

# RELAÇÃO DINÂMICA ENTRE IBOVESPA E VARIÁVEIS DE POLÍTICA MONETÁRIA

## RESUMO

Este estudo tem como principal objetivo analisar a relação causal entre um conjunto de variáveis de política monetária e o mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, e para tal utilizará o procedimento de Bernanke (1986). Buscou-se analisar o efeito dos choques inesperados nas variáveis de política monetária, além de analisar o poder explanatório de cada uma das variáveis do modelo sobre o Ibovespa. Os resultados obtidos deixam claro que as taxas de juros de curto e longo prazo e a taxa de câmbio impactam contemporaneamente o Ibovespa. Contudo, a maior sensibilidade do índice está na taxa de câmbio, mostrando a importância exercida pelo câmbio no mercado acionário brasileiro. Uma depreciação inesperada no câmbio da ordem de 10% impacta negativamente o Ibovespa em 11,6%. Como na função impulso resposta, o câmbio é a variável que tem o maior poder explanatório.

**Gustavo de Souza Grôppo**

Sistema FIEMG

**ABSTRACT** The main objective of this study was to investigate the casual relation between a group of variables of monetary politics and the Brazilian stock market, represented here by Ibovespa, using the procedure of Bernanke (1986). This meant to analyze the effect of unexpected shocks in variables of monetary politics on the São Paulo Stock Exchange index, besides the analysis of explanatory power of each variable in the present model on Ibovespa. Data obtained showed that short and long term rates of interest and exchange rates impact contemporaneously the Ibovespa. However, the major sensitivity of the index occurs due to exchange rate, thus indicating the importance exerted by exchange rate in the Brazilian stock market. An unexpected depreciation in exchange rate of 10% impacts negatively the Ibovespa in 11.6%. As impulse reply function, the exchange rate is the best variable with explanatory power on Ibovespa.

**PALAVRAS-CHAVE** Variáveis de política monetária, Ibovespa, VAR estrutural, decomposição do erro de previsão, função impulso resposta.

**KEYWORDS** Variables of monetary politics, Ibovespa, auto-regression structural vector, forecast error decomposition, impulse reply function.

## INTRODUÇÃO

As relações entre os preços dos ativos e o nível de atividades nos países desenvolvidos estão bem documentadas com inúmeros trabalhos empíricos, como os trabalhos de Jones e Kaul (1996), Panetta (2002), Shamsuddin e Kim (2003), dentre outros. Recentemente os países em desenvolvimento têm recebido maior atenção. Podem ser citados os trabalhos de Gjerde e Sættem (1999), Achسانی e Strohe (2002), Schor *et al.* (2002), Nunes *et al.* (2002) e Gróppo (2004) (sendo que estes três últimos para o mercado brasileiro). Apesar de existir uma vasta literatura internacional, a literatura brasileira sobre o assunto é escassa.

Após a regulamentação do Anexo IV e da implementação do Plano Real, o mercado acionário brasileiro teve um grande salto no seu desenvolvimento, tanto em termos de volume dos negócios quanto na eficiência de alocação. Esse fenômeno é abordado por Bekaert *et al.* (1995), que destaca o desenvolvimento dos mercados financeiros como sendo o principal responsável pela melhora na eficiência de alocação, visto que a difusão dos mecanismos financeiros permite uma redução nos custos do capital, além de facilitar a captação de recursos no exterior, possibilitando, assim, a realocação dos investimentos dos agentes econômicos de ativos reais para ativos monetários. Apesar desse crescimento, o mercado brasileiro continua possuindo pequena dimensão quando comparado com os mercados de países desenvolvidos, e, portanto, está sujeito a atividades de manipulação e especulação.

A principal ação do Plano Real foi o controle inflacionário. As taxas de inflação a níveis aceitáveis foram e estão sendo mantidas sobre controle devido às constantes intervenções governamentais. Na primeira fase do Real, o controle do câmbio forneceu a base para o controle inflacionário por meio da âncora cambial. Após a desvalorização do câmbio feita em fevereiro de 1999, mais precisamente em julho de 1999, o Brasil adotou formalmente o sistema de metas de inflação, em que o principal instrumento de política monetária, a taxa de juros de curto prazo, passou a ser utilizado exclusivamente para controlar os níveis de inflação e o hiato do produto. Portanto, há por parte de todos os agentes a necessidade de conhecer como o mercado acionário responde às mudanças dessas variáveis macroeconômicas.

O presente artigo tem como objetivo principal a análise da relação causal entre o Ibovespa e um conjunto de variáveis monetárias, representadas pela oferta monetária, pela taxa de câmbio real e pelas taxas de juros de curto

de longo prazo. Como método, emprega o procedimento de auto-regressão vetorial estrutural (SVAR), desenvolvido por Bernanke (1986), analisando a função impulso elasticidade das variáveis e a decomposição da variância do erro de previsão. Espera-se com este artigo enriquecer o conhecimento do comportamento do mercado acionário brasileiro em relação às oscilações dessas variáveis.

## REFERENCIAL TEÓRICO

### Modelo macroeconômico alternativo

Nesta subseção será apresentado o modelo alternativo para uma economia aberta, supondo equilíbrio do balanço de pagamentos com taxa de câmbio flexível e levando em consideração os ativos na função de consumo, para que, posteriormente, seja discutida a questão da elevação ou redução nos preços das ações e títulos considerando o modelo IS-LM.

O modelo pode ser descrito como a combinação das equações de equilíbrio do mercado de produtos, equilíbrio do mercado monetário e equilíbrio no mercado de divisas, conjuntamente com as equações que determinam a curva de oferta agregada. Tem-se um conjunto de seis equações que interagem e de seis incógnitas que serão determinadas ( $Y$ ,  $P$ ,  $N$ ,  $r$ ,  $e$  e  $W$ ), em que  $Y$  é o valor da renda nacional,  $P$  é o índice geral de preços (os preços considerados em termos nominais),  $N$  é a quantidade de trabalho em horas,  $r$  é a taxa real de juros no mercado interno,  $e$  é a taxa de câmbio no conceito certo (US\$/R\$) e  $W$  é o salário nominal por hora de trabalho.

