

ÁREA TEMÁTICA: FINANÇAS

INTERFERÊNCIA DOS MERCADOS EXTERNOS SOBRE O IBOVESPA: UMA ANÁLISE UTILIZANDO AUTOREGRESSÃO VETORIAL ESTRUTURAL

AUTORES

LUIZ EDUARDO GAIO

Universidade Federal de Lavras

lugaio@yahoo.com.br

RAFAEL CAMPOS ROLIM

Universidade Federal de Lavras

rolim_ufla@yahoo.com.br

Resumo

O conhecimento do grau de relacionamento existente entre os diversos mercados internacionais é de suma importância para os investidores. Sabe-se que, se dois mercados quaisquer forem integrados, o risco sistemático de investimento não pode ser eficazmente diminuído por meio da diversificação. Assim, o presente trabalho tem por objetivo analisar a interferência dos mercados externos sobre o Ibovespa, bem como verificar os impactos causados nas oscilações dos índices dos mercados internacionais sobre o Ibovespa. Para tanto, utilizou-se a metodologia de co-integração e autoregressão vetorial estrutural. Os resultados obtidos evidenciam que os mercados internacionais impactam contemporaneamente o Ibovespa. Porém, de todos os mercados analisados, apenas o índice da Nasdaq possuiu impacto contrário ao esperado, pois apresentou coeficiente negativo na análise de correção de erros, o que demonstra que choques positivos ocorridos no índice geram quedas no Ibovespa. Esses fatos também puderam ser verificados nas funções de impulso e resposta das variáveis sobre o índice nacional. Isto evidencia que o mercado brasileiro está totalmente susceptível as oscilações dos mercados internacionais, o que vai de acordo com o esperado.

Palavra Chave; Co-integração, VEC, Mercado de Capitais

INTERFERENCE OF THE EXTERNAL MARKETS ON IBOVESPA: AN ANALYSIS USING THE STRUCTURAL VECTORIAL AUTO-REGRESSIVE

Abstract

The knowledge of the relationship degree that exists among the international markets is very important to investors. It is known that, if two markets are integrated, the systematic risk of investment cannot be efficaciously reduced through diversification. Thus, the present work seeks to analyze the interference of the external markets on Ibovespa, as well as to verify the impacts caused in the oscillations of the indexes on Ibovespa. To do so, this paper uses the methodologies of co-integration and structural vectorial auto-regressive. The results show that the international markets contemporarily impact the Ibovespa. However, of all the analyzed markets, only the Nasdaq index showed an impact contrary to the expected, as it displayed a negative coefficient in the error correction analyses, what

demonstrates that positive shocks occurred in the index generate falls in the Ibovespa index. Those facts could also be verified in the functions of impulse and response of the variables about the national index.

Key-words: *Ibovespa, VEC, Co-integration, Stock Exchange*

1. INTRODUÇÃO

Bastou alguns comentários pessimistas do ex-presidente do Federal Reserve (Fed, o banco central norte-americano) sobre as bolsas da China e do crescimento mundial para que a trajetória de valorização do Ibovespa perdesse força e encerrasse o dia 23 de maio de 2007 em queda de 0,76%. Uma semana depois, o jornal Estado de Minas publicou que o giro financeiro da Bovespa fechou em R\$ 1,6 bilhões, ou menos da metade da média diária para o mês, próxima de R\$ 3,5 bilhões. Tal fato foi causado pela não-operação de mercados financeiros dos Estados Unidos, Grã-Bretanha e Alemanha, devido ao feriado do *Memorial Day*. Com isso, o Ibovespa atuou sem seus principais “termômetros” da economia externa.

A justificativa para o presente estudo pode ser exemplificada nos acontecimentos descritos acima; ou seja, na interdependência evidenciada nos mercados financeiros mundiais e - mais especificamente - na influencia que o ambiente acionário externo exerce na Bovespa, causando quedas e elevações no preço de suas ações.

Para compor os elementos de análise, foram analisados, além do Ibovespa, a série temporal de cinco importantes índices de bolsas de valores no cenário mundial, sendo eles: Dow Jones Industrial Average, Nasdaq Index Composite, Nikkei-225, Standard & Poor 500 e Financial Times Stock Exchange.

Para se medir o impacto das oscilações de um índice sobre outro, utiliza-se a metodologia dos modelos de auto-regressão vetorial (VAR), propostos como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais. O modelo vem sendo amplamente adotado em muitos trabalhos devido ao bom desempenho notado no mesmo.

