

Influência do mercado acionário norte americano sobre o preço das principais ações brasileiras

Influence of the North American Stock Market About The Price of the Main Stock Brazilian

LAION WOLFF*

ELISANDRA DO SANTOS**

ADRIANO MENDOÇA SOUZA***

RESUMO

O objetivo deste trabalho é verificar a relação de equilíbrio entre o Índice *Dow Jones Industrial Average* e o preço das ações das empresas brasileiras Vale do Rio Doce PN e Petrobras PN e sua influência. Para investigar o equilíbrio e para verificar esse comportamento a longo prazo foi utilizado o modelo de correção de erros (VEC) juntamente com a co-integração e teste de impulso resposta, baseado na decomposição de Cholesky. O período em análise é de janeiro a dezembro de 2010, com observações diárias. Os resultados indicaram que variações no Índice Dow Jones foram transmitidas para os preços da ação da Vale5 e não para o preço da ação Petr4 em longo prazo.

Palavras-chave: Modelos VEC; Mercado de capitais; Causalidade de Granger; Co-integração Johansen.

ABSTRACT

The aim of this paper is to check if there is a relation between the Dow Jones Industrial Average Index and the stock prices of the two largest Brazilian companies Vale do Rio Doce PN and Petrobras PN and its influence. To investigate the equilibrium and the long run behavior the error correction model (VEC) was used

* UFSM

jointly with co-integration test and impulse response based on Cholesky decomposition. The period from January to December from 2010 with daily observations. The results indicated that variations in the Dow Jones was transmitted to the prices of the stocks of Vale5 and not the prices of the stocks of Petr4, in the long run.

Keywords: Models VEC; Capital markets; Granger-causality; Co-integration Johansen.

1. INTRODUÇÃO

A bolsa de valores de Nova York situada em Wall Street é uma das maiores do mundo. É ela quem dá a direção aos outros índices mundiais; sendo líder no mercado de ações, o motor econômico mundial. Consequentemente pode influencia a variação dos preços das ações negociadas na BM&FBOVESPA.

Para Leite e Sanvicente (1994), os índices prestam-se como fiéis termômetros das expectativas sentidas pelos investidores em relação ao futuro desempenho da economia. São eles verdadeiras régua para a avaliação quantificada das alterações subjetivas do ânimo dos investidores, e as intensidades das flutuações funcionam como parâmetro indispensável para análise do risco.

Do exposto anteriormente, tem-se como objetivo geral medir o impacto causado pela alteração do principal índice de bolsa de valor mundial no preço das ações das duas empresas de maior ponderação com capital aberto no Brasil, na BM&FBOVESPA. Como objetivo específico, pode-se citar a análise de comportamento de longo prazo desses índices, através da metodologia de modelos de correção de erros, em que se busca constatar se existe a co-integração entre as variáveis com o intuito de se verificar o comportamento uniforme entre as séries em longo prazo. Utilizar-se-á a análise de impulso e resposta com a finalidade de se verificar os impactos causados nas ações em estudo, a partir de choques promovidos no principal índice mundial.

É de grande importância o estudo da relação entre as variáveis econômicas, em função do elevado volume de negociação. Analise-se a influência do mercado acionário norte-americano representado pelo *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) sobre mercado acionário

brasileiro representado pelas ações da Vale do Rio Doce PN (Vale5) e Petrobras PN (Petr4), as quais representam aproximadamente 24% da participação ponderada no índice Bovespa.

Considerando a relação entre as variáveis, pode-se considerar que existem muitos casos em que duas variáveis apresentam uma evolução altamente correlacionada, o que não significa necessariamente que exista uma relação de causalidade entre elas (ALMEIDA e SILVA, 2006). Dentre um dos principais avanços nos estudos de séries temporais para verificar o relacionamento entre variáveis, destacam-se o teste de Causalidade de Granger e os Modelos de Vetores Autorregressivos (VAR) (GILES e WILLIAMS, 2004).

O artigo está estruturado em quatro itens. O primeiro item contempla introdução, em que se apresenta a contextualização, o problema e o objetivo do estudo. A segunda parte apresenta a metodologia e os procedimentos metodológicos. Na terceira, realiza-se a discussão dos resultados. O artigo é finalizado com a apresentação das principais conclusões.

2.METODOLOGIA

Os dados a serem trabalhados são sobre as séries do valor do fechamento dos mercados e referem-se ao índice *Dow Jones Industrial Average* (DJIA), ao preço da ação preferencial da Vale do Rio Doce (Vale5) e ao preço da ação preferencial da Petrobras (Petr4), no período de janeiro a dezembro de 2010, com periodicidade diária. Como as variáveis representam dois países diferentes com feriados não simultâneos, mantiveram-se os valores do valor de fechamento anterior para suprir essa lacuna.

Os dados foram obtidos no site www.bolsaPT.com. Foram observadas, no estudo, 259 variações do índice DJIA, Vale5 e Petr4. Para o desenvolvimento do modelo em estudo, foi utilizado o software econométrico Eviews 7.

