente, para o período de janeiro de 1995 a janeiro de 2010. Ademais, também é importante ressaltar que essas variáveis não foram deflacionadas, pois, conforme Wang e Tomek (2007) e Siqueira (2007), o deflacionamento incorpora uma tendência nos dados: logo, não faz sentido incluir uma tendência antes da realização do teste de cointegração. Portanto, as séries foram mensuradas na forma nominal.

ANÁLISE E DISCUSSÃO DOS RESULTADOS

Os resultados dos testes convergem, indicando que, com exceção da taxa de inflação (IPCA), as demais variáveis não são estacionárias em nível, sendo integradas de ordem igual a zero, $I(0)$. Por outro lado, em primeira diferença, indicou-se que não há raiz unitária, mostrando que as séries são integradas de ordem 1, $I(1)$. Com base nesses resultados, foram estimados os testes de cointegração¹.

TABELA 1- Resultados dos testes ADF e PP em nível para as séries mensais das séries logaritmizadas do Ibovespa, da taxa Selic, da taxa de câmbio, do PIB, do IPCA e do risco-país, janeiro de 1995 a dezembro de 2010

Variáveis	Nível				1ª Diferença			
	ADF ^a	Lags ^b	PP ^c	τ_{crit} ^d	ADF	Lags	PP	τ_{crit}
Log (IBOV)	-2,659**	0	-2,824**	-2,876	-13,978**	0	-13,974**	-2,876
Log (IPCA)	-5,856*	0	-5,920*	-2,876	-13,203*	1	-23,496*	-2,876
Log (CAMBIO)	-2,049*	0	-2,051*	-2,876	-13,358*	0	-13,358*	-2,876
Log (SELIC)	-3,290**	1	-3,926**	-2,876	-18,169**	0	-18,183**	-2,876
Log (EMBI)	-1,514*	1	-1,332*	-2,876	-11,406*	0	-11,406*	-2,876
Log (IPI)	-0,797*	3	-0,592*	-2,876	-13,052*	0	-13,051*	-2,876

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*

NOTA: a: Teste Dickey-Fuller aumentado; b: Valor ótimo de defasagens selecionadas de acordo com o critério de Schwarz; c: Teste Philips-Peron; d: Valores críticos com 5% de significância; * modelo apenas com constante; ** modelo com constante e tendência.

Uma vez que o procedimento de Johansen é baseado em um modelo VAR, é necessário determinar o número de defasagens desse modelo e verificar a presença ou não de termos determinísticos a serem incluídos, sendo que os mesmos podem ser uma constante, uma tendência ou ainda uma variável Dummy.

Com a finalidade de determinar o número de defasagens (p) do modelo VAR, foram adotados três critérios: o primeiro, a decisão pelo número de defasagens (p) que minimizou os Critérios de Informação de Akaike (AIC); o segundo foi o de Schwarz (SC) e, por último, o de Hannan-Quinn (HQ). A TAB. 2 apresenta os resultados:

TABELA 2 - Definição do número de defasagens do modelo VAR, para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro de 1995 a dezembro 2010

Defasagem	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-	8,25e-10	-3,888	-3,469	-3,718
1	1648,394	9,38e-14	-12,971	-11,922*	-12,546
2	136,253	6,18e-14	-13,390	-11,713	-12,711*
3	67,164	6,06e-14*	-13,414*	-11,107	-12,479
4	43,342	6,84e-14	-13,300	-10,365	-12,111
5	66,668*	6,56e-14	-13,353	-9,789	-11,909

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*

NOTA: * Indica a ordem da defasagem selecionada pelo critério; LR - Estatística de teste LR sequencial modificado; FPE - Erro de previsão final; AIC - Critério de informação de Akaike; SC - Critério de informação de Schwarz; HQ: Critério de informação de Hannan-Quinn.

O critério do Erro de Previsão Final (FPE) e de Akaike (AIC) indicaram que o modelo deve possuir três defasagens. Em contrapartida, o critério de Schwarz (SC) recomenda que o modelo deva possuir apenas uma defasagem e, por fim, o critério de informação de Hannan-

Quinn (HQ) indicou que o número mais adequado seriam duas defasagens. Como os critérios indicaram números de defasagens diferentes, a escolha foi realizada com base no mesmo número de defasagens indicada pela maioria dos critérios. Nesse caso, como dois critérios

(FPE e AIC) indicaram três defasagens, esse valor foi considerado nas demais etapas dos testes de cointegração.

Uma vez determinado o número de defasagens do modelo VAR, realizou-se o teste proposto por Johansen (1988), para verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis. Os

resultados obtidos para o teste do traço, apresentados na TAB. 3, mostram que a hipótese nula, de que o posto da matriz de cointegração é nulo ($r = 0$), é rejeitada, a 5% de significância. Desse modo, há pelo menos dois vetores de cointegração, que estabelecem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis.

TABELA 3 - Teste do traço para cointegração das séries para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro de 1995 a dezembro 2010

Hipótese	Hipótese	Estatística do	Valor
Nula	Alternativa	Teste	crítico (5%)
$r = 0$	$r > 0$	169,287	117,708
$r \leq 1$	$r > 1$	96,049	88,803
$r \leq 2$	$r > 2$	58,262	63,876
$r \leq 3$	$r > 3$	33,471	42,915

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6.0*.

NOTA: o teste traço indica que há duas equações de cointegração.