Assim, o objetivo geral do presente trabalho é de medir o impacto causado pela alteração dos principais índices de bolsas de valores mundiais no Ibovespa. Como objetivo específico, pode-se citar a análise de comportamento a longo prazo desses índices, através de estudos de co-integração de mercado, com o intuito de se verificar a existência de tendência a um comportamento uniforme entre duas séries a longo prazo. Utilizar-se-á, também um análise de impulso e resposta, com o intuito de se verificar os impactos causados no Ibovespa a partir de choques promovidos nos índices internacionais.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

2.1. A Origem das Bolsas de Valores

A fim de se entender a relação existente entre os mercados de capitais ao redor do mundo e, mais especificamente, a explicação das variações dos índices cotados nas bolsas de valores, deve-se primeiramente fazer um breve retrospecto de como o mercado de ações nasceu e se desenvolveu no mundo.

Não há uma data específica ou definição histórica clara para se nomear a primeira bolsa de valores do mundo. Segundo Toledo Filho (2006), a negociação com títulos públicos, negociados com mercadorias e moedas, teve seu início na cidade de Anvers, na Bélgica. A palavra “bolsa” originou-se na cidade lacustre de Bruges, capital de Flandres,

também situada na Bélgica. Conforme Pinheiro (2006), eram realizadas assembléias de comerciantes na casa de Van der Burse, em cuja fachada existia um escudo com três bolsas, brasão do proprietário, simbolizando honradez e mérito por sua atuação na área mercantil.

A primeira bolsa de caráter internacional surgiu em 1531, em Amberes. Posteriormente, foram criadas as bolsas de Londres (1554), Paris (1724) e New York (1792). Conforme Pinheiro (2006), a partir do século XIX, as bolsas restringiram sua atuação aos mercados de capitais (títulos e valores mobiliários) e, à medida que surgiram os mercados de títulos representativos de mercadorias (commodities), foram criados locais específicos para sua negociação (bolsas de mercadorias). Ao se chegar na década de 90, as bolsas de valores tornaram-se o símbolo do capitalismo e uma representação instantânea da situação socioeconômica de seus respectivos países.

2.2. Origem das Bolsas de Valores no Brasil

Conforme Toledo Filho (2006), a primeira bolsa de valores do Brasil situava-se no Rio de Janeiro, na época do Distrito Federal. O Decreto-Lei nº 2.475 regulamentou a bolsa de valores e os corretores em 13 de março de 1897. Já no estado de São Paulo, a primeira bolsa de valores surgiu em 1890. Os demais estados chegaram a ter bolsas de valores em suas capitais e cidades importantes, contudo, elas foram desativadas pela concentração de negócios em São Paulo e no Rio de Janeiro.

No ano de 2000, houve a unificação das Bolsas de Valores do Rio de Janeiro e de São Paulo. Posteriormente, em 2001, a Bovespa incorporou os negócios de todas as outras bolsas brasileiras.

2.3. Índices das Bolsas de Valores

O presente estudo realiza uma análise de causa-efeito entre seis relevantes índices de bolsas de valores ao redor do mundo. Foram analisados o índice Dow Jones Industrial Average, Standard & Poor's 500, Nasdaq Composite Index, Financial Times Stock Exchange, Nikkei-225, e Ibovespa. Dessa forma, torna-se necessário a explicação da composição dos índices estudados.

Dos índices que foram selecionados para o estudo, dois fazem parte da Bolsa de Nova York. Segundo Pinheiro (2006), a New York Stock Exchange é uma instituição privada constituída por ações e integrada por um número limitado de acionistas, que são membros da instituição. O primeiro índice estudado presente na NYSE é o Dow Jones Industrial Average (DJIA), um dos mais tradicionais e importantes indicadores do mercado acionário norte-americano. Conforme Assafi Neto (1999), o índice é composto por uma carteira de 30 ações industriais e que as alterações na composição da carteira não seguem normalmente critérios técnicos preestabelecidos, ficando a critério de variáveis subjetivas de seus responsáveis.

Já o Standard & Poor's 500 conta com uma amostragem mais ampla que o Dow Jones, reproduzindo melhor as condições de mercado. De acordo com Pinheiro (2006), o índice conta com as 500 ações mais representativas da NYSE, sendo 400 industriais, 40 financeiras, 40 de utilidades e 20 de transporte.