A curva IS que representa o equilíbrio no mercado de produto é dada por:

$$Y = c [y - t(y), a(r, p)] + i(r, y) + g + P \cdot x(P, e) - \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e) \quad (1)$$

onde  $c$  é o consumo de bens e serviços,  $t(y)$  é a propensão marginal a arrecadar,  $a = A/P$  é o valor dos ativos líquidos possuídos pelo setor privado,  $i$  é o valor do investimento do setor privado,  $g$  é o gasto do governo,  $x$  é o valor das exportações de bens e serviços,  $P^f/e$  é o preço externo em moeda nacional e  $m$  é o valor das importações de bens e serviços

A curva LM representa as combinações de  $r$  e  $y$  que manterão o mercado de bens em equilíbrio a um dado nível de oferta nominal de moeda ( $M$ ) e a um dado nível de preços.

$$\frac{M}{P}(r) = m(r, y) \quad (2)$$

O equilíbrio no mercado de divisas é dado por:

$$P \cdot x(P, e) = \frac{P^f}{e} \cdot m(y, P, e) + f(r, r^*) \quad (3)$$

onde  $f$  é a saída líquida de capital,  $r^*$  é a taxa de juros externa.

A função de produção é dada por:

$$Y = y(N, M_n, M_e, \bar{K}) \quad (4)$$

onde  $\bar{K}$  é o estoque de capital físico,  $M_n$  e  $M_e$  são as matérias-primas nacionais e externas, respectivamente.

Abaixo, a equação de determinação dos salários:

$$W = W_{t-1} \cdot \left[ 1 - \varepsilon \cdot \frac{(Y_p - Y)}{Y_p} \right] \quad (5)$$

onde  $Y_p$  é o produto de pleno emprego e  $\varepsilon$  é a relação dos salários ao nível de desemprego.

Finalizando, a equação 6 representa a curva de oferta agregada:

$$P = mk \cdot \left\{ \frac{W_{t-1}}{Pm_e T} \cdot \left[ 1 + \varepsilon \cdot \frac{(Y - Y_p)}{Y_p} \right] + \frac{PMP}{Pm_e MP} \right\} \quad (6)$$

onde  $mk$  é o *markup*,  $Pm_e T$  é o produto médio por trabalhador,  $PMP$  é o preço da matéria-prima e  $Pm_e MP$  é o produto físico médio da matéria-prima.

Se houver, por exemplo, uma mudança no  $e$  haverá um deslocamento na curva IS. Conseqüentemente, a demanda agregada se deslocará. Esse deslocamento da demanda agregada implicará modificações na quantidade produzida que ocasionarão uma variação no nível de preços. Essa variação ocorre porque as modificações na quantidade produzida implicam modificações na quantidade de trabalho e também no salário nominal. A variação no nível de preços levará a um novo deslocamento na curva IS, além de um deslocamento em LM.

### Enfoque monetário do mercado de bens na determinação da taxa de câmbio

Barros (2004) emprega o enfoque de Dornbusch e Frankel, em que os títulos internos e externos são subs-

títulos perfeitos e que a moeda doméstica apenas poderá ser possuída pelos residentes domésticos. Portanto, um incremento na taxa de juros interna leva a uma apreciação da taxa de câmbio suficientemente alta para que se crie uma expectativa de desvalorização. Essa expectativa faz com que os títulos internos e externos sejam igualmente atrativos para os investidores, mantendo, assim, os estoques de títulos nos níveis correntes. A apreciação da moeda gera déficits em conta corrente e um fluxo de moedas internas que são absorvidas pelos investidores externos para a aquisição de títulos internos. Como os investidores são indiferentes na aquisição dos títulos internos e externos, o déficit em conta corrente será naturalmente financiado.

Se os títulos internos e externos são substitutos perfeitos, temos

$$r = r^* + E\left(\dot{e}\right) \quad (7)$$

onde  $r$  é a taxa de juros interna,  $r^*$  é a taxa de juros externa e  $E(\dot{e})$  é a taxa esperada de uma mudança da taxa de câmbio.

A equação (7) garante que o rendimento esperado dos títulos seja igual.

A equação (8) mostra que, sob previsão perfeita, a taxa de mudança do câmbio será proporcional à diferença entre a taxa de câmbio à vista (*spot*) e a taxa esperada de longo prazo.

$$E\left(\dot{e}\right) = \theta(e - \bar{e}) \quad \theta < 0 \quad (8)$$

Substituindo (8) em (7), temos:

$$e = (1/\theta) \cdot (r - r^*) + \bar{e} \quad (9)$$

onde  $e$  e  $\bar{e}$  são logs da taxa de câmbio à vista e taxa de câmbio esperada de longo prazo.

Adicionalmente, suponha-se que a longo prazo haja a hipótese relativa do poder de paridade de compra. A equação (10) afirma que a taxa de depreciação ou apreciação da moeda doméstica seja igual ao diferencial das taxas de inflação entre os países. Se a inflação doméstica exceder a inflação externa, a depreciação da moeda doméstica será necessária para sustentar o poder de paridade de compra entre a moeda interna e externa. Similarmente, se a taxa de inflação externa exceder a inflação doméstica, ocorrerá

uma apreciação da moeda doméstica.

$$\bar{e} = \bar{P} - \bar{P}^* \quad (10)$$

onde  $\bar{P}$  e  $\bar{P}^*$  são logs do nível de preços domésticos e nos países externos.

Supondo que no longo prazo oferta monetária e preços variam proporcionalmente, temos que:

$$\delta \bar{e} = \delta \bar{P} = \delta m \quad (11)$$

onde  $m$  é o log da oferta monetária.