A análise da TAB. 4 indica que a hipótese nula, de que há, no máximo, um vetor de cointegração ($r = 1$), não pode ser rejeitada no nível de 5%. Assim sendo,

o teste do máximo autovalor indica que, nesse nível de significância, existe um vetor de cointegração.

TABELA 4 - Teste do Máximo Autovalor para cointegração das séries para as variáveis macroeconômicas e o índice Ibovespa, janeiro de 1995 a dezembro 2010

Hipótese Nula	Hipótese Alternativa	Estatística do Teste	Valor crítico (5%)
$r = 0$	$r = 1$	73,237	44,497
$r = 1$	$r = 2$	37,787	38,331
$r = 2$	$r = 3$	24,790	32,118
$r = 3$	$r = 4$	16,140	25,823

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6.0*.

NOTA: o teste do Máximo Autovalor indica que há duas equações de cointegração.

Os dois testes indicaram a rejeição da hipótese nula, de que não existe nenhum vetor de cointegração, podendo-se afirmar que as variáveis são cointegradas, ou seja, há pelo menos uma relação de equilíbrio, de longo prazo, entre elas. Para fins deste trabalho, optou-se pelo número de equações de cointegração definidas pelo Teste do Traço, que indicou dois vetores de cointegração estatisticamente significativos no nível de 5%.²

A TAB. 5 apresenta o primeiro vetor de cointegração, normalizado para a variável logaritmo do Ibovespa, que é a variável de interesse neste trabalho.

Tabela 5 - Vetor de cointegração normalizado para a variável logibov

LogIbov	Const.	logIpi	logIpca	Logselic	Logcambio	Tend.
1	10,344	-4,496*	0,676*	-0,101	0,743*	-0,003
		(-7,436)	(7,434)	(-0,944)	(6,855)	(-0,196)

Fonte: Resultados do *software Eviews 6.0*. *Estatisticamente significativo no nível de 5%.

NOTA: A estatística entre parêntese refere-se ao desvio padrão do parâmetro estimado. Const.: constante; Tend.: tendência.

É importante salientar que a ordenação das variáveis foi realizada com base no teste de exogeneidade em bloco de Granger (*Block Causality Tests*), conforme Enders (1995). Nesse caso, as variáveis são ordenadas com base no valor da estatística Qui-Quadrado, com as variáveis mais exógenas (menores valores da estatística) sendo colocadas antes das variáveis mais endógenas. A ordem das variáveis ficou assim definida: Ibovespa (LogIbov), Risco País (LogEmbi), Índice

de Produção Industrial (LogIpi), Inflação (LogIpc), Taxa de Juros (LogSelic) e Taxa de câmbio (LogCambio).

Tomando-se por base o vetor de cointegração estimado, pode-se escrever a relação de equilíbrio de longo prazo do Ibovespa em relação a seus determinantes e interpretar cada um dos parâmetros ξ como sendo a elasticidade do Ibovespa às variáveis macroeconômicas. A equação reparametrizada é definida como:

$$\log(ibov)_t = -10,344 + 4,496 * \log(ipi)_t - 0,676 * \log(ipca)_t + 0,101 \log(selic)_t - 0,7435 * \log(cambio)_t - 0,003t \quad (9)$$

Com base nesses resultados, pode-se afirmar que a maioria dos sinais dos parâmetros da equação (9) está de acordo com o sugerido pela teoria econômica.³

O índice de Produção Industrial (logipi), utilizado como *proxy* do PIB, apresentou valor positivo e estatisticamente significativo no nível de 5%. Esse resultado corrobora o resultado encontrado por Pohlmann e Triches (2008). Os mesmos autores salientam ainda que o crescimento na produção industrial é um fator significativo para a expansão do mercado de ações, aqui representado pelo Ibovespa. A inflação (logIPCA), por sua vez, apresentou uma relação negativa e significativa no nível de 5%. A resposta negativa dos preços das ações, ao melhor desenvolvimento presente da economia, é justificada se os efeitos esperados de uma política contracionista for superior ao ganho esperado, decorrente do aumento da produção.

A taxa Selic (logselic) apresentou parâmetro positivo e não significativo no nível de 5%. Uma possível explicação para

esse resultado, de acordo com Nunes, Costa Jr. e Meurer (2005), é que o Banco Central não considera as informações, contidas nas variações do Ibovespa, em suas decisões sobre o direcionamento da taxa de juros. Finalmente, a taxa de câmbio (logcambio) apresentou um parâmetro negativo e estatisticamente significativo no nível de 5%. Mas, esperava-se uma relação direta com o Ibovespa, pois, de acordo com Maysami, Howe e Hamzag (2004), há uma associação positiva entre a desvalorização cambial e o aumento do Índice Ibovespa.

Os procedimentos realizados até o presente momento foram úteis para determinar a relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Entretanto, Engle e Granger (1987) demonstraram que, mesmo havendo relação de equilíbrio de longo prazo entre variáveis não estacionárias, é possível que ocorra algum desequilíbrio no curto 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, dada pelo vetor de cointegração e apresentada em (4), foi utilizada como variável explicativa do termo de correção de erros. A TAB. 6 demonstra qual

proporção do desequilíbrio de curto prazo, do Índice Ibovespa, é corrigida no período seguinte, para o primeiro e o segundo vetor de cointegração.