Para o sucesso deste trabalho, deve-se respeitar a sequência de pré-requisitos necessários para a obtenção dos resultados. Os passos são na ordem a seguir: observar a estacionariedade das séries em estudo por meio dos testes *Augmented Dickey-Fuller* e *Kwiatkowski*, *Phillips*, *Schmidt and Shin*, estimar o modelo de vetores autorregressivos (VAR), observando o melhor número de defasagens apresentadas

pelo modelo, os quais serão selecionados pelos critérios de informação de Akaike (AIC), Schwarz (SBC). Após identificada a existência do vetor de co-integração entre as variáveis, por intermédio do teste de co-integração de Johansen (1990), estima-se o modelo de correção de erros, em que se busca verificar os equilíbrios de longo prazo. Posteriormente verificam-se as relações de causalidade das séries mediante o teste de causalidade de Granger; a decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem e, por fim, a Função Impulso Resposta pelo Método de Cholesky. Estes passos metodológicos são detalhados a seguir.

2.1 ESTACIONARIDADE

Segundo Gujarati (2000), um processo estocástico é estacionário se suas médias e variância forem constantes ao longo do tempo e se o valor da covariância entre os dois períodos de tempo depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada. O teste mais utilizado na literatura é o teste *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) desenvolvido por *Dickey e Fuller* em 1979. Este teste tem na hipótese nula a presença de raiz unitária ou não estacionariedade da série.

H_0 : $\rho = 0$, existe raiz unitária, a série é não estacionária.

H_1 : $\rho < 0$, a série é estacionária

O teste ADF é expresso pela seguinte especificação

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \eta y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \Delta y_{t-i} + \mu \quad , \text{onde} \quad \lambda_i = - \sum_{j=i+1}^p \rho_j \quad (1)$$

Dessa forma, se o teste usual rejeitar a hipótese nula e o teste de análise confirmatória não, se tem uma confirmação da estacionariedade da série temporal (MADDALA, 1992).

O teste KPSS vem como uma alternativa para confirmar o teste ADF, segundo Fernandes e Toro (2002) *apud* Grôppo (2005), a presença de valores atípicos prejudica o poder do teste, não interferindo no seu tamanho.

A estatística do teste KPSS é baseada nos resíduos da seguinte regressão:

$$Y_t = \delta X'_t + \mu_t \quad (2)$$

onde y_t é a variável endógena; X'_t são os regressores exógenos ótimos (constante ou constante e tendência) e μ_t são os resíduos. O teste KPSS utiliza uma versão modificada da estatística LM dada por:

$$M = \frac{\sum s(t)^2}{T^2 / f_0} \quad (3)$$

em que f_0 é o estimador dos resíduos espectrais na frequência zero, e $s(t)$ é a função acumulada dos resíduos, representada por:

$$S(t) = \sum \mu_t \quad (4)$$

Como um teste alternativo para confirmar os resultados expressos no teste anterior, o teste utilizado será o *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin* (KPSS), que tem as hipóteses ao contrário dos testes usuais.

H_0 : $\rho < 0$, a série é estacionária

H_1 : $\rho = 0$, existe raiz unitária, a série é não estacionária.

Os valores críticos da estatística LM para o teste de KPSS estão reportados em *Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin* (1992).

A não estacionariedade de algumas séries temporais, também denominada na literatura como séries que apresentam uma raiz unitária, tem como característica a presença de uma forte auto correlação residual, a qual irá provocar um viés no desvio-padrão dos parâmetros estimados na regressão, ocasionando uma pressão nas estatísticas R^2 , F e t , consequentemente invalidando as inferências estimadas ocasionando regressões espúrias (GREENE, 2003).

2.2 Modelo de vetores autorregressivos (VAR)

A estimação do melhor modelo VAR consiste na escolha do número de defasagens mais adequado. Segundo Nakabashi, Cruz

& Scatolin (2008), sabe-se que a escolha do número apropriado de defasagens a ser utilizado nas regressões é um ponto importante nas análises, com o intuito de eliminar a autocorrelação dos resíduos.

Quando se trabalha com modelos de equações simultâneas ou estruturais, há a necessidade de se predefinir quais as variáveis são endógenas ou exógenas, devendo esta predefinição ser feita ao acaso, por conhecimento prévio ou das relações já conhecidas.

Considerando-se a necessidade de construção de modelos que fossem capazes de avaliar, de um modo geral, todas as relações existentes entre todas as variáveis, sem predefinir as relações e não fazendo a distinção entre variáveis exógenas e endógenas, a priori Sims (1980) desenvolveu os modelos de vetores autorregressivos (VAR).

Com o intuito de ser uma metodologia que levasse em consideração essas relações, os modelos VAR, segundo Chew (1999), levam em consideração todas as variáveis envolvidas no sistema, e a vantagem desse método é que ele não necessita que o usuário faça hipóteses explícitas sobre correlações e dinâmicas dos fatores, pois, quando da realização de uma simulação, o modelo é capaz de seguir qualquer movimento histórico.

Deste modo, os modelos VAR examinam relações lineares entre cada variável e os seus valores defasados, bem como os de todas as demais variáveis. Além disso, permitem avaliar o impacto dinâmico das perturbações aleatórias (“choques”) sobre o sistema de variáveis, o que os tornam particularmente úteis e eficientes na previsão do comportamento futuro de séries inter-relacionadas (CAIADO, 2002).