Diferenciando (9) com relação a  $m$  e usando (11) temos:

$$\dot{e} = \delta e = (1/\theta) \delta (r - r^*) + \delta m \quad (12)$$

A equação (12) mostra que, a curto prazo, incrementos na oferta monetária implicarão uma depreciação da taxa de câmbio à vista mais que proporcionalmente, caracterizando assim uma situação de *overshooting*.

Ao se analisar o comportamento da taxa de câmbio no modelo IS-LM, um aumento na oferta monetária – enquanto os preços permanecem inalterados – deslocará a curva LM para a direita. A inclinação da curva de equilíbrio do mercado de bens (IS) refletirá os efeitos dos juros sobre o nível de investimentos, consumo e oferta em conta corrente via taxa de câmbio. A longo prazo haverá uma redução da oferta real de moedas que trará a curva LM para trás, para a posição original. Em suma, aumentos na quantidade de moeda produzem uma oferta temporária em conta corrente. Essa oferta financiará os déficits dos países se os investidores forem indiferentes em investir em títulos internos e externos.

### Ações, títulos e diagrama IS-LM

Para um dado incremento na taxa de juros haverá um valor crítico de quanto a produção deverá elevar-se para que não ocorram mudanças nos preços de ações. O conjunto dessas combinações, o qual deixa os preços das ações inalterados, é representado pela linha positivamente inclinada na Figura 1. Iniciando no ponto  $(y_0$  e  $i_0)$ , preços de ações aumentam/dimuem se a economia se move abaixo/acima da linha inalterada do preço das ações. O espaço de combinações de taxa de juros e produção é dividido em regiões de alta e queda de preços de ações e de alta e queda do preço de títulos.

Novas informações sobre a economia deslocarão as curvas IS-LM. Entretanto, a questão-chave para os investidores é o que acontecerá com os preços das ações e dos títulos se ocorrerem mudanças inesperadas nessas curvas.

Mudanças antecipadas não terão importância, pois elas já estarão incluídas na definição de ponto inicial.

Uma inclinação da curva IS não terá um efeito ambíguo sobre o preço dos títulos, mas o efeito do preço das ações dependerá da inclinação da curva LM, representada pela equação (15).

Considerando-se a demanda de moeda como sendo constituída de demanda para transação  $k(y)$  e demanda para especulação  $l(r)$ :

$$\frac{M}{P} = k(y) + l(r) \quad (13)$$

$$m(r) = k(y) + l(r) \quad (14)$$

$$\frac{\delta m}{\delta r} > 0 \quad \frac{\delta k}{\delta y} > 0 \quad \frac{\delta l}{\delta r} < 0$$

Derivando-se (14), tem-se a equação que representa a inclinação da curva LM,

$$\frac{\delta r}{\delta y} = - \frac{k'}{l' - m'} > 0 \quad (15)$$

Com relação aos preços dos títulos, qualquer mudança para a direita da curva IS implicará uma elevação na taxa de juros, penalizando assim os portadores de títulos. Com relação aos preços das ações, terão que ser analisados dois casos, representados pela Figura 1.

Um aumento no consumo provoca uma alta na taxa de juros e no produto. O que acontecerá com o mercado acionário dependerá da inclinação da curva LM e da política que será adotada pelo Banco Central (BACEN). Se a inclinação da curva LM for íngreme, a taxa de juros aumentará muito e o produto demandado aumentará pouco, implicando a queda do preço das ações. Se a inclinação da curva LM for pequena, implicará uma reduzida elevação nos juros e um grande aumento no produto, levando a um aumento no preço das ações.

A partir de meados de 1999 o Brasil passou a adotar o sistema de metas de inflação. Por conta disso, a taxa de juros básica da economia ou taxa de juros de curto prazo se torna o principal instrumento de política monetária adotado pelo Bacen no controle da inflação e do hiato do produto. Como exemplo, suponhamos um aumento da demanda agregada. Esse aumento impactará positivamente os níveis de preços. Segundo Fama (1981), a relação negativa entre o retorno dos ativos e a inflação não é a relação causal, mas uma *proxy* da relação positiva entre os retornos dos ativos e as variáveis reais. A relação negativa entre o retorno dos ativos e a inflação é causada por uma

relação negativa entre a taxa de inflação e o nível da atividade econômica real. Para manter a meta inflacionária, o Bacen utilizará uma política monetária contracionista, que acarretará um deslocamento da curva LM para a esquerda. Em reação à informação negativa sobre a demanda agregada, os preços das ações terminarão em baixa, qualquer que seja a inclinação da curva LM.

### Evidência empírica da relação entre as variáveis macroeconômicas e os retornos acionários

São inúmeros os estudos na área de economia e finanças que têm sido realizados focando a relação entre os preços das ações e as variáveis macroeconômicas, visto que os preços dos ativos transacionados estão diretamente relacionados com os fundamentos macroeconômicos. Usando a aproximação do modelo APT – desenvolvido por Ross (1976) –, Chen *et al.* (1986) mostraram que as variáveis macroeconômicas realmente têm efeito sobre o mercado acionário ao afetar a habilidade das firmas em gerar fluxos de caixa, os pagamentos futuros de dividendos e a taxa de desconto, tornando-se fatores de risco sobre o mercado de ações. Por meio desse estudo, eles fornecem os fundamentos acerca da relação de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis empregadas e o retorno dos ativos.