TABELA 6 – Coeficientes do VEC para o índice Ibovespa em relação às outras variáveis macroeconômicas

Variáveis	Coeficientes	Erro Padrão	Estatística t
ECT ₁	-0,078	0,037	-2,075*
ECT ₂	-0,060	0,023	-2,603*
LOGIBOV (-1)	-0,074	0,097	-0,764
LOGIBOV (-2)	-0,066	0,103	-0,644
LOGEMBI (-1)	0,015	0,076	0,208
LOGEMBI (-2)	0,005	0,070	0,083
LOGIPI (-1)	0,164	0,295	0,557
LOGIPI (-2)	0,173	0,273	0,634
LOGIPCA (-1)	0,070	0,035	2,012*
LOGIPCA (-2)	0,051	0,033	1,526
LOGSELIC (-1)	0,015	0,064	0,242
LOGSELIC (-2)	-0,060	0,064	-0,947
LOGCAMBIO (-1)	0,007	0,140	0,052
LOGCAMBIO (-2)	0,027	0,137	0,199
Dummy (CAMBIO)	0,112	0,045	2,468*
Dummy (ELEIÇÃO)	-0,054	0,036	-1,483
Dummy (CRISE08)	-0,022	0,040	-0,551
C	-0,064	0,035	-1,792

Fonte: Resultados obtidos com o software Eviews 6.

**, * Estatisticamente significativa no nível de 5%.

A estimação do grau de ajuste dos termos de correção de erros (ECT), que medem a velocidade de convergência do desequilíbrio de curto prazo, em relação ao equilíbrio, verificou que esses

termos foram iguais a -0,078 e -0,060, respectivamente, sendo ambos negativos e significativos no nível de 5%. Em outras palavras, o valor de 0,078 estabelece que, aproximadamente, 7,8% da discrepância

entre o valor efetivo e o valor de longo prazo, ou de equilíbrio, são corrigidos a cada mês para o primeiro vetor e, 6,0%, para o segundo vetor, entre as variáveis macroeconômicas e o Ibovespa. Esse resultado indica que o primeiro vetor tende a corrigir mais rapidamente os desvios de curto prazo em relação ao equilíbrio de longo prazo.

A taxa de inflação, defasada em primeira diferença, foi a única que apresentou impacto positivo no Ibovespa, no nível de significância de 5%. Isto significa que uma variação de 1%, na variação do IPCA no mês anterior, causará um aumento de 0,7% no índice Ibovespa. As demais variáveis, defasadas e em primeira diferença, Ibovespa, risco-país,

PIB, taxa de juros e câmbio não foram estatisticamente significativas, no curto prazo, no nível de 5%.

A literatura financeira dá destaque à influência dos períodos de crises financeiras e quebras estruturais sobre os mercados financeiros (SCHWERT, 1989). Por isso, os efeitos das crises econômicas e possíveis quebras estruturais sobre o índice Ibovespa foram testados por meio da inclusão de variáveis *dummy* no modelo VEC. Na FIG. 1, apresenta-se a evolução do Ibovespa (em escala logarítmica), destacando os vales atingidos por esse índice. Esses vales estão associados aos acontecimentos econômicos (destacados em círculo) que poderiam ter influenciado o comportamento do Ibovespa.

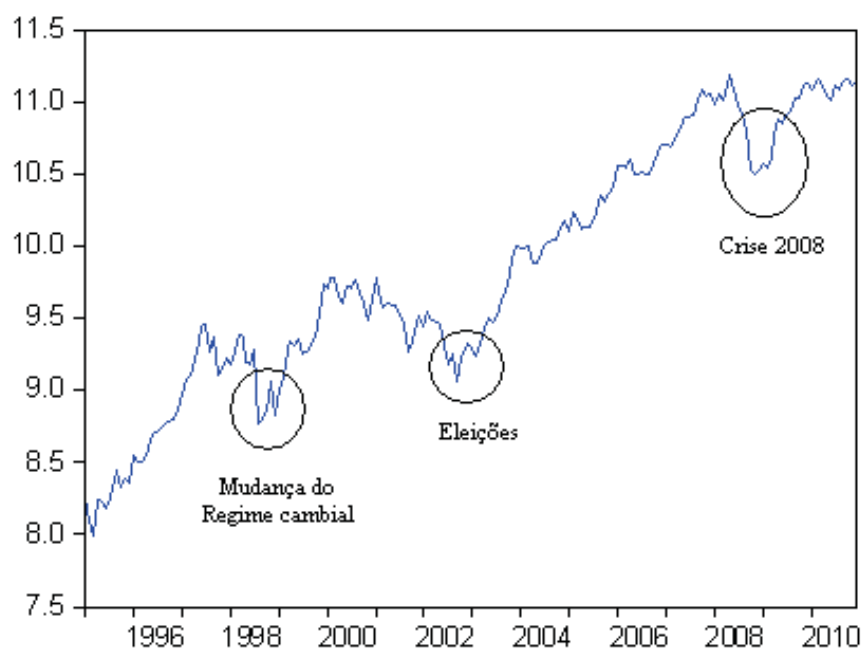


FIGURA 1- Descrição das variáveis dummies utilizadas no período de janeiro de 1995 a dezembro de 2010

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

Foram utilizadas as seguintes variáveis *dummies* na estimação dos resultados deste trabalho: (a) mudança do regime cambial (janeiro de 1999 em diante); (b) eleição do presidente Lula (abril de 2002 a novembro de 2002) e (c) crise americana de 2008 (outubro de 2002 a abril de 2009). A variável *Dummy* mostrou-se significativa estatisticamente apenas para o câmbio, e o seu sinal positivo indica que, durante o período de mudança do regime cambial (janeiro de 1999 em diante), o padrão foi alterado para níveis superiores aos observados antes da mudança para o regime de câmbio flutuante. Um aumento de 1%, quando houve a mudança cambial, ocasionou um aumento de 11,2% no Ibovespa. Esperava-se o sinal contrário, pois, de acordo com Pohlmann

e Triches (2008), houve uma queda no mercado de ações, com a mudança de regime cambial. Quando a taxa de câmbio se tornou flexível, os investidores estrangeiros viram com desconfiança a economia brasileira e houve uma fuga maciça de capital externo nesse período.