Negociado na bolsa eletrônica Nasdaq, o terceiro índice a ser analisado é o Nasdaq Composite Index. A Nasdaq possui um sistema computadorizado de negociação e divulgação de cotações de ações de mais de 5.000 empresas, com sede em Nova York. Está em atividade desde os anos 1970, e concentra suas operações em ações de empresas de alta tecnologia. A Nasdaq reúne gigantes como Microsoft, Oracle, Intel e companhias de menor

porte, negociadas em dois mercados: Nasdaq National Market (NNM) e SmallCap Market. O Nasdaq Composite Index mede todas as ações domésticas e não domésticas listadas no Nasdaq Stock Market. Atualmente, o índice inclui mais de 3000 companhias, número maior que a maioria dos outros índices de mercado de ações. (Bovespa, 2007)

Na Europa, temos a Bolsa de Londres com 2699 empresas listadas, totalizando o valor de mercado de 2,8 trilhões de dólares americanos. Um de seus principais índices é o Financial Times – Stock Exchange (FT-SE 100), que foi desenvolvido conjuntamente pelo Financial Times e pela Bolsa de Valores de Londres e lançado em 3 de janeiro de 1984. Apelidado de Fointsie, o índice corresponde a uma carteira de 100 ações de maior capitalização entre as ações registradas nessa bolsa. A metodologia do FT-SE 100 adota o sistema de ponderação por valor de mercado das empresas emissoras.

Partindo para o continente asiático, mais especificamente para o Japão, temos o índice Nikkei-225. Esse indicador é o mais tradicional do mercado de ações japonês. Refere-se às flutuações das cotações de uma carteira formada por 225 ações cotadas na Bolsa de Valores de Tóquio. O NIKKEI-225 adota a média aritmética das variações de preços das ações incorporadas pela carteira como no DJIA, mas apresenta a vantagem de ter na composição de sua carteira um número maior de ações.

Por fim, o mercado latino-americano possui como destaque o índice Bovespa, principal indicador da Bolsa de Valores de São Paulo. Atualmente, a Bovespa é o maior centro de negociação com ações da América Latina, destaque que culminou com um acordo histórico para a integração de todas as bolsas brasileiras em torno de um único mercado de valores – o da Bovespa. (Pinheiro, 2006)

Segundo Bovespa (2007), a carteira do índice bovespa (Ibovespa) é composta pelas ações que atenderam, cumulativamente aos seguintes critérios, com relação aos doze meses anteriores à formação da carteira:

- a) estar incluída em uma relação de ações cujos índices de negociabilidade somados representem 80% do valor acumulado de todos os índices individuais;
- b) apresentar participação, em termos de volume, superior a 0,1% do total;
- c) ter sido negociada em mais de 80% do total de pregões do período.

Para que sua representatividade se mantenha ao longo do tempo, é feita uma reavaliação quadrimestral, alterando-se composição e peso da carteira.

3. METODOLOGIA

Conforme metodologia apresentada por Grôppo (2006) os modelos de auto-regressão vetorial (VAR) foram propostos como uma alternativa aos modelos estruturais multiequacionais, que se baseavam na classificação a priori das variáveis em exógenas e endógenas e na imposição de restrições zero nos parâmetros estruturais.

Segundo Borges e Silva (2006) é possível mostrar que os modelos VAR na forma reduzida retornam previsões ótimas (minimizam o erro quadrático médio de previsão) e, de fato, muitos trabalhos têm mostrado que tais modelos tem bom desempenho em previsões de curto prazo. Entretanto, para o propósito de se obter funções de impul-resposta, decomposição de variância e mesmo testar teorias é preciso do modelo na forma estrutural. Contudo, para recuperar o modelo estrutural a partir da forma reduzida (identificação) são necessárias restrições, de modo a identificar os choques estruturais ou idiossincráticos (com interpretação econômica) a partir dos resíduos estimados no VAR irrestrito (a princípio,

sem nenhuma interpretação econômica, já que são combinações lineares dos choques estruturais).

O uso da metodologia VAR permite a obtenção de elasticidades de impulso para k períodos a frente. Essas elasticidades de impulso possibilitam a avaliação do comportamento das variáveis em respostas a choques (inovações) individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo-se assim analisar, através de simulação, efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer. A metodologia VAR possibilita a decomposição histórica da variância dos erros de previsão, k períodos a 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.