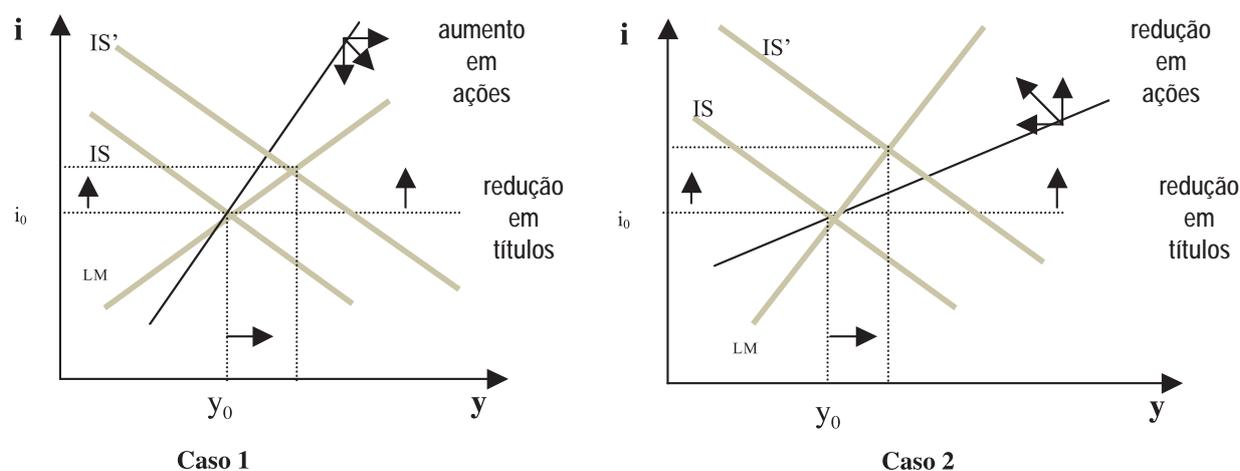
Granger (1986 *apud* Mukherjee e Naka, 1995) sugere que a validade da proposição de Chen *et al.* (1986) seja examinada com a aplicação de co-integração. Se as séries forem ditas co-integradas, isto é, integradas de mesma ordem e com a combinação linear entre elas estacionária, tal combinação linear estabelecerá uma relação de equi-

íbrio de longo prazo entre as variáveis. O desenvolvimento da análise de co-integração tem permitido outro enfoque para a análise das relações existentes entre as variáveis macroeconômicas e os retornos acionários.

Lee (1992) propôs investigar a relação causal e as interações dinâmicas entre os retornos das ações, as taxas de juros, a atividade real e a inflação nos Estados Unidos pós-guerra, utilizando o enfoque multivariado VAR, além de examinar a validade do modelo que explica a relação negativa entre retornos e inflação. Os resultados encontrados foram compatíveis com a explanação de Fama (1981) para a relação negativa entre retornos dos ativos e inflação. Não há uma relação causal entre o crescimento da oferta monetária e os retornos acionários, e, portanto, não há relação causal entre inflação e retornos dos ativos.

Gjerde e Sættem (1999) investigaram se as relações causais entre os retornos acionários e as variáveis macroeconômicas para a maioria dos mercados são válidas em uma economia pequena e aberta, neste caso a economia norueguesa. Eles empregaram o enfoque multivariado VAR, o mesmo utilizado por Lee (1992). A taxa de juros exerce um importante papel na economia norueguesa, consistente com as recentes descobertas para o mercado americano e japonês. Os resultados obtidos mostram que as taxas de juros afetam tanto os retornos acionários quanto a inflação. Segundo esses autores, o mercado norueguês é fortemente dependente do petróleo, e essa dependência se reflete no mercado de ações, que responde racionalmente às variações da *commodity*, isto é, a relação existente entre os preços de petróleo e os retornos

Figura 1 – Determinação do preço de ações e títulos frente a um deslocamento da curva IS para a direita levando em consideração a inclinação da curva LM



Fonte: Bohn (2004).

do mercado acionário é positiva. Os retornos acionários também respondem positivamente às mudanças na produção industrial, mas esta ocorre com certa defasagem, indicando, assim, certo grau de ineficiência.

Assim como Lee (1992), Gjerde e Sættem (1999), Järvinen (2000) e Hondroyannis e Papapetrou (2001) empregaram o VAR para analisar a relação dinâmica entre um conjunto de variáveis (taxa de juros, preço do petróleo, produção industrial e taxa de câmbio) e o retorno acionário do mercado grego. A análise de impulso resposta mostra que todas as variáveis são importantes na explicação dos movimentos dos preços das ações. O crescimento na produção industrial responde negativamente aos choques do retorno acionário, isto é, um aumento no retorno acionário não leva necessariamente a um nível superior de produção industrial. O retorno acionário também responde negativamente aos choques na taxa de juros, enquanto a depreciação do câmbio leva a um retorno acionário superior. Uma variação no preço do petróleo tem um importante papel na explicação dos movimentos dos preços das ações. Quando há uma elevação no preço do petróleo, há uma queda no retorno acionário.

Gróppo (2004) analisou a relação causal entre um conjunto de variáveis macroeconômicas e o mercado acionário brasileiro, utilizando o enfoque multivariado VAR. Primeiramente empregou o VEC convencional seguindo a proposição de Gjerde e Sættem (1999) e Burgstaller (2002). Os resultados obtidos deixaram clara a instabilidade do VAR convencional. Buscando eliminar essa instabilidade, empregou-se o procedimento de Bernanke (1986). Os resultados obtidos evidenciaram a elevada sensibilidade do Ibovespa em relação à taxa de juros real de curto prazo, tanto no tocante à decomposição do erro de previsão quanto da função de resposta a impulsos elasticidade. Dentre as variáveis empregadas no presente estudo, a taxa básica de juros da economia é a que mais impacta o índice da Bovespa, mostrando a importância exercida pela taxa de juros na economia brasileira, sugerindo, assim, que os agentes econômicos que investem no mercado acionário brasileiro vêem o investimento em renda fixa como sendo grande substituto das aplicações em ações.

## REFERENCIAL METODOLÓGICO

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.