A existência de relação de cointegração entre Ibovespa e as variáveis macroeconômicas selecionadas sugere que deve haver ao menos uma direção de causalidade de Granger entre essas variáveis. Para determinar a direção da causalidade, estimou-se o VEC que, além de indicar a direção, possibilita distinguir entre causalidade de curto prazo e de longo prazo. Os resultados do teste de causalidade via VEC são apresentados na TAB. 7.

TABELA 7 – Teste de causalidade baseado no VEC

Variável dependente	Variável independente								
	Curto prazo ^a						Longo prazo ^b		
	IBOVESPA	EMBI	IPI	IPCA	SELIC	CAMBIO	TOTAL	ECT ₁	ECT ₂
IBOVESP	-----	0,978	0,776	0,076***	0,545	0,980	0,525	-2,075**	-2,603**
A									
EMBI	0,000**	-----	0,816	0,317	0,536	0,203	0,000	-0,268	0,854
IPI	0,035*	0,543	-----	0,166	0,003	0,708	0,001	4,107**	-1,198
IPCA	0,007**	0,162	0,002	-----	0,169	0,015	0,000	-3,661	3,878
SELIC	0,007**	0,865	0,000	0,193	-----	0,081	0,000	1,539	4,179
CAMBIO	0,538	0,017	0,070	0,123	0,017	-----	0,000	-5,858	-0,909

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

NOTA: a,b corresponde ao p-valor do teste Wald Block Exogeneity e a estatística t do termo de correção de erro, respectivamente. ** significativo a 1%, * significativo a 5%, *** significativo a 10%, NS não significativo.

Pelos resultados, observa-se que, no curto prazo, houve apenas um tipo de causalidade de forma bidirecional entre o IPCA e o Ibovespa. Em outras palavras, no curto prazo, qualquer choque na inflação afeta o Ibovespa, e vice-versa. As demais variáveis (Risco-país, PIB, Selic e taxa de câmbio) não precedem o

Ibovespa, temporalmente, no sentido de Granger, pois não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade. Esse resultado mostra que qualquer choque em uma dessas variáveis não afeta, no curto prazo, a outra, nesse caso, o Ibovespa. Os resultados apresentados pela mesma tabela indicaram uma relação

de causalidade unidirecional entre o Ibovespa com as seguintes variáveis: risco-país, índice de produção industrial e taxa de juros. A única variável que não apresentou causalidade estatisticamente significativa a 5% foi a taxa de câmbio.

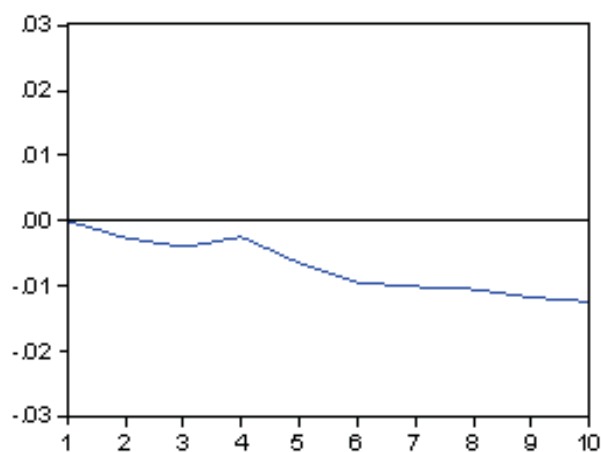
No que concerne à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio dos coeficientes ECTs (definido de acordo com o teste do traço de Johansen apresentado anteriormente), que os mesmos foram significativos a 1%. Isto quer dizer que há causalidade de longo prazo, entre os termos de correção de erro, com o Ibovespa. Esses resultados sugerem que, no curto prazo, as variáveis macroeconômicas se ajustam para atingir sua trajetória de equilíbrio de longo prazo.

Em virtude da dificuldade de interpretar os coeficientes estimados para o modelo VAR, é comum sumariar os resultados por meio da função de impulso-resposta e da decomposição da variância. Devido à frequência mensal dos dados, é utilizado,

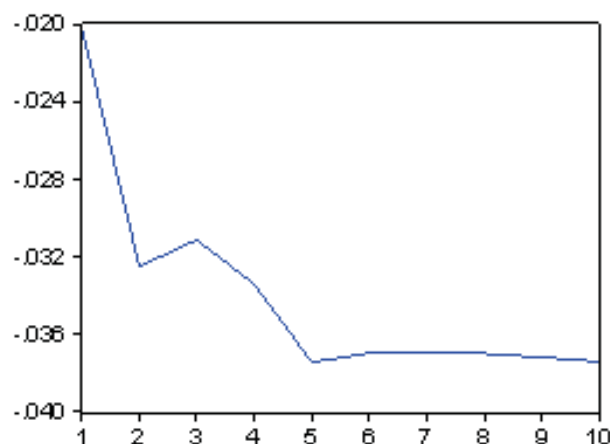
para as análises, um período de 10 meses após a ocorrência dos choques.