A metodologia VAR tem como uma limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis. O modelo conhecido como VAR estrutural desenvolvido por Bernanke (1986) supera tal restrição e permite estabelecer relações contemporâneas tomando a teoria econômica como referência (Harvey, 1990 e Hamilton, 1994). O problema da recursividade será contornado concentrando as restrições nas interações contemporâneas e não nas variáveis defasadas. Esse procedimento é justificado pelo fato de a teoria econômica definir melhor as relações contemporâneas comparativamente com as relações defasadas, facilitando a interpretação econômica dos resultados. (Grôppo, 2006).

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

$$A_0 y_t = \alpha_0 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (1)$$

em que y_t , α_0 e ε_t são vetores $n \times 1$, A é a matriz $n \times n$ dos coeficientes e A_0 sendo a matriz de relações contemporâneas.

A estimação dos parâmetros dos modelos VAR é simples, assumindo-se que os erros sejam processos i.i.d. Cada uma das n equações na Equação (1) pode ser estimada separadamente por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) para se obter estimadores assintoticamente consistentes.

Conforme Alexander (2005) o procedimento de especificação do modelo VAR é muito simples: primeiro determinam-se as variáveis a serem usadas no sistema $\{y_t\}$ e, então, realiza-se o “teste de ajuste” da especificação das defasagens do AR de cada equação até que um ajuste razoável seja obtido. Uma vez especificado, o modelo pode ser usado para investigar as relações dinâmicas entre as variáveis do sistema, para procurar comportamentos de antecedência-defasagem e, talvez, também, para propósitos de previsão.

O modelo acima descrito requer o uso de séries estacionárias ou séries que se tornam estacionárias após a diferenciação, objetivando evitar obter um relacionamento espúrio entre as variáveis.

Isto posto, para se testar a estacionariedade das séries, utilizara-se os testes de Dickey-Fuller. Se as séries são integradas de mesma ordem e co-integradas, um termo de correção de erro deve ser incluído no modelo, sem o que ocorre erro de especificação. Para mais detalhes, consulte Engle & Granger (1987) e Johansen & Juselius (1990).

Existem na literatura diversos estudos que buscam descobrir a ordem de integração de uma série temporal. Dentre os procedimentos existentes os testes de raiz unitária de Fuller (1976), complementados pelos de Dickey & Fuller (1979 e 1981), tem sido bastante utilizados.

O teste de estacionariedade de Dickey-Fuller parte da pressuposição de que o processo gerador dos dados é um processo auto-regressivo de ordem 1, ou seja AR(1). Contudo, é bastante provável que, em séries econômicas, as variáveis apresentem processos auto-regressivos de ordem superior a 1. Assim, o uso da representação AR(1), nestes casos, pode apresentar resíduos autocorrelacionados. Desta forma, pressupondo que a série é gerada por um processo auto-regressivo de ordem p [AR(p)], o seguinte modelo pode ser utilizado para testar raiz unitária:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

em que i indica o número de defasagens ou diferenças utilizado, t é a tendência determinística do modelo. Para se determinar o valor p do modelo, com o intuito de se obter resíduos não correlacionados, ou seja, ruído branco, utiliza-se os critérios de seleção AIC (Akaike Information Criterion) e BIC (Bayesian Information Criterion).

Uma vez constatada que as variáveis são integradas de mesma ordem, parte-se, então, para a fase de se testar a existência de co-integração entre elas. O conceito de co-integração, conforme descreve Alexander (2005) refere-se aos movimentos conjuntos dos preços de dois ativos. Se os *spreads* apresentam reversão à média, então os preços dos ativos estão ligados, no longo prazo, por uma tendência estocástica comum e, neste caso, pode-se dizer que os preços são “co-integrados”. A metodologia utilizada para realizar o teste de co-integração foi proposta por Johansen (1988).

O procedimento de Johansen baseia-se na seguinte versão reparametrizada de um modelo de Vetor Auto-regressivo (VAR) de ordem p .

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-1} + Bx_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

em que $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_i)$ com $(i=1,2,\dots,k-1)$; e $\Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \Pi_2 - \dots - \Pi_k)$

Segundo Harris (1995), a principal vantagem de se descrever o sistema em termos de correção de erro (VECM) diz respeito ao fato que, nesse formato, tanto as informações de curto como as de longo prazo são incorporadas via ajuste no Δy_t , as quais são dadas pelas estimativas dos parâmetros de Γ e Π .