Harris (1995), definiu que em “um vetor \mathbf{X}_t com n variáveis endógenas potenciais, é possível especificar o seguinte processo gerador e modelar \mathbf{X}_t como um vetor autorregressivo (VAR) sem restrição envolvendo k defasagens de \mathbf{X}_t ”.

A representação da forma-padrão do modelo VAR por meio de estrutura de sistemas matriciais é identificada abaixo:

$$\dot{\mathbf{a}}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_i \sum_{i=1}^p \mathbf{x}_{t-i} + \epsilon_t \quad (5)$$

Sendo que X_t é vetor das variáveis em estudo, A_0 é a matriz de interceptos e $A_i, i=1,2,..p$ são matrizes com os termos das equações, e_t são os erros não correlacionados, com média zero e variância constante. Ainda, e_t é um vetor de choques não esperados nas variáveis em estudo.

Na construção do modelo VAR é importante à identificação do número de defasagens a serem incluídas no modelo. O critério AIC e SBC podem ser expressos pela equação matemática, respectivamente:

$$AIC = N \log[\Sigma] + 2\theta \quad e \quad SBC = N \log[\Sigma] + \theta \log(N) \quad (6)$$

Sendo que N = número de observações utilizadas
 $\log[\Sigma]$ = logaritmo natural do determinante da matriz de variância-covariância dos resíduos.

θ = é o número total de parâmetros em todas as equações.

O próximo passo é verificar se há co-integração entre as variáveis utilizando o método de Johansen, deste modo identifica-se a existência de alguma combinação linear entre as variáveis. Conforme Engle e Granger (1987), a definição de co-integração é:

Seja x_t um vetor ($N \times 1$). Os componentes de x_t são ditos co-integrados de ordem (d,b) , denotado por $x_t \sim CI(d,b)$, se:

Todos os componentes de x_t são $I(d)$;

Existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b), b > 0$

2.3 Teste de Co-integração utilizando a metodologia de Johansen

Os testes de co-integração revestem-se de suma importância para aqueles que trabalham com séries de tempo em economia, pois possibilitam estudar e analisar relações estruturais entre variáveis econômicas. Mais precisamente, esses testes permitem determinar se as variáveis possuem ou não um relacionamento (equilíbrio) de longo (seria prazo?) entre as variáveis (MARGARIDO, 2004). Caso ocorra a co-integração entre as variáveis passa-se para o modelo de correção de erro descrito no item 2.4 abaixo.

A interpretação econômica da co-integração é que, se duas (ou mais) variáveis possuem uma relação de equilíbrio de longo prazo, mesmo que as séries possam conter tendências estocásticas I(1) (isto é, serem não estacionárias), elas irão mover-se juntas no tempo, e a diferença entre elas será estável I(0) isto é, estacionária.

Para verificar a co-integração das variáveis em estudo, optou-se pela metodologia de Johansen (1990), que determina o número possível de vetores de co-integração existente entre as variáveis.

Considere-se um vetor auto-regressivo (VAR) de ordem p :

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + \dots + A_p Y_{t-p} + \mathbf{B}'_t + e_t \quad (7)$$

Em que é necessário ter o conhecimento do número de defasagens utilizado no modelo VAR em um passo anterior.

Para a determinação do número dos vetores de integração, pode-se utilizar dois outros testes importantes denominados de estatística do traço ($\lambda_{\text{traço}}$) e do máximo autovalor (λ_{max}) (BAPTISTA e COELHO, 2004).

A estatística do Traço ($\lambda_{\text{traço}}$) (JOHANSEN & JUSELIUS, 1990), onde a hipótese nula (H_0) é de que existem pelo menos r vetores de co-integração, é representado matematicamente

$$\lambda_{\text{traço}} = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

A hipótese nula (H_0) é apresentada matematicamente como: $H_0: \lambda_i = 0, i = r + 1, \dots, n$, ou seja, somente os primeiros r autovalores (λ) são diferentes de zero. Já o teste do máximo autovalor (λ_{max}) tem as seguintes hipóteses: H_0 : o número de vetores de co-integração é igual a r vetores e H_1 : o número de vetores de co-integração é igual $r+1$ vetores, representado matematicamente por

$$\lambda_{\text{max}(r,r+1)} = -T \ln(1 - \tilde{\lambda}_{r+1})$$

, onde $\hat{\lambda}_i$ são as raízes características obtidas da matriz, que representa os vetores de correção de erros (para detalhes, ver Enders, 1995), e T corresponde ao número de observações.

Se os valores calculados forem maiores que os valores críticos, rejeita-se a hipótese nula de não co-integração, os valores críticos

do teste do traço e do teste de máximo autovalor são dados por Johansen e Juselius (1990).

MODELO DE CORREÇÃO DE ERROS

Após a verificação de existência de co-integração por meio da metodologia de Johansen, inclui-se o modelo de correção de erro. Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se escrever o sistema em termos do modelo de correção de erro está relacionado ao fato de que, nesse formato, são incorporadas informações tanto de curto quanto de longo prazo para ajuste nas variações das séries, como descrito anteriormente busca-se determinar as relações entre as 3 variáveis.