Essa metodologia tem como principal característica o tratamento simétrico das variáveis, isto é, a questão relativa da dependência ou independência das variáveis deixa de existir. Os modelos de auto-regressão vetorial são modelos aleatórios que somente utilizam as regularidades e padrões passados de dados históricos como base para previsão. Pelo fato de não serem teóricos, os modelos de séries temporais vetoriais poderão ser estimados sem que ocorra a necessidade de uma especificação prévia de um modelo estrutural que retrate o relacionamento das variáveis envolvidas. Segundo Enders (1995), a abordagem VAR é amplamente criticada por não ter nenhum conteúdo econômico, tendo o economista o único papel da identificação de um conjunto de variáveis apropriadas a serem incluídas no VAR.

O uso dessa metodologia permite a obtenção da elasticidade de impulso resposta para  $n$  períodos à frente, possibilitando avaliar o comportamento das variáveis em resposta aos choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema, e também analisar, por meio de simulações, os efeitos de eventos que tenham alguma probabilidade de ocorrer. Essa metodologia ainda permite a decomposição histórica da variância do erro de previsão de  $n$  períodos à frente, em porcentagens a ser atribuídas a cada variável componente do sistema. Desse modo, há a possibilidade de fazer inferências do poder explanatório de cada uma das variáveis sobre as demais.

A metodologia VAR convencional tem como limitação a estrutura recursiva das relações contemporâneas entre as variáveis. Essa limitação é superada pelo modelo VAR estrutural, desenvolvido por Bernanke (1986). Os modelos estruturais se diferenciam dos convencionais por considerarem hipóteses estruturais, sem a utilização da recursividade, facilitando, assim, a interpretação econômica dos resultados (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.

A representação geral do VAR assume a seguinte forma:

$$\mathbf{B}_0 \mathbf{X}_t = \sum_{j=1}^p \mathbf{B}_j \mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{S}_0 \hat{\mathbf{a}}_t \quad (16)$$

onde  $\mathbf{X}_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) das variáveis empregadas no modelo;  $\mathbf{B}_0$  é a matriz de relações contemporâneas de ordem ( $n \times n$ ) (as restrições impostas nessa matriz têm como objetivo obter a forma reduzida do mode-

lo);  $B_j$  ( $j = 1, 2, 3, \dots, p$ ) são as matrizes ( $n \times n$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com os valores correntes destas; e  $\varepsilon_t$  é um vetor ( $n \times 1$ ) de choques ortogonais com média zero e não correlacionados, de tal forma que  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = D$ ; e  $S_0 = I$ . A equação (16) pode ser reescrita como:

$$B(L)X_t = \varepsilon_t \quad (17)$$

onde  $B(L)$  é um polinômio dado por  $(B_0 - B_1L - B_2L^2 - \dots - B_pL^p)$  onde  $L$  é um operador de defasagem tal que  $LX_t = X_{t-1}$ .

Pré-multiplicando ambos os lados da equação (17) pela matriz inversa dos coeficientes de interações contemporâneas ( $B_0^{-1}$ ), teremos:

$$A(L)X_t = \mu_t \quad (18)$$

onde  $A(L) = B_0^{-1}B(L)$ ,  $A_0 = I_n$ , e  $\mu_t = B_0^{-1}\varepsilon_t$ .

A expressão (18) pode ser estimada pelo método dos mínimos quadrados ordinários. Por meio do procedimento de Bernanke (1986), estimam-se os coeficientes  $B_0$  e  $D$ , empregando-se a maximização da função logarítmica de verossimilhança.

Matematicamente, temos que:

$$\ln L = -T\left(\frac{n}{2}\right)\ln(2\pi) + T\left[\ln|B_0| - \left(\frac{1}{2}\right)\ln|D|\right] - \left(\frac{T}{2}\right)tr\left(D^{-1}B_0\Sigma B_0^{-1}\right) \quad (19)$$

Se o processo é estacionário, a equação (18) pode ser escrita na forma de médias móveis:

$$X_t = C(L)\mu_t \quad (20)$$

onde  $C(L)$ , que é estimado conhecendo-se  $A(L)$ , é um polinômio de ordem infinita de matrizes  $C_j$ , matrizes essas que medem os impactos do vetor de erros.

Escrevendo a equação (20) em termos de  $\varepsilon_t$  tem-se:

$$X_t = C(L)B_0^{-1}\varepsilon_t \quad (21)$$

Por meio da equação (21), procede-se à análise dos efeitos da função impulso resposta e decomposição de variância dos erros de previsão para cada uma das variáveis.

O modelo descrito acima requer que as variáveis sejam estacionárias. Portanto, o primeiro passo a ser dado é verificar se as séries empregadas são estacionárias, existindo diversos procedimentos que visam testá-las. Dentre eles, os mais empregados são o de Fuller (1976), posteriormente complementados por Dickey e Fuller (1979 e 1981), Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988).

Segundo Cati, Garcia e Perron (1999), os testes de Dickey e Fuller e de Phillips e Perron são muito sensíveis à presença de valores atípicos. Como algumas das séries a serem utilizadas no presente estudo sofreram intervenções no período analisado, será utilizado o teste KPSS, proposto por Kwiatkowski *et al.* (1992). Eles fornecem um procedimento para testar a hipótese nula de que a série possui raiz unitária, ou seja, de que a série é estacionária em torno da level stationarity e trend stationarity contra a hipótese alternativa de que o processo possui uma raiz unitária. De acordo com Fernandes e Toro (2002, p. 9), “a presença de valores atípicos prejudica assim apenas o poder do teste, não interferindo no seu tamanho. A rejeição da hipótese nula de ‘estacionariedade’ possui então um significado ainda mais forte quando valores atípicos estão presentes”.

Assim como Phillips (1987) e Phillips e Perron (1988), Kwiatkowski *et al.* (1992) derivam a distribuição assintótica dessa estatística sob condições gerais da estacionariedade dos erros, propondo uma versão modificada da estatística LM.