Segundo Grôppo (2006), o fator central para a análise de co-integração é o posto de Π , que é igual ao número de vetores co-integrantes independentes. A matriz Π representa a matriz de resposta de longo prazo, cujo posto é essencial para se obterem informações sobre a ordem de integração de y_t . Definindo-se o posto Π como igual a k . Se $k = n$, isto é, Π tem posto completo. Nesse caso, todas as n variáveis de y_t são estacionárias [isto é, $I(0)$] e, portanto, não faz sentido falar em co-integração; $k = 0$, ou seja, a matriz Π é nula. Aqui, todas as variáveis de y_t são $I(1)$ e estimar (3) é equivalente a estimar VAR em primeira diferença. Não há combinação linear das variáveis que seja estacionária e portanto, não há co-integração; $0 < k < n$, denotando que existem k combinações lineares co-integradas em y_t . Nesse caso, Π pode ser expresso pelo produto de duas matrizes, α e β

($n \times k$) e de posto = k , de modo que, $\Pi = \alpha\beta'$, β é a matriz de vetores co-integrantes e α é a matriz de ponderações dos vetores co-integrantes, que fornece também a velocidade do ajustamento ao equilíbrio de longo prazo.

Para a realização dos testes de raiz unitária e de co-integração e para estimar o modelo VAR, utilizar-se-á o *software* Eviews 5.

3.1 Dados

Os dados utilizados correspondem as cotações diárias de fechamento dos índices Ibovespa, Dow Jones, Standard & Poor 500 (S&P500), Nasdaq, Nikkei, Financial Times Stock Exchange (FTSE), entre o período de janeiro de 2000 a dezembro de 2006, totalizando 1722 observações.

Para a análise de co-integração e modelagem da correção de erro, considerou-se os índices das ações das bolsas, conforme Figura 1. Eles foram representados graficamente em logaritmos e transformados para terem os mesmos valores do começo de janeiro de 2000.

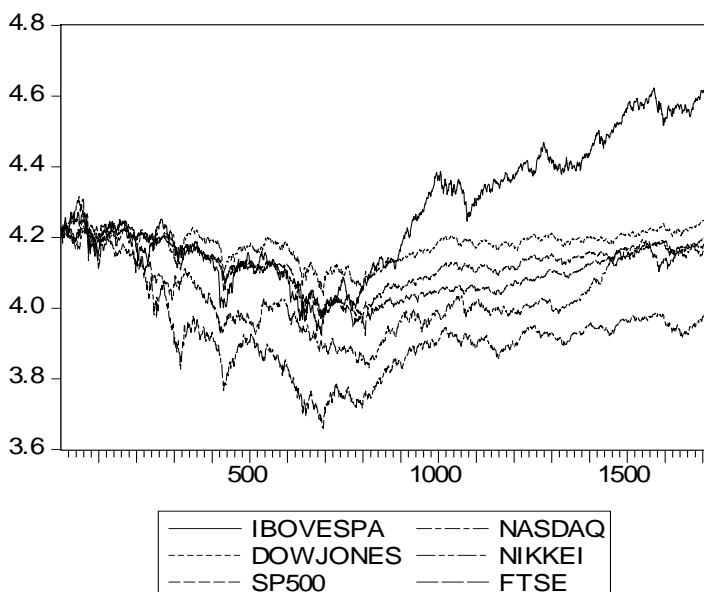


FIGURA 1: Índices das ações das principais bolsas mundiais
Fonte: Dados da pesquisa

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

O primeiro passo da investigação empírica consiste na definição da ordem de integração das séries utilizadas em estudo, uma vez que o teste de co-integração deve ser efetuado somente em séries não estacionárias, mas com a mesma ordem de integração.

Portanto, o resultado do teste Dickey-Fuller Aumentado (Tabela 1), que analisa a presença de raiz unitária, indicam que todas as series são integradas de ordem $I(1)$, em outras palavras, as séries não são estacionárias em nível, e sim na primeira diferença. Os p-valores foram computados conforme MacKinnon (1996).

TABELA 1: Teste de raiz unitária Dickey-Fuller Aumentado

Séries	Em nível		Primeira Diferença	
	$ \tau _{\text{calculado}}$	p-value	$ \tau _{\text{calculado}}$	p-value
Ibovespa	0.22	0.82	-19.29	0.00
Dow Jones	-2.29	0.18	-42.19	0.00
S&P500	-1.90	0.33	-31.53	0.00
Nasdaq	-2.57	0.10	-40.86	0.00
Nikkei	-1.90	0.33	-41.65	0.00
FTSE	-1.91	0.33	-43.30	0.00

Nota: Equação com somente intercepto

O próximo passo da análise consiste em verificar a existência de relação de longo prazo entre as variáveis analisadas. Para tanto, utiliza-se a metodologia de co-integração descrita por Johansen (1988).