Em relação à análise de impulso resposta, para o VEC (3), podem-se observar as trajetórias do Ibovespa, não em termos de resposta a choques em desvio padrão, mas em termos de elasticidade em cada uma das variáveis macroeconômicas estudadas. Essas estimativas são apresentadas como elasticidades relativas a choques iniciais inesperados para todas as variáveis dadas sobre o Ibovespa, durante dez meses, após o referido choque.

A resposta de um choque inesperado no mercado de ações brasileiro causa uma queda de aproximadamente 0,37 pontos percentuais na taxa de câmbio após cinco meses (FIG. 2) mantendo-se assim até o final do período (10 meses). O impacto negativo das variações na taxa de câmbio é mais rapidamente absorvido pelo Ibovespa, atingindo seu efeito máximo no décimo mês (aproximadamente 0,11 pontos percentuais).



Resposta do IBOV ao Câmbio



Resposta do Câmbio ao IBOV

FIGURA 2- Função de resposta ao impulso – IBOV x CAMBIO e vice-versa

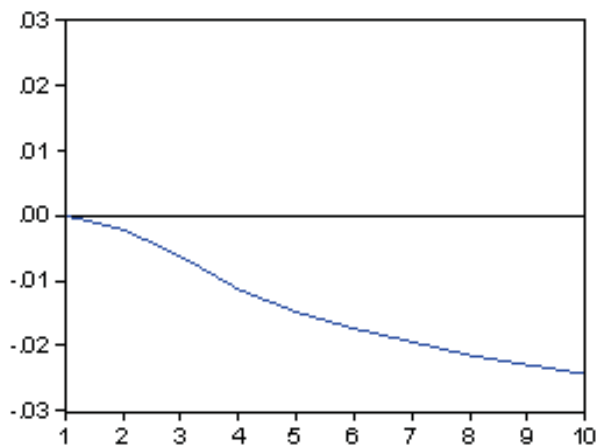
Resposta à inovação de um desvio-padrão.

Nota: Período de 10 meses

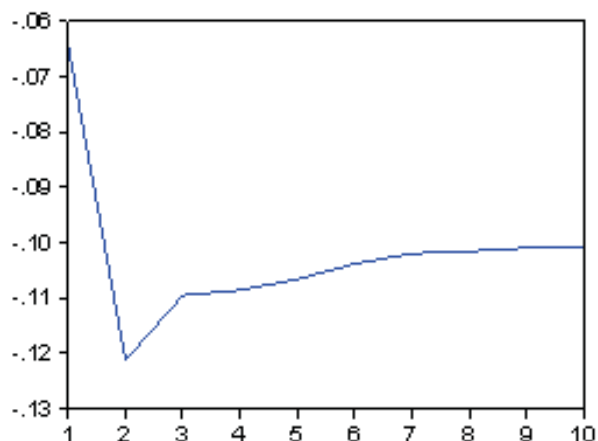
Fonte: Resultados obtidos com o software Eviews 6.

A resposta de um choque inesperado no risco-país causa uma queda de aproximadamente 0,20 pontos percentuais no Ibovespa (FIG. 3). Em contrapartida, um choque no Ibovespa causa uma queda de 12 pontos no segundo mês

e 11 pontos no décimo mês no EMBI+. Observa-se, com isso, que as agências de risco têm um papel importante como “termômetro” de risco financeiro nos mercados emergentes.



Resposta do IBOV ao EMBI



Resposta do EMBI ao IBOV

FIGURA 3- Função de resposta ao impulso – IBOV x EMBI e vice-versa

Resposta à inovação de um desvio-padrão.

Nota: Período de 10 meses

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

No caso de inovação do Ibovespa sobre a taxa de inflação, isso pode ser comprovado analisando-se a FIG. 4. Um choque de um desvio padrão causa um impacto negativo de aproximadamente de 0,30 ponto percentual sobre a taxa de inflação, até o quinto mês após o choque, tendo seu efeito reduzido gradativamente, mas persistindo no decorrer de dez meses.

Por outro lado, um choque inesperado na taxa de inflação possui uma influência moderada positiva máxima, sobre o Ibovespa, de aproximadamente de 0,30 pontos percentuais no terceiro mês, mantendo uma pequena relação positiva nos dez meses subsequentes.