O modelo VAR com correção de erros pode ser escrito da seguinte forma:

$$\ddot{\mathbf{y}}_t = \mathbf{D}\mathbf{y}_{t-p} + \tilde{\mathbf{A}}_1\ddot{\mathbf{y}}_{t-1} + \tilde{\mathbf{A}}_2\ddot{\mathbf{y}}_{t-2} + \dots + \tilde{\mathbf{A}}_{p-1}\ddot{\mathbf{y}}_{t-(p-1)} + \mathbf{i}_t \quad (8)$$

Em que p é o número de defasagens escolhidas no modelo VAR. $\Pi = \beta'\alpha$, em que β é uma matriz ($p \times r$) sendo em suas colunas os vetores de co-integração, e α é a matriz ($p \times r$) contendo os coeficientes de ajustamento, sendo r o número de co-integrações. Quanto ao número de co-integrações, é possível se ter três situações: se $r = n$, o número de co-integrações é igual ao número de variáveis, então Δy_t é estacionário; se $r = 0$, então Δy_t é estacionário e se $0 < r < n$, então existem matrizes α e β de dimensões ($n \times r$) tais que $\Pi = \alpha\beta$, logo, existem combinações lineares estacionárias que tornam y_t estacionário. Conseqüentemente existem r vetores de co-integração (MARÇAL, PERERA e FILHO, 2003).

CAUSALIDADE DE GRANGER

Com a identificação de que existe um vetor de co-integração entre as variáveis estudadas e que um modelo VAR com correção de erros pode ser escrito, faz-se necessário identificar quais são as relações de causalidade existentes entre as séries em estudo. Causalidade que, segundo Granger (1969), ocorre quando uma variável X causa outra variável Y, no sentido atribuído por Granger, se a observação

de X no presente ou no passado ajuda a prever os valores futuros de Y para algum horizonte de tempo.

A causalidade deve existir pelo menos em uma das direções, ou X causa Y ou Y causa X, ou ainda, a bi-causal. Essa causalidade significa que oscilações feitas em X podem ser sentidas em Y ou vice-versa. Em termos mais formais, o teste envolve estimar as seguintes regressões:

$$X_t = \sum a_i Y_{t-i} + \sum b_1 X_{t-1} + U_{1t} \quad (9)$$

$$Y_t = \sum c_i Y_{t-i} + \sum d_1 X_{t-1} + U_{2t} \quad (10)$$

Em que U_{1t} são os resíduos que assumimos serem não correlacionados.

A equação (9) postula que valores correntes de X estão relacionados a valores passados do próprio X, assim como a valores defasados de Y; a equação (10), por outro lado, postula um comportamento similar para a variável Y.

2.6 Decomposição da Variância no erro de previsão no Modelo VAR e Função Impulso Resposta.

A decomposição da variância dos erros de previsão mostra a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do sistema econômico, ao longo do tempo, isto é, permite separar a variância dos erros de previsão para cada variável em

componentes que podem ser atribuídos por ela própria e pelas demais variáveis endógenas, isoladamente apresentando, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre ela própria e sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema (MARGARIDO et al., 2002)

A decomposição de variância do erro de previsão é um instrumento utilizado para descrever a dinâmica do sistema na abordagem VAR. Por esse método, torna-se possível identificar a proporção da variação total de uma variável produzida devido a cada choque individual nas k variáveis componentes do modelo. Além disso, fornece informações sobre a importância relativa de cada inovação sobre as variáveis do sistema (PINTO, 2007).

Quando aplicado um “choque” no termo de erro de uma das variáveis do sistema de equações e se ele não produzir um efeito nas previsões de variância do erro das outras variáveis, pode-se dizer que essa variável é exógena, isto é, ela é independente das demais.

Se, ao considerarmos uma variável X_t , Y_t , verificarmos existir uma relação de co-integração e causalidade entre elas, pode-se observar que o efeito de um choque em Y_t não altera somente imediatamente os valores da variável X_t , como também os valores futuros de X_t e Y_t , desde de que os valores defasados apareçam nas duas equações.

O uso da decomposição de Cholesky determina que a ordem tem de ser tal que a primeira variável sofra impacto imediato em relação às demais variáveis. A segunda variável pode ter impacto imediato sobre a última variável, mas não sobre a primeira, e assim por diante. Nesse caso, a escolha incorreta da ordem de entrada, caso o VAR não seja robusto, pode determinar a resposta ao impulso, mas ter sua interpretação diferente. A função impulso-resposta pode apresentar o comportamento das séries incluídas no modelo VAR em resposta a choques ou mudanças provocadas por variáveis residuais.

Um choque em uma variável X não somente afeta diretamente essa variável como também pode ser transmitido para todas outras variáveis endógenas da estrutura dinâmica de um modelo VAR. A função impulso-resposta mostra o efeito do choque de um período na inovação (termo de erro) nos valores correntes e futuros da variável endógena.

BLISKA (1990) informa que uma das principais vantagens das inovações ortogonalizadas sobre as demais é a de serem não correlacionadas. Contudo há uma decomposição diferente para cada ordenação das variáveis, sendo que a direção do efeito captado decorre da seleção arbitrária da ordem das variáveis no vetor analisado. Logo, quanto menor a covariância contemporânea (menor correlação entre os resíduos), menor é a importância da ordem selecionada. Portanto, mesmo não havendo sentido de causalidade entre duas variáveis, ainda assim pode haver efeito de um choque em uma delas sobre a outra em função da presença da covariância entre seus respectivos erros.