Inicialmente defini-se o número de defasagens a ser utilizada no modelo, bem como os fatores determinísticos do modelo. Estas escolhas são efetuadas segundo os menores valores apresentados pelos Critérios de Informação de Akaike (AIC) e Critérios de Informação Bayesiano (BIC).

Portanto, a Tabela 2 expõe o teste de co-integração utilizando um modelo com intercepto, sem tendência determinística e apenas uma defasagem entre as variáveis, conforme critérios AIC e BIC.

TABELA 2: Teste de co-integração de Johansen.

Hipótese nula	Eigenvalue	$\lambda_{\text{traço}}$	p-valor	λ_{max}	p-valor
$r=0^*$	0.05	183.98	0.00	100.02	0.00
$r<1$	0.02	83.95	0.02	42.58	0.10
$r<2$	0.01	41.36	0.12	27.58	0.26

Nota: (*) valores significativos a 1% e 5% .

Observa-se portanto (Tabela 2) a rejeição da hipótese nula de nenhum vetor de co-integração, confirmados pela estatística traço e de máximo, evidenciando a presença de um vetor de co-integração. Demonstrando que as séries são co-integradas, ou seja, apresentam uma sincronia dos dados no longo prazo.

Uma explicação para este comportamento a longo prazo ocorre devido a relação que existe entre os diferentes mercados mundiais, ocasionadas principalmente pelo aumento da globalização e a facilidade dos agentes em investirem nos diferentes mercados.

Esta relação, aqui confirmada, já era esperada, uma vez que oscilações ocorridas no mercado internacional, principalmente o mercado americano, geram grandes impactos no mercado brasileiro. Grandes quedas registradas no índice Bovespa ocorrem, minutos após, grandes quedas dos índices internacionais.

Após verificada a relação de longo prazo entre os índices internacionais e o Ibovespa, parte-se para a etapa de modelagem dos dados, com intuito de verificar e mensurar o impacto causado no ibovespa com a oscilação dos outros índices.

Assim, a Tabela 3 apresenta o resultado da estimação do modelo de correção de erro (VEC) levando em consideração as influencias de longo prazo apresentadas pelo teste de

co-integração dos índices dos mercados internacionais e o Ibovespa. Para a estimação do modelo foram utilizados variáveis na primeira diferença e um vetor de co-integração conforme apresentado no teste da Tabela 2.

Conforme resultados apresentados na Tabela 3, percebe-se que as oscilações dos logaritmos dos retornos dos índices internacionais geram um certo impacto sobre o logaritmo do retorno do índice Bovespa, uma vez que seus coeficientes foram significativos aos níveis de 1%, 5% e 10%, o que está a favor da teoria de mercado de capitais. O Ibovespa tende a seguir os índices internacionais, de modo que, se hoje houvesse um grande retorno negativo dos índices, isto tenderia a depreciar os retornos dos retornos do Ibovespa. Similarmente, se os índices dessem um salto hoje, então as ações brasileiras provavelmente teria retornos maiores amanhã. Com exceção do índice Nasdaq que apresentou valor negativo, gerando o efeito contrário ao exposto acima.

TABELA 3: Estimativa da matriz de relações contemporâneas

Influência		Coefficiente	Desvio padrão
Do	Sobre o		
Dow Jones	Ibovespa	0.0	0.0149
S&P500	Ibovespa	0.0224	0.0199
Nasdaq	Ibovespa	-0.0588	0.0541
Nikkei	Ibovespa	0.1128	0.0313
FTSE	Ibovespa	0.0737	0.0385

Fonte: Dados da pesquisa

Na análise de impulso resposta, observa-se o impacto que um choque em cada variável causa sobre si mesma e nas demais variáveis do modelo, nos períodos seguinte àquela em que ocorreu o choque (impulso).

As Figuras 1, 2, 3, 4, 5 e 6 mostram os efeitos de choques através da análise de impulso-resposta para um intervalo de 20 dias (4 semanas).

Os resultados evidenciam que uma inovação nos índices S&P500 e Dow Jones (Figura 7 e 3) causam uma resposta negativa no Ibovespa no segundo dia, mas a partir de então, os choques geram impactos positivos que se estabilizam a partir de 20 dias. Isto comprova a relação positiva entre os índices Americanos, em que um impulso nos índices S&P500 e Dow Jones tendem a gerar um aumento no Ibovespa, pois em um mundo globalizado, os agentes buscam observar o comportamento dos outros mercados a fim de tentarem especular sobre os mesmos.