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_\varepsilon^2 \quad (22)$$

Define  $S_t = \sum_{i=1}^t e_i$ ,  $t = 1, 2, \dots, T$  como sendo a soma parcial dos resíduos da regressão da equação com intercepto e da equação com intercepto e tendência. O  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  é a estimativa do erro da variância dessa regressão, ou seja, é a soma dos quadrados dos resíduos da regressão.

Para testar as hipóteses de *level stationarity* e *trend stationarity*, o denominador da estatística LM na equação (22) será  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  convergindo em probabilidade para  $\sigma_\varepsilon^2$ . Entretanto, quando os erros não são iid, o denominador apropriado não será mais  $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ , mas  $\sigma^2$ . Considere-se o numerador do teste estatístico normalizado por  $T^{-2}$ :

$$\eta = T^{-2} \sum S_t^2 \quad (23)$$

onde  $\eta$  tem a distribuição assintótica igual a  $\sigma^2$  vezes a funcional da *Brownian Bridge*, a fim de que a divisão por  $S^2(l)$  forneça uma distribuição assintótica de parâmetros livre de incômodos.

Considerando-se o caso de *level stationarity*:

$$\hat{\eta}_\mu = \eta_\mu / S^2(l) = T^{-2} \sum S_t^2 / S^2(l) \quad (24)$$

Considerando-se o caso de *trend stationarity*:

$$\hat{\eta}_\tau = \eta_\tau / S^2(l) = T^{-2} \sum S_l^2 / S^2(l) \quad (25)$$

As estatísticas  $\eta_\mu$  e  $\eta_l$  são as estatísticas do teste KPSS para testar a hipótese nula de que as séries são I(0) quando os resíduos computados da regressão são, respectivamente, de equações com intercepto e intercepto e tendência.

Visando testar a hipótese de não estacionariedade na presença de quebras estruturais nas séries de tempo, Perron (1989) desenvolveu um procedimento formal. O provável conhecimento *a priori* da data em que ocorre a quebra, como assumida por Perron (1989), nem sempre acontece. Segundo Banerjee, Lumsdaine e Stock (1992 *apud* Harris, 1995), em tais situações é necessário testar a possibilidade de quebras usando a recursividade. Visando superar esse problema, Zivot e Andrews (1992) desenvolveram um procedimento em que a determinação das quebras estruturais ocorre endogenamente. Eles apresentam três modelos em que a hipótese nula é:

$$y_t = \mu + y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (26)$$

As hipóteses alternativas para os diferentes modelos são:

$$\text{Modelo A: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t(\lambda) + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (27)$$

$$\text{Modelo B: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \psi DT_t^*(\lambda) + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$\text{Modelo C: } y_t = \mu + \beta_t + \alpha y_{t-1} + \theta DU_t(\lambda) + \psi DT_t^*(\lambda) + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (29)$$

onde  $DU_t(\lambda) = 1$  se  $t > T\lambda$ , senão  $DU_t(\lambda) = 0$ ;  $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$  se  $t > T\lambda$ , senão  $DT_t^*(\lambda) = 0$ ;  $\lambda = T_B/T$ , representando o ponto onde se encontra a quebra estrutural;  $T$  é o tamanho da amostra;  $T_B$  é a data em que ocorre a quebra estrutural. O ponto em que ocorre a quebra estrutural é desconhecido e determinado pelo valor mínimo do teste  $t$  para  $\alpha = 1$ . É evidente que os resultados dependerão, criteriosamente, do valor de  $\lambda$ . A significância estatística da última defasagem em conjugação com os menores valores dos critérios de informação AIC e BIC serão os critérios adotados na determinação do número ideal de defasagens.

Se as variáveis são integradas de mesma ordem, o próximo passo será testar a existência de co-integração entre elas. O procedimento de co-integração a ser utilizado no presente estudo foi proposto por Johansen (1988), Johansen e Juselius (1990), e Johansen (1991).

Um ponto que merece muita atenção na implementação do procedimento de co-integração de Johansen é a determinação das defasagens a serem incluídas. Adotar a estratégia que parte do geral para o específico, buscando assim evitar o viés de omissão de variáveis relevantes. A principal crítica a esse método de modelagem é que poderia resultar em sistemas sobreparametrizados (*overparametrized*). Entretanto, Gonzalo (1994) demonstra que o custo de inclusão de um número excessivo de defasagens é menor, em termos de perda de eficiência, do que se um VAR de ordem mais alta fosse subparametrizado (*underparametrized*). A equação do VAR passará também por testes de diagnóstico, inclusive a correlação serial baseada na inspeção da função de auto-correlação dos resíduos pelo teste LM (*Lagranger Multiplier*).

## RESULTADOS E DISCUSSÕES

Inicialmente, apresentam-se as variáveis empregadas no estudo para, em seguida, descreverem-se os resultados dos testes. As variáveis constituem o índice médio mensal de ações da Bolsa de São Paulo – fechamento (IBOV), o M2

fim do período (M2), a taxa de juros de curto prazo (SELIC), a taxa de juros de longo prazo (TJLP) e taxa de câmbio efetiva real IPA-OG (média 2000=100), que é calculada pelo expurgo do Índice de Preços por Atacado Oferta Global (IPA-OG) e dos Índices de Preços por Atacado

(IPAs) dos 16 mais importantes parceiros comerciais do Brasil da série nominal de taxa de câmbio (R\$/US\$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta do total das exportações brasileiras (TC). O período de análise compreende os meses de janeiro de 1995 a julho de 2005. Os dados do IBOV foram obtidos no *site* da Fundação Getúlio Vargas (veja em <<http://fgvdados.fgv.br>>), e o restante dos dados (M2, TC, SELIC e TJLP), no *site* do IPEA (veja em <<http://www.ipeadata.gov.br>>). As filtragens e demais procedimentos econométricos foram realizados com o *software* Rats 5.04.