3. RESULTADOS E DISCUSSÕES

Nesta seção serão divulgados os resultados encontrados na interligação e influência da bolsa de valores *Dow Jones Industrial Average*, situada em Nova York, com os preços das ações das duas maiores empresas brasileiras, Petrobras e Vale do Rio Doce, que tem capital aberto na BM&FBOVESPA, principal bolsa de valores do Brasil localizada em São Paulo.

Para avaliar a estacionariedade das séries, ou seja, constatar se suas médias e variâncias são constantes e se a autocovariância depende apenas da distância entre as observações e não do tempo, foi adotado o teste de raiz unitária de *Dickey Fuller Aumentado* (ADF) como mostra na Tabela 1 e o teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), com termos de intercepto e de tendência linear mostrados na Tabela 2. O teste de KPSS inverte a hipótese nula (estacionariedade) contra a hipótese alternativa de raiz unitária.

Tabela – Resultados do teste de *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) para séries do índice Dow Jones, Vale do Rio Doce e Petrobras em nível e com a primeira diferença.

Nível de confiança	I(1)			I(0)		
	DJIA	Vale5	Petr4	Δ DJIA	Δ Vale5	Δ Petr4
Valor crítico do ADF	-0.00954	-1.57572	-1.84320	-6.54384	-14.5187	-13.0605
1%	-3.45695	-3.45798	-3.45798	-3.45859	-3.45936	-3.45936
5%	-2.87314	-2.87359	-2.87359	-2.87386	-2.87420	-2.87420
10%	-2.57302	-2.57327	-2.57327	-2.57341	-2.57359	-2.57359

Fonte: Resultados da pesquisa (2011); Δ - indica diferença; Mackinnon (1996) one-sided p-values.

Na Tabela 1, nota-se que as variáveis em nível são não estacionárias, no entanto, suas diferenças são estacionárias, ou seja, as séries temporais possuem pelo menos uma raiz unitária. Desse modo, faz-se necessário que seja aplicada uma diferenciação na série com a finalidade de torná-las estacionárias.

Para confirmar os resultados acima, foi feito o teste *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS), com termos de intercepto e de tendência

linear mostrados. O teste de KPSS inverte a hipótese nula (estacionariedade) contra a hipótese alternativa de raiz unitária. Assim, na Tabela 2, encontram-se os resultados do teste KPSS.

Tabela 2 – Resultados do teste de *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin* (KPSS) para séries do *índice Dow Jones*, Vale do Rio Doce e Petrobras em nível e com a primeira diferença.

Nível de confiança	I(0)			I(1)		
	<i>DJIA</i>	<i>Vale5</i>	<i>Petr4</i>	Δ <i>DJIA</i>	Δ <i>Vale5</i>	Δ <i>Petr4</i>
Valor crítico do KPSS	0.72589	0.50241	1.76884	0.07681	0.11408	0.12273
1%	0.73900	0.73900	0.73900	0.73900	0.73900	0.73900
5%	0.46300	0.46300	0.46300	0.46300	0.46300	0.46300
10%	0.34700	0.34700	0.34700	0.34700	0.34700	0.34700

Fonte: Resultados da pesquisa; Δ - indica primeira diferença; Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992).

Os resultados da Tabela 2 vêm confirmar os resultados do teste ADF que, em nível, pode-se rejeitar a hipótese nula de estacionariedade para as séries temporais do índice *Dow Jones*, Vale do Rio Doce e Petrobras, contudo, com uma diferença, não se rejeita a hipótese de estacionariedade das séries. Esses resultados indicam que o modelo adequado para as séries deve incorporar um mecanismo de correção de erros, sendo o VAR o modelo adequado. Tendo em vista que as séries são integradas da mesma ordem, constatou-se que não são estacionárias. Contudo, em primeira diferença, ambas as séries são estacionárias no nível de 5% de probabilidade. Dessa maneira, as séries são integradas de ordem um, I(1), podendo ser co-integradas. O próximo passo foi testar se existe equilíbrio de longo prazo entre as séries.

A Tabela 3 apresenta os resultados dos valores calculados pelo critério penalizador AIC, o critério de informação de Schwarz (SBC).

Tabela 3 – Critérios para escolha de defasagem do VAR (p).

Lags	AIC	SBC
1	16,0383	16,2193
2	15,8598	16,1923
3	15,9738	16,4721

Fonte: Elaborada pelos autores; AIC: Akaike information criterion; SBC: Schwarz information criterion

Segundo os testes AIC e SBC, o melhor modelo é com 2 defasagens. Assim sendo, optou-se pela escolha do modelo VAR com duas defasagens para aplicar o teste de Co-integração de Johansen.

Com isso, apresenta-se na Tabela 4 o teste de Co-integração de Johansen com duas defasagens, que consiste no teste do traço e no teste do máximo.

Tabela 4– Teste de Johansen para relações de co-integração das séries.

Número de co-integração	Estatística do Traço			Estatística do máximo autovalor		
	Valor calculado	(λ_{trace})	p-valor	Valor calculado	(λ_{max})	p-valor
r=0	36.04234	35.01090	0.0386*	26.17083	24.25202	0.0276*
r=1	9.871512	18.39771	0.4929	7.092785	17.14769	0.7029
r=2	2.778727	3.841466	0.0955	2.778727	3.841466	0.0955

Fonte: Resultados da pesquisa (2011); *significativo.