A mesma linha de raciocínio pode ser utilizada para explicar o resultado das Figuras 4 e 5. Porém para este caso o Ibovespa responde positivamente a todo o período. Isto quer dizer que inovações ocorridos nos índices Nikkei e FTSE geram impactos positivos durante todo o período no Ibovespa.

Observando-se o comportamento de impulso resposta do índice Nasdaq comparado com o Ibovespa demonstrado na Figura 6 percebe-se que impactos positivos no índice americano gera efeitos negativos no mercado brasileiro. Isto ocorre devido aos tipos de ações que compõem o índice Nasdaq, sendo elas caracterizadas por empresas de alta tecnologia em eletrônica, informática, telecomunicações, biotecnologia e etc. ao passo que o Ibovespa é composto por empresas de diferentes setores. Assim, índices que apresentam correlação negativa é um fator para se realizar especulações bidirecionais.

FIGURA 2: Função de resposta do Ibovespa a impulso no Ibovespa

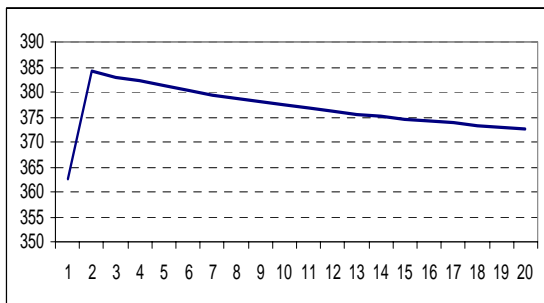


FIGURA 4; Função de resposta do Ibovespa a impulso no índice Nikkei

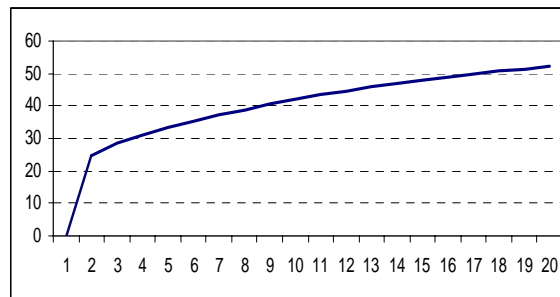


FIGURA 3: Função de resposta do Ibovespa a impulso no índice Dow Jones

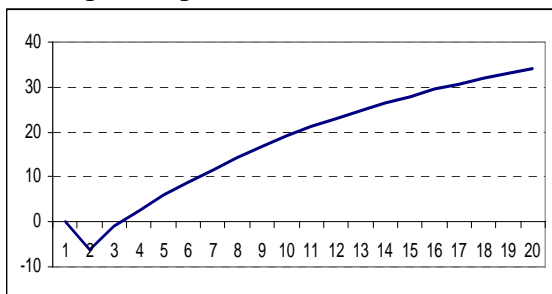


FIGURA 5: Função de resposta do Ibovespa a impulso no índice Nasdaq

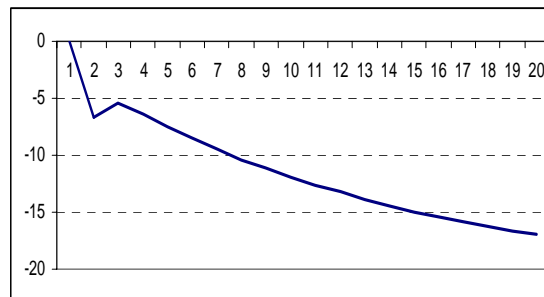


FIGURA 6: Função de resposta do Ibovespa a impulso no índice FTSE

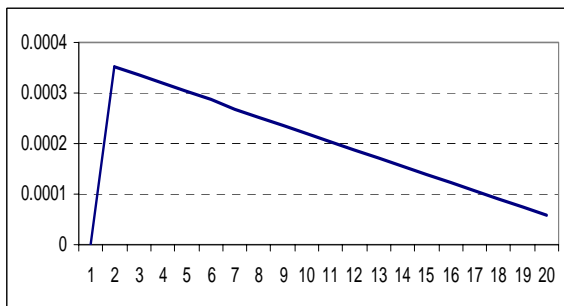
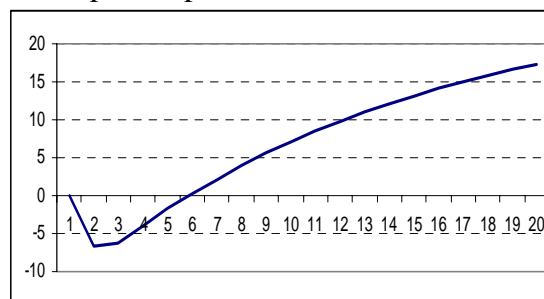