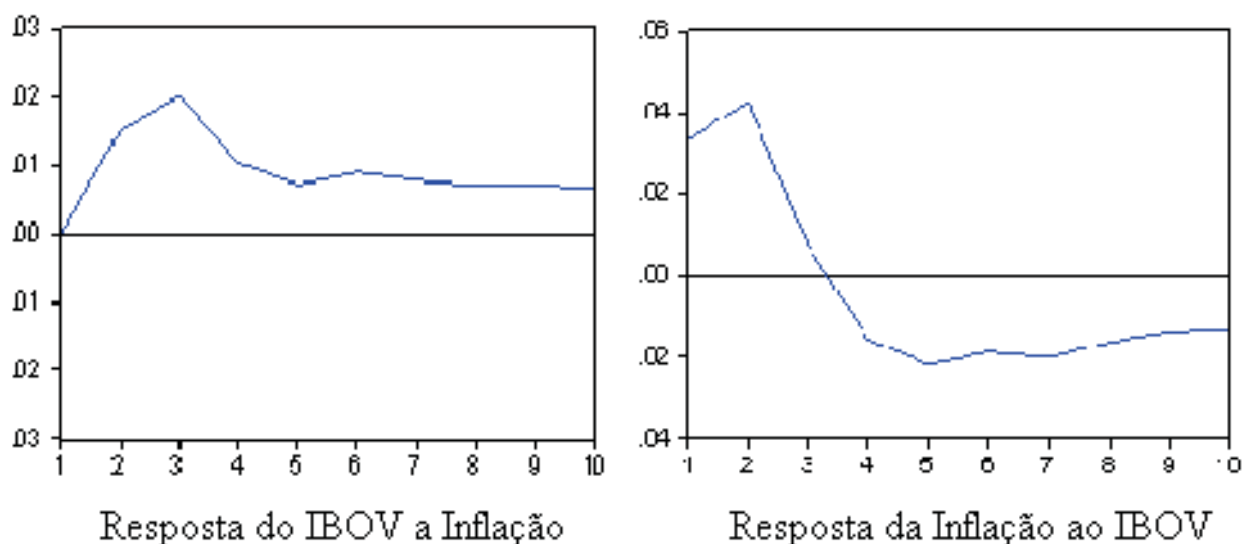


FIGURA 4-Função de resposta ao impulso – IBOV x IPCA e vice-versa

Resposta à inovação de um desvio-padrão

Nota: Período de 10 meses

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

A FIG. 5 demonstra que, quando há um choque na produção industrial (IPI), o índice Ibovespa responde positivamente. Por outro lado, para choques do PIB real, a resposta do Ibovespa será negativa a partir do sexto mês, aproximadamente.

Novamente, se o Ibovespa reflete as expectativas sobre os eventos futuros, é provável que o mercado de ações não reaja positivamente aos choques não esperados sobre as condições econômicas.

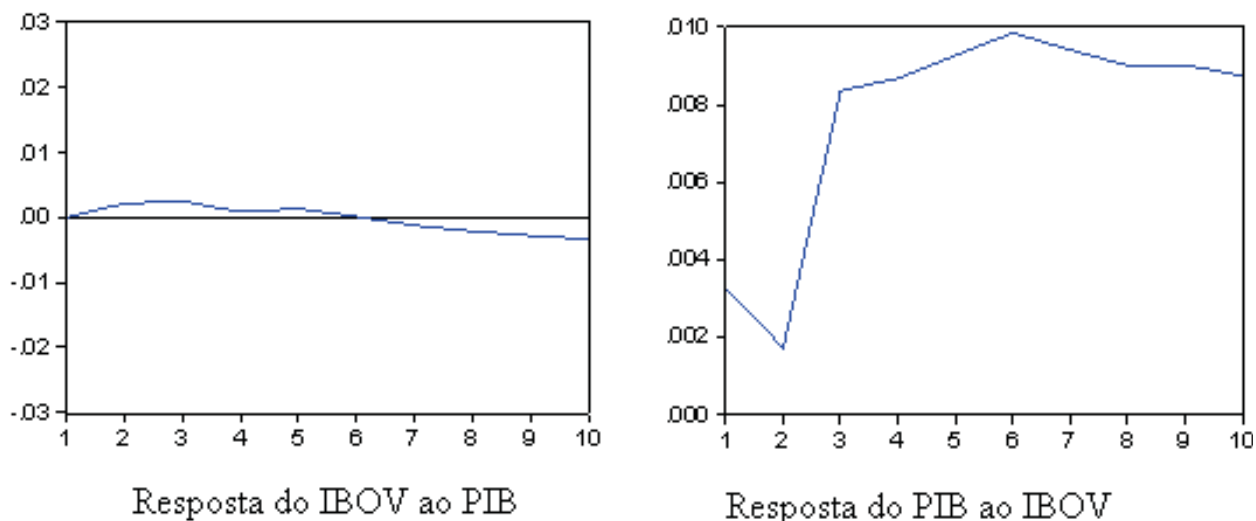


FIGURA 5 - Função de resposta ao impulso – IBOV x PIB (proxy IPI) e vice-versa

Resposta à inovação de um desvio-padrão.

Nota: Período de 10 meses

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

A resposta de um choque inesperado no mercado de ações brasileiro causa uma queda de aproximadamente 0,40 pontos percentuais na taxa de juros, após cinco meses (FIG. 6), mantendo-se assim até o final do período (10 meses). Em outras palavras, pode-se dizer que haveria um fluxo financeiro, dos mercados de títulos da dívida para os de renda variável, aplicações em ações,

nos dez primeiros meses. Por outro lado, um choque inesperado no Ibovespa acarreta um aumento de 0,10 pontos percentuais após dez meses. De acordo com Grôppo (2006), um aumento da taxa de juros de longo prazo irá reduzir os níveis de investimento por parte das empresas (geram expectativas de baixa na rentabilidade dos ativos).

**FIGURA 6 - Função de resposta ao impulso – IBOV x SELIC e vice versa**

Resposta à inovação de um desvio-padrão.

Fonte: Resultados obtidos com o *software Eviews 6*.

Nota: Período de 10 meses.

Outra ferramenta útil na análise VEC 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 (TAB. 8).