De acordo com a Tabela 4, podemos notar que, no teste do traço e do máximo autovalor, é possível rejeitar a hipótese nula de que não há equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. O teste de Johansen mostra que há uma equação de co-integração ao nível de significância de 5%, pois a estatística tanto do Traço como do Máximo Autovalor são maiores do que os valores críticos do teste. Portanto, rejeitando a hipótese nula que não existe nenhum vetor de cointegração, podemos afirmar que há pelo menos uma integração, o que mostra que o índice da bolsa de valores de Nova York e as empresas Vale do Rio Doce e Petrobras têm uma relação de equilíbrio em longo prazo.

O próximo passo a ser realizado na construção do modelo das relações entre o índice Americano e as duas maiores empresas brasileiras é a análise de causalidade de Granger. A partir do modelo estimado, podemos determinar a relação existente entre as séries. Na Tabela 5 são apresentadas as estatísticas F e o p -valor para o teste de causalidade de Granger com duas defasagens.

Tabela 5 - Teste de causalidade de Granger

Hipótese Nula	Observação	Estatística F	Probabilidade
Vale5 não Granger Causa DJIA		81.1403	7.E-28
DJIA não Granger Causa Vale5		113.083	1.E-35
Petr4 não Granger Causa DJIA		10.2887	5.E-05
DJIA não Granger Causa Petr4	256	1.65799	0.1926
Petr4 não Granger Causa Vale5		10.3637	5.E-05
Vale5 não Granger Causa Petr4		3.72908	0.0254

Fonte: Resultados da pesquisa (2011).

Podemos notar, na Tabela 5, que o Índice Americano (DJIA) causa o preço da ação da Vale do Rio Doce (vale5) e não tem uma relação de causalidade com a ação da Petrobras (petr4) e que a ação da Vale do Rio Doce (vale5) e a ação Petrobras (petr4) causam e Índice Americano (DJIA). Além disso, a ação da Petrobras (petr4) não tem uma relação de causalidade entre o preço da ação da Vale do Rio Doce (vale5) e vice-versa.

O próximo passo foi a análise da decomposição da variância do erro de previsão obtida pelo modelo VAR, feita com a finalidade de verificar o poder de explicação de cada variável integrante do modelo sobre as demais. A ordenação foi dada pelo teste de Causalidade de Granger/ Block Exogenidade Wald. Podemos analisar, na Tabela 6, os seguintes valores da decomposição da variância das variáveis, na ordenação observada dos resultados do teste de causalidade de Granger em acordo com o modelo VAR estimado.

Tabela 6 - Decomposição da Variância dos Erros de Previsão em Percentagem do *índice Dow Jones*, preço da ação da Vale do Rio Doce (vale5) e Petrobras (petr4). Janeiro de 2010 a dezembro de 2010.

Decomposição da Variância	Período (diário)	Erro	DJIA	Vale5	Petr4
DJIA	1	129.6382	100.0000	0.000000	0.000000
	7	277.3137	54.07713	45.51225	4.106260
	30	508.8051	17.45505	80.73198	1.812972
	90	858.2154	7.133631	90.55389	2.312476
Vale5	1	129.6382	0.558640	99.44136	0.000000
	7	277.3137	0.320192	99.62295	0.056857
	30	508.8051	0.140296	99.84447	0.015235
	90	858.2154	0.113966	99.88071	0.005320
Petr4	1	129.6382	0.190262	27.59416	72.21558
	7	277.3137	5.367251	25.98594	68.64680
	30	508.8051	13.87436	29.40827	56.71736
	90	858.2154	15.74932	30.13295	54.11773

Fonte: Resultados da pesquisa (2011).

Observando a Tabela 6 dos resultados da decomposição da variância dos erros de previsão das variáveis, no primeiro dia, que somente o índice DJIA não é influenciado. Decorrido 7 dias após um choque não antecipado sobre essa variável, aproximadamente 54% de seu comportamento decorre de si próprio, e aproximadamente 45% é atribuído ao preço da Vale5. Decorrido 90, a ação da Vale do Rio Doce PN explica 90,55% o índice Dow Jones Industrial Average.

Na decomposição da variância dos erros de previsão para a ações da Vale do Rio Doce PN, podemos observar que ela se explica mais de 99%, do primeiro até 90 dias. Já a decomposição da variância dos erros de previsão da ação da Petrobras PN no primeiro dia está explicada 72% por ela mesma e mais que 27% pela ação da Vale do Rio Doce PN; passados 90 dias, a ação da Vale do Rio Doce PN passa a explicar 30% e o *Índice Dow Jones Industrial Average* passa a explicar 15% o preço da ação da Petrobras PN.

Empregando a decomposição de Cholesky, podemos verificar como os choques nas variáveis afetam as demais por meio da estrutura dinâmica do modelo. Com os gráficos do Impulso-Resposta, é possível verificar o impacto que um choque no desvio-padrão de uma série (impulso) causa no desvio-padrão de outra série (resposta).