Os resultados obtidos no teste KPSS indicam que todas as séries são I(1). Os resultados são apresentados na Tabela 1. A Tabela 2 resume os resultados do teste de Zivot e Andrews para as séries em nível e em primeira diferença. As conclusões obtidas são as mesmas do teste KPSS, não deixando dúvidas sobre as características individuais das séries.

Após verificar a ordem de integração das variáveis e identificá-las como sendo todas  $I(1)$ , buscou-se analisar as relações de longo prazo entre elas. Para tal, utilizou-se o método de co-integração proposto por Johansen (1988). Os resultados do teste de co-integração estão na Tabela 3. Foram encontrados dois vetores co-integrados. Dessa forma, pode-se inferir que as variáveis possuem uma relação de longo prazo. Os testes de máximo autovalor ( $\lambda$ Max) e traço ( $\lambda$ trace) apresentaram valores significativos a 1% a partir da hipótese nula de que há um vetor co-integrado ( $r \leq 1$ ) contra a hipótese alternativa de que há dois vetores de co-integração ( $r = 2$ ).

Na Tabela 4 são apresentados os resultados do ajustamento do modelo VEC, considerando as influências contemporâneas da taxa de juros de longo prazo sobre a taxa de câmbio, da taxa de juros de curto prazo sobre a taxa de câmbio e sobre o Ibovespa, da taxa de juros de longo prazo, da taxa de câmbio e da oferta monetária sobre o Ibovespa. O VEC utilizado foi especificado com as variáveis na oitava diferença, dois vetores de co-integração, conforme definido pelo procedimento de Johansen, e uma variável *dummy*. Essa variável foi inserida na modelagem devido à ocorrência da quebra estrutural em função da desvalorização cambial ocorrida em fevereiro de 1999. Os sinais dos coeficientes estão de acordo com o esperado, não sendo significativos a 5% de probabilidade somente quando influenciados pela

taxa de juros de longo prazo sobre a taxa de câmbio e pela oferta monetária sobre o Ibovespa.

Os resultados mostram que um aumento de 10% na taxa de juros de curto prazo leva a uma redução contemporânea de 4,7% no índice da Bovespa. Uma elevação, na mesma magnitude, da taxa de juros de longo prazo e da taxa de câmbio leva a uma queda de 2,7% e 11,6% no Ibovespa, respectivamente. A taxa de juros de curto prazo também afeta contemporaneamente o câmbio, resultado esse consistente com a teoria econômica. O acréscimo de 10% na Selic irá levar a uma apreciação do câmbio de 1,1%. Entretanto, a taxa de juros de longo prazo não afeta contemporaneamente o câmbio.

A taxa de juros de curto prazo é o principal instrumento de política monetária e formadora de todas as outras taxas de juros da economia, isto é, um aumento na Selic afeta positivamente a taxa de juros de longo prazo. Essa hipótese é corroborada pelo resultado apresentado acima. O acréscimo de 1% na Selic afeta contemporaneamente a TJLP em 0,17%. A oferta monetária afeta positivamente o principal índice da Bolsa de São Paulo, mas não contemporaneamente.

Como mencionado anteriormente, a metodologia VAR permite avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais por meio da decomposição da variância do erro de previsão. Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão do

Tabela 1 – Resultados dos testes KPSS

	SELIC	TJLP	TC	M2	IBOV
	$\eta\mu$				
0	6,07933*	6,26088*	3,66275*	12,12232*	9,02055*
1	3,19155*	3,23939*	1,90274*	6,14082*	4,60403*
2	2,19973*	2,21156*	1,31748*	4,13737*	3,12819*
3	1,70284*	1,69284*	1,02466*	3,13488*	2,39020*
4	1,40691*	1,38130*	0,84852*	2,53369*	1,94790*
	$\eta\tau$				
0	0,85136*	1,36025*	1,55025*	1,42045*	1,10064*
1	0,46154*	0,71084*	0,81280*	0,75522*	0,56825*
2	0,32548*	0,48751*	0,56792*	0,53071*	0,39138*
3	0,25718*	0,37426*	0,44584*	0,41960*	0,30276*
4	0,21685*	0,30626*	0,37270*	0,35377*	0,24970*

Nota: Os valores críticos assintóticos para  $\eta\mu$  e  $\eta\tau$  são a estatística do teste KPSS para testar a hipótese nula de que as séries são  $I(0)$  quando os resíduos são computados para a equação com somente intercepto e intercepto e tendência, respectivamente (veja Kwiatkowski *et al.* 1992, p. 166). \* Significativo a 1% de probabilidade.

Ibovespa para 12 meses após o choque estão apresentados na Tabela 5.

Os resultados encontrados mostram que a taxa de câmbio e a taxa de juros de curto prazo são as variáveis que mais explicam as variações nos preços dos ativos que compõem o Ibovespa no momento do choque, com parcelas de 23,38% e 10,21%, respectivamente. Contudo, no segundo mês a taxa de juros de longo prazo já supera a

Selic em seu poder explanatório na previsão do Ibovespa. No momento do choque o Ibovespa será responsável por 63,3% do erro de previsão do próprio índice. A oferta monetária possui um poder explanatório insignificante sobre o principal índice da Bolsa de Valores de São Paulo, com uma parcela média de 2,13%.

Em seguida, será discutido o impacto da função impulso resposta de cada uma das variáveis sobre o índice da

Tabela 2 – Resultados do teste de Zivot-Andrews

VARIÁVEIS	LAGS	NÍVEL		LAGS	PRIMEIRA DIFERENÇA
SELIC	0	-4,04056		0	-13,21900*
TJLP	1	-3,44799		0	-15,21292*
TC	1	-4,74585		1	-8,44158*
M2	0	-2,43135		0	-10,18277*
IBOV	2	-3,09714		1	-9,94762*

Nota: \*Significativo a 1% de probabilidade; [valores críticos em Zivot e Andrews (1992)].