TABELA 8 - Decomposição da variância dos erros de previsão das séries log (IBOV) log (IPCA) log (CAMBIO) log (SELIC) log (EMBI) log (IPI)

Variáveis explicadas	Decomposição na variável					
	Log (IBOV)	Log (EMBI)	Log (IPI)	Log (IPCA)	Log (SELIC)	Log (CAMBIO)
	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)	(%)
Log (IBOV)	90,545	4,748	0,083	1,353	2,066	1,201
Log (IPCA)	3,696	3,814	34,726	50,060	6,977	0,724
Log (CAMBIO)	54,389	0,956	0,505	8,754	1,441	33,952
Log (SELIC)	15,792	26,926	4,431	8,132	41,717	2,999
Log (EMBI)	48,954	48,154	0,152	1,754	0,464	0,519
Log (IPI)	26,053	1,924	51,215	17,031	3,350	0,424

Fonte: Resultados obtidos com o software Eviews 6.

NOTA: Período de doze meses.

Analisando a decomposição da variância dos erros de previsão, constata-se que a variância do Ibovespa é explicada em 90,54%, no mês doze, por si mesma. A segunda variável que apresenta a maior participação nos choques do Ibovespa é o risco-país, com aproximadamente 5%, ou seja, o EMBI+ possui um impacto relativamente pequeno sobre a variância do Ibovespa. Em relação à decomposição da variância da inflação (IPCA), observa-se que a mesma tabela demonstrou que 50,06% dos choques nesta variável é explicada por ela mesma e, 34,72%, pelo Índice de Produção Industrial (IPI). Por sua vez, o choque inesperado na taxa de câmbio é explicado em 54,38%, no mês doze, pelo índice Ibovespa, indicando que as variações do Ibovespa podem ser importantes previsores da taxa de câmbio. O choque inesperado na taxa de juros é explicado em 41,71%, no mês doze, por si mesmo, e aproximadamente

27% da variância dos erros de previsão são explicados pelo risco-país.

Analisando a decomposição da variância da penúltima variável (risco-país) constatou-se que 48,95% dos choques nessa variável são explicados pelo Ibovespa e 48,15% são explicados por ela mesma, indicando que as percepções de risco, quanto à economia brasileira, seriam representadas, em grande parte, pelas variações do mercado de ações. E, por fim, a variável Índice de Produção Industrial, como *proxy* do PIB, é explicada em 51,21%, por ela mesma, e, 26,05%, pelo Índice Ibovespa.

CONCLUSÃO

O presente estudo analisou a existência de relação de curto e de longo prazo entre variáveis macroeconômicas selecionadas como: risco-país, taxa de juros (Selic), taxa de câmbio, índice de produção industrial, taxa de inflação em relação

ao Ibovespa. Os testes de Johansen (1988), através da estatística do traço e do máximo autovalor, revelaram a existência de, pelo menos, um vetor de cointegração. Os resultados das estimativas do VEC indicaram que as informações defasadas, representadas pelas variáveis macroeconômicas, apresentaram relação de curto e de longo prazo com o mercado de ações brasileiro. Em relação à inserção de variáveis *dummies* no modelo, os resultados apontaram que a única variável *dummy* que apresentou relação estatisticamente significativa com o modelo foi a do câmbio.

Na estimativa do primeiro vetor de cointegração, pelo método de Johansen, observou-se que os parâmetros estimados, referentes a inflação, PIB e taxa de câmbio, foram estatisticamente significativos no nível de 5%. Foi constatada a relação positiva do PIB com o Ibovespa. Já a inflação e a taxa de câmbio apresentaram uma associação negativa com o Índice Ibovespa. A taxa de juros (Selic) não apresentou relacionamento de longo prazo com o Ibovespa. Na análise dos testes de causalidade de Granger (1988), via correção de erros, ficou constatado que existiu causalidade de curto prazo, apenas de forma bidirecional, entre o IPCA e o Ibovespa. As demais variáveis (Risco-país, PIB, Selic e taxa de câmbio) não causam, no sentido de Granger, o Ibovespa, pois não rejeitaram a hipótese nula de ausência de causalidade. Os resultados apresentados indicaram também uma relação de causalidade unidirecional entre o Ibovespa com as seguintes variáveis: risco-país, índice de produção industrial e taxa de juros.

A única variável que não apresentou causalidade foi a taxa de câmbio.

No que concerne à relação causal de longo prazo entre as variáveis, verificou-se, por meio dos coeficientes ECTs, que esses foram significativos a 1%. Isto quer dizer que o Ibovespa responde a desequilíbrios de longo prazo, causados pelas variáveis macroeconômicas.

Na análise da decomposição da variância do erro de previsão nos sistemas VAR, verificou-se que os erros estimados no mês doze são explicados, em 90,54%, por ela mesma, embora outras variáveis, como risco-país, taxa Selic, inflação, taxa de câmbio e PIB não tenham apresentado uma participação significativa na decomposição da variância do erro de previsão do Ibovespa.

Uma limitação do estudo é que os resultados, as análises e discussões realizadas até o presente momento são válidas apenas para o período em questão, ou seja, dos meses de janeiro de 1995 a dezembro de 2010, pois, conforme dito anteriormente, existem trabalhos empíricos que foram realizados em diversos contextos (período de análise e especificidade de cada país), e que não encontraram relacionamento de longo prazo e/ou causalidade entre variáveis macroeconômicas e o índice de mercado de ações.