Podemos observar na figura 1 as funções de impulso-resposta do preço da ação da Vale do Rio Doce PN e o preço da ação Petrobras PN a choques não esperados no índice da bolsa de Nova York DJIA.

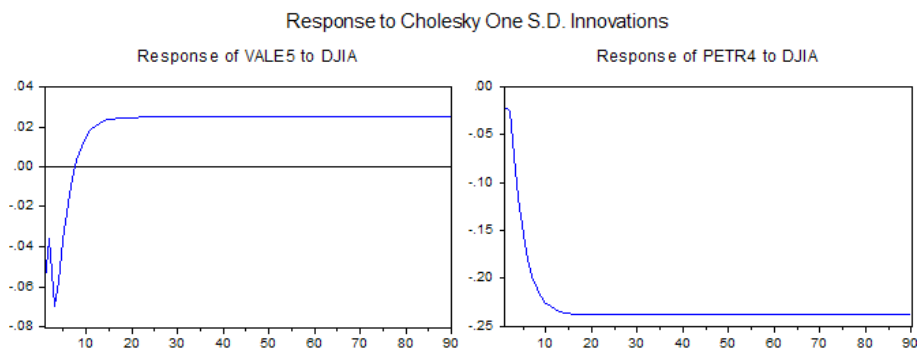


Figura 1 – Funções impulso-resposta do preço da ação da vale do rio doce PN e o preço da ação da Petrobras PN a choques não esperados no índice da bolsa de Nova York (DJIA).

Percebe-se, pela Figura 1, que a ação da Vale do Rio Doce PN é afetada por choques no *Índice Dow Jones Industrial Average* não esperados em curto prazo. Essa variável leva, em média, 20 dias para se ajustar aos choques transitórios sobre o nível de equilíbrio de longo prazo. Deste modo, diante de um choque em DJIA, ocorre uma elevação imediata do preço da ação da Vale do Rio Doce PN no primeiro dia, voltando a se contrair até por volta do terceiro dia, quando volta a subir até se ajustar aos choques sobre o nível de equilíbrio de longo prazo.

No preço da ação da Petrobras PN que é afetada por choques não esperado no curto prazo no *Índice Dow Jones Industrial Average*. Essa ação também leva, em média, 20 dias para se ajustar aos choques transitórios sobre o nível de equilíbrio de longo prazo. E, diante de um choque em DJIA, ocorre uma contração do preço da ação até se ajustar aos choques sobre o nível de equilíbrio de longo prazo.

4. CONCLUSÃO

Este estudo possibilitou a análise das relações entre o principal *Índice Dow Jones Industrial Average* e a influência no preço das ações das duas maiores empresas do Brasil, Vale do Rio Doce PN e Petrobras PN, as quais são co-integradas.

Utilizou-se a metodologia dos modelos VAR não estruturais para descrever a relação dinâmica entre a bolsa de valores *Dow Jones Industrial Average* (DJIA) e o preço das ações preferências da Vale do Rio Doce (Vale5) e da Petrobras (Petr4). Em análise da cointegração de Johansen podemos afirmar que há pelo menos um vetor de cointegração, assim sendo, o índice da bolsa de valores de Nova York e as empresas Vale do Rio Doce e Petrobras têm uma relação de equilíbrio em longo prazo. A direção destas relações foram avaliadas por meio da Causalidade de Granger, a qual indica a existência de uma relação causal unidirecional do preço da ação Petr4 no *Índice Dow Jones Industrial Average* e possui uma relação de bi-causalidade entre as ações Petr4 com o preço das ações Vale5. Além disso, existe bi-causalidade entre o preço das ações Vale5 com o *Índice Dow Jones Industrial Average*. Após a identificação das relações de cointegração e de causalidade, construiu-se o modelo de autoregressivo com correção de erros, que nos permite analisar a decomposição da variância dos erros de previsão, por meio desta análise é possível identificar que após decorrido uma semana o DJIA é representado por ele mesmo em aproximadamente 50%, enquanto que a Vale 5 em 99,62% e a Petr 4 em 68,64%. Na avaliação das funções impulso resposta nos indica que entre as variáveis leva em média 20 dias para se ajustar aos choques transitórios sobre o nível de equilíbrio em longo prazo.

Sugere-se para trabalhos futuros a utilização de outros índices mundiais para obter mais precisão dos investidores nessas duas empresas e avaliar melhor o movimento do mercado acionário mundial.

REFERÊNCIAS

ALMEIDA, E.L.F.; SILVA, C.M.S. **Formação de um mercado internacional de etanol e suas inter-relações com os mercados de petróleo e açúcar**. Rio de Janeiro: CBE, 2006.

ASSAF NETO, A.; LIMA F. G.; DE ARAÚJO, A. M. P. **A realidade da concentração do capital no Brasil: Um estudo comparativo com duas outras economias emergentes**. Disponível em <http://www.fipecafi.com.br/palestras/assaf/pdf/Artigo_Concentracao_Capital_Brasil_Dividendos.pdf>. Acessado em: 12 mar. 2011.

BAPTISTA, A. J. M. S.; COELHO A. B. Previsão de inflação em Cabo Verde por meio de vetores autorregressivos. **Anais do XLII Congresso da Sociedade Brasileira de Economia e**

Sociologia Rural. Dinâmicas Setoriais e Desenvolvimento Regional. Sociedade Brasileira de Economia e Sociologia Rural, Cuiabá - MT, 25 a 28 de julho de 2004.