FIGURA 7: Função de resposta do Ibovespa a impulso no índice S&P500



5. CONCLUSÃO

O presente trabalho investigou os impactos dos choques das flutuações dos índices internacionais sobre o Ibovespa no período de 2000 a 2006. Utilizou-se, como análise os índices que possuem maior representatividade no mercado internacional, como o Dow Jones, Standard & Poor 500 (S&P500), Nasdaq, Nikkei e o Financial Times Stock

Exchange (FTSE). Para tanto, utilizou-se como metodologia de estudo a análise de co-integração e modelos de correção de erros, todos eles aplicados a um enfoque multivariado (VAR). Outro ponto também abordado na análise diz respeito a função de resposta a impulso dos índices internacionais sobre o Ibovespa.

Para efetuar a análise de causalidade entre os mercados, primeiramente foi testado o nível de integração das séries temporais, por conseguinte, utilizou-se o método de co-integração proposto por Johansen para verificar o comportamento de longo prazo. O resultado evidenciou que as séries dos índices apresentam um vetor de co-integração, podendo-se inferir que as variáveis possuem relação de longo prazo.

Por fim, analisou-se a relação dinâmica entre os índices internacionais e o Ibovespa, através da estimativa VEC. Os resultados evidenciaram a significativa influência dos retornos das bolsas internacionais sobre os retornos do índice da Bolsa de Valores do Estado de São Paulo. Esses resultados indicam que o mercado brasileiro está totalmente susceptível às oscilações dos mercados internacionais, o que vai de acordo com o esperado. Tais acontecimentos ocorrem devido ao grande número de especuladores externos que negociam boa parte dos contratos da Bovespa, fazendo com que os mercados oscilem de forma comum.

6. BIBLIOGRAFIA

ALEXANDER, C. **Modelos de mercados**: um guia para análise de informações financeiras. São Paulo: Editora Saraiva, 2005

ASSAFI NETO, A. **Mercado Financeiro** 2. ed. São Paulo: Atlas, 1999.

BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986

BOLSA DE VALORES DO ESTADO DE SÃO PAULO – BOVESPA, <http://www.bovespa.com.br> (10 jun. 2007)

BORGES, B. L.; SILVA, M. B. Estimando a taxa de juros natural para o Brasil: Uma aplicação da metodologia VAR Estrutural. **Estudos Econômicos**, v. 36, n.1, p.87-114. 2006

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. A likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4. p. 1057-1072, 1981.

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

ENGLE, R.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. **Econometrica**, v. 55, p.251-276, 1987

FORTUNA, E. **Mercado Financeiro**: Produtos e Serviços. 13. ed. Rio de Janeiro: Qualitymark Ed., 1999.

FULLER, W. A. **Introduction to Statistical Time Series**. New York: John Wiley, 1976.

GRÔPPO, G. S. Relação dinâmica entre Ibovespa e variáveis de política monetária. **Revista de Administração de Empresas**, Edição especial Minas Gerais, v.46, p. 72-85, 2006.

HAMILTON, J. D. **Times Series Analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994

HARRIS, R. I. D. **Using Cointegration Analysis in Econometric Modeling**. London: Prentice Hall, 1995.

HARVEY, A. **The econometric analysis of time series**. MIT Press. Cambridge, Massachusetts, 1990.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics and Control**, v. 12, p. 231-254, 1988.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. **Econometrica**, v.59, n. 6, p.1551-1580, 1991.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with application to the demand money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v. 52, n. 2, p.169-210, 1990.

MACKINNON, J. G. Critical values for cointegration tests. In: ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. J. (Eds.) **Long-run economic relationship: readings in cointegration**. Oxford: Oxford University Press. 1991, 267 p.

PINHEIRO, J. L. **Mercado de Capitais – Fundamentos e Técnicas**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2006.

TOLEDO FILHO, Jorge Ribeiro de. **Mercado de Capitais Brasileiro: Uma Introdução**. São Paulo: Thomson Learning, 2006.