Para estudos futuros, sugere-se a extensão do presente estudo aos mercados de ações das principais bolsas (Japão, Estados Unidos, Alemanha), para compreender os efeitos de causalidade e direção de movimento com o Ibovespa. Como o mercado acionário brasileiro está cada vez mais integrado ao processo de globalização financeira, qualquer tipo de

informação do mercado internacional, principalmente relativo a índices de bolsas, também poderia influenciar as operações de compra e venda de ações no mercado brasileiro. Portanto, seria interessante que

outras pesquisas verificassem se essas informações financeiras apresentam um grau de ajustamento mais instantâneo e acurado aos preços das ações do que às informações macroeconômicas. ➤

NOTAS

¹ Segundo Bueno (2008, p. 208), em um modelo em que o número de variáveis endógenas é maior que 2, nem todas as variáveis precisam ter a mesma ordem de integração para existir cointegração. A conclusão é a necessidade de se ter pelo menos duas variáveis integradas de mesma ordem na ordem máxima de integração entre todas as variáveis, para existir cointegração.

² O teste do Máximo autovalor, por sua vez, apresentou um vetor de cointegração estatisticamente significativo, mas o resultado do modelo de correção de erros (MCE) não foi significativo ao nível de 5%.

³ A variável log (embi) não entra como variável dependente na equação de cointegração, por causa da restrição imposta pelo modelo de cointegração. Uma implicação desse exemplo, segundo Davidson (1998), é que, se houver duas relações de cointegração entre quatro variáveis, então as variáveis serão cointegradas três a três: qualquer variável será cointegrada com quaisquer duas das outras três, podendo eventualmente existir um coeficiente nulo no vetor de cointegração correspondente. Se houver três relações de cointegração entre quatro variáveis, então as variáveis serão cointegradas duas a duas: qualquer variável será cointegrada com qualquer uma das outras três. Do mesmo modo, se houver duas relações de cointegração entre três variáveis, então as variáveis serão cointegradas duas a duas: qualquer variável será cointegrada com qualquer uma das outras duas.

REFERÊNCIAS

ARAÚJO, E.; BASTOS, F. A. S. Relações entre retornos acionários, juros, atividade econômica e inflação: evidências para a América Latina. **Brazilian Business Review** - BBR, Vitória, v. 5, n.1, p. 51-73, 2008.

BUENO, R. L. S. **Econometria de séries temporais**. São Paulo: Thomson-Learning, 2008.

DAVIDSON, J. Structural relations, cointegration and identification: some simple results and their application. **Journal of Econometrics**, [S. l.], n. 87, p. 87-113, 1998.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. Nova York: John Wiley & Sons, 1995.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. **Econometrica**, [S. l.], v. 55, n. 2, p. 251-276.1987.

GRANGER, Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, [S. l.], v. 48, p. 213-228, Aug. 1988.

GRÓPPO, G. S. de. **Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa**. 2004. 120 f. Dissertação (Mestrado em Ciências Econômicas) - Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2004. Disponível em:

<http: <www.teses.usp.br/teses/.../tde-06012005-165535>. Acesso em: 7 dez. 2010.

HIDALGO, J. Nonparametric test for causality with long-range dependence. **Econometrica**, [S. l.], v. 68, n. 6, p. 1465-1490, 2000.

IPEA - Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. IPEADATA. **Base de dados on-line**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 07 maio 2011.

JOHANSEN, S. Statistic alanalysis of cointegrating vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, [S. l.], v. 12, p. 231-254, 1988.

MAYORGA, R. O. *et al.* **Análise de transmissão de preços do mercado atacadista de melão no Brasil.** *Economia e Sociologia Rural*, Rio de Janeiro, v. 45, n. 3, p. 675-704, 2007.

MAYSAMI, R. C.; HOWE, L. C.; HAMZAG, M. A. Relationship between macroeconomics variables and stock market indices: cointegration evidence from stock exchange of Singapore's All-S sector indices. *Journal Pengurusan*, [S. l.], v. 24, n. 2, p. 47-77, 2004.

MARGARIDO, M. A.; BUENO, C. R. F.; MARTINS, V. A.; CARNEVALLI, L. B. Análise dos efeitos de preços e câmbio sobre o preço do óleo de soja na cidade de São Paulo: uma aplicação do modelo VAR. *Pesquisa e Debate*, [S. l.], v. 15, n. 1, p. 69-106, 2004.

NUNES, M. S.; COSTA JUNIOR, N. C. A.; MEURER, R. 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, 2005.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, [S. l.], v. 75, n. 3, p. 335-346, 1988.

PIMENTA JUNIOR, T.; HIGUCHI, R.H. Variáveis macroeconômicas e o Ibovespa: um estudo da relação de causalidade. *Revista Eletrônica de Administração*, [S. l.], v. 14, n. 2, 2008. Disponível em: <http://www.read.ea.ufrgs.br/edicoes/resumo.php?cod_edicao=61&cod_artigo=599>. Acesso em: 10 dez. 2010.

POHLMAN, E. V.; TRICHES, D. Análise do desempenho da

política monetária no Brasil após o Plano Real. *Perspectiva Econômica*, [S. l.], v. 4, n. 2, p. 22-43, 2008.

SCHWERT, G. W. Why does stock market volatility change over time? *Journal of Finance*, [S. l.], v. 5, n. 44, p. 1115-1153, Dec.1989.

SIQUEIRA, K. B. **The dynamics of farm milk price formation in Brazil.** Tese (Doutorado) - Programa em Pós-Graduação em Economia Aplicada da Universidade Federal de Viçosa, Minas Gerais, 2007.

WANG, D; TOMEK, W. G. Commodity prices and unit root tests. *American Journal of Agricultural Economics*, [S. l.], v. 89, n. 4, p. 873-889, 2007.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introdução à Econometria:** uma abordagem moderna. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006.