BLISKA, F. M. de M. **Formação de preços de carne bovina:** uma aplicação do modelo de autorregressão vetorial. *Agricultura em São Paulo*, São Paulo, v. 37, t. 3, p. 41-59, 1990.

BOVESPA. **A Bolsa do Brasil.** Índices –Índice Bovespa–Ibovespa.<<http://www.bovespa.com.br/Principal.asp>>. Acesso em: 10 mar. 2011.

BOLSA PT. **Portal de bolsa & Cotações.** <http://www.bolsapt.com/cotacoes/PSI/>. Acesso em: 01 mar. 2011.

CAIADO, J. Modelos VAR, Taxas de Juro e Inflação, **Literacia e Estatística Actas do X Congresso da Sociedade Portuguesa de Estatística**, 2002. 215-228 p.

CHEW, L. Gerenciamento de risco de derivativos: o uso e ou abuso da alavancagem. Rio de Janeiro: Qualitymark Ed, 1999. 227 p.

DICKEY, D.; FULLER, W. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root, **Journal of the American Statistical Association** 74(366), 427-431, 1979.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. **Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root.** *Econometrica* 49. 1981.

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

ENGLE, R.F., GRANGER, C.W. **Cointegration and error correction: representation, estimation and testing.** *Econometrica* 55. 1987.

GILES, J. A.; WILLIAMS, C. L. – Export-led Growth: A Survey of the Empirical Literature and Some Noncausality Results, Part 1. **Econometrics Working Paper**,EWP0001, 2000.

GRANGER, C.W. **Investigating casual relations by econometric models and cross spectral methods.***Econometrica* 37, 1969.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis.** 5. ed. New Jersey: Prentice Hall, 2003.

GRÔPPO, G.S. **Cointegração e causalidade entre variáveis de política monetária e Ibovespa.** *Revista de Economia e Administração* 4, 2005.

GUJARATI, D.N. **Econometria Básica.** 3. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000.

HARRIS, Richard I.D. **Cointegration analysis in econometric modelling.** London: Prentice Hall, 1995. 176p.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money.** *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52: 169-210.1990.

KNOW, S.C., SHIN, T.S. **Cointegration and causality between macroeconomic variable and stock market return.** *Global Finance Journal* 10. 1999.

KOTHARI, S.P. Capital Market Research in Accounting. **Journal of Accounting and Economics** 31.2001.

KWIATKOWSKI, D., PHILLIPS, P. C., SCHMIDT, P., SHIN, Y. Testing the null hypothesis of

stationarity against the alternative of a unit root. How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics** 44, 1992.

MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. & FILHO, O.C.S. Paridade do poder de compra: testando dados brasileiros. **Revista brasileira de Economia**. V.57N.1 Rio de Janeiro, 2003.

MADDALA, G. S. **Introduction to econometrics**. 2. ed. New Jersey: Prentice-Hall Inc. Englewood Cliffs, 1992.

MARGARIDO, M. A.; TUROLLA, F. A.; FERNANDES, J. M. **Análise da formação de preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil**. São Paulo, SP: Agricultura em São Paulo, v. 47(2); n. 2, p. 71-85, 2002.

MARGARIDO, M. A, Teste de Co-integração de Johansen Utilizando o SAS. **Revista Agrícola**. São Paulo, São Paulo, v. 51, n. 1, p. 87-101, jan./jun. 2004.

MORALES, M. **Economic Commission for Latin America and the Caribbean**, ECLAC This document is available in ECLAC Statistics and Economic Projections Division <<http://www.eclac.org/deype/noticias/noticias/6/13446/mmorales.pdf>> October de 2003.p.3-7. Acessado em: 12 mar. 2011.

CRUZ, M. J.V.; NAKABASHI, L.; PORCILE, J. G.; SCATOLIN, F. D. Uma análise do impacto da composição ocupacional sobre o crescimento da economia brasileira. **Economia, Revista da Anpec**, no prelo, 2008.

PHILLIPS, P; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, n. 75, 1988.

PINTO, A. C. B., VIEIRA, F. V. Câmbio Flexível E Metas De Inflação Em Países Seleccionados Da América Latina: Análise De Vetores Auto-Regressivos, **Anais do XXXV Encontro Nacional de Economia [Proceedings of the 35th Brazilian Economics Meeting]** 134, ANPEC - Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics]. 2007.

PINTO, W. J. ; SILVA, O. M. **Econometric Views - Guia do usuário**. 1998.

Disponível em: <<http://www.ufv.br/dee/ApostilaEviews.pdf> >. Acessado em: 14 mar. 2011.

SANVICENTE, A. Z. & LEITE, H. P. **Índice Bovespa: Um Padrão para os Investimentos Brasileiros**. São Paulo: Atlas, 1994.

SIMS, C. Macroeconomics and Reality, **Econometrica** 48.1980. p.1-48.

Recebido em 16.09.2011

Aprovado em 07.11.2011

Avaliado pelo sistema double blind review.

Editor: José Alberto Carvalho dos Santos Claro.

Disponível em <http://mjs.metodista.br/index.php/roc>