Tabela 3 – Resultados e valores críticos para  $\lambda_{\text{trace}}$  e  $\lambda_{\text{max}}$

$H_0: R / P-R$	EIGENVALUE	$\lambda_{\text{TRACE}}$	$\lambda_{\text{MAX}}$
$r = 0$	0,3349	109,09*	48,54*
$r \leq 1$	0,2382	60,55*	32,38*
$r \leq 2$	0,1449	28,17	18,63
$r \leq 3$	0,0456	9,55	5,56
$r \leq 4$	0,0330	3,99	3,99

Nota: \* Significativo a 1% de probabilidade; [valores críticos em Osterwald-Lenum (1992)]. Modelo com constante restrita, ajustado a oito defasagens.

Tabela 4 – Estimativa da matriz de coeficientes de relações contemporâneas empregando o procedimento de Bernanke

INFLUÊNCIA:			
DA	SOBRE a(o)	COEFICIENTES	DESVIO PADRÃO
SELIC	TJLP	0,17707*	0,07648
SELIC	TC	-0,10938*	0,04828
TJLP	TC	0,01295	0,05684
SELIC	IBOV	-0,47415*	0,09653
TJLP	IBOV	-0,27446*	0,10880
TC	IBOV	-1,16022*	0,17662
M2	IBOV	0,10914	0,40454

Bovespa, não em termos de resposta a choques em desvio padrão, mas em termos de elasticidade. Essas estimativas são apresentadas como elasticidades relativas a choques iniciais inesperados para todas as variáveis dadas sobre o Ibovespa durante um ano após o referido choque. A Figura 2 refere-se a esses impulsos.

Um incremento inesperado de 10% nas taxas de juros de curto e longo prazos tendem a levar, no momento do choque, a uma redução nos preços dos ativos que compõem a carteira teórica da Bolsa de São Paulo em 3,9% e 2,6%, respectivamente. No segundo mês após o choque, a TJLP tem o seu impacto negativo sobre o Ibovespa ampliado para 4,7%. Uma possível explicação para essa elevação é que um aumento da taxa de juros de longo prazo irá reduzir os níveis de investimento por parte das empresas. A longo prazo, reduções nos níveis de investimentos geram expectativas de baixa na rentabilidade dos ativos. Entretanto, a taxa de juros de curto prazo reduz o seu impacto negativo sobre o Ibovespa para 0,3%. Esse resultado sugere que uma mudança inesperada na taxa de juros básica da economia leva os agentes econômicos, que investem no mercado acionário brasileiro, a substituírem as aplicações em ações por investimentos em renda fixa. Após o quinto mês depois do choque inesperado na taxa de juros de curto prazo, o Ibovespa já responde positivamente. Esse resultado positivo pode ser, em parte, explicado pelo fato de as empresas utilizarem as aplicações financeiras como fonte de lucro, que por sua vez provocam um

retorno maior de seus ativos.

Uma depreciação inesperada na taxa de câmbio real em 10% tende a levar, no momento do choque, a uma redução no preço dos ativos que compõem a carteira teórica da Bolsa de São Paulo em 11,6%. No segundo mês, essa depreciação impactará negativamente o Ibovespa em 4%. A reversão acontece no terceiro mês após o choque, tendo o seu maior impacto positivo no quarto mês. Essa reversão pode ser justificada pelo fato de que uma depreciação no câmbio leva a um aumento da competitividade dos produtos no mercado internacional. Se as demandas desses bens forem elásticas, teremos como resultado um aumento no volume de exportações, implicando um aumento nos fluxos de receitas das empresas exportadoras, impactando positivamente o preço de seus ativos. Outro enfoque da depreciação diz respeito à redução nos preços das ações em relação às moedas externas, propiciando assim um afluxo de capital externo e, conseqüentemente, elevando o retorno do Ibovespa.

Uma mudança inesperada na mesma magnitude da oferta monetária tende a levar no segundo mês um incremento no Ibovespa da ordem de 4%. Entretanto, no sexto mês já ocorrerá um impacto negativo na ordem de 6% sobre o Índice da Bolsa de Valores de São Paulo. Esse comportamento está consistente com a teoria econômica. Um aumento na oferta monetária gera estímulos no consumo, afetando positivamente os fluxos de caixa das empresas, e, conseqüentemente, no preço de seus ativos. Entretanto, essa expansão monetária ocasionará, com

Tabela 5 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão para o Ibovespa

MESES	DESVIO PADRÃO	SELIC	TJLP	TC	M2	IBOV
1	0,06812	10,205	3,067	23,383	0,041	63,304
2	0,07259	9,039	11,488	22,930	0,456	56,088
3	0,07405	8,852	11,441	22,424	0,674	56,609
4	0,07498	8,951	11,166	23,794	0,845	55,244
5	0,07526	8,931	11,085	23,766	1,241	54,977
6	0,07782	8,612	12,111	22,681	2,099	54,497
7	0,07974	8,767	12,158	22,059	2,024	54,992
8	0,08034	8,757	13,080	21,752	2,051	54,359
9	0,08144	9,138	12,733	21,171	4,012	52,947
10	0,08199	9,640	12,714	21,415	3,971	52,260
11	0,08281	9,805	12,468	21,762	3,923	52,041
12	0,08312	9,733	12,418	21,612	4,231	52,006

certa defasagem, aumentos nos níveis de inflação. Essa inflação será combatida com elevações na taxa de juros de curto prazo que, segundo diversos autores, afetam negativamente o preço dos ativos.

## CONSIDERAÇÕES FINAIS

O artigo analisou a relação causal entre o índice do mercado acionário brasileiro (Ibovespa) e um conjunto de variáveis monetárias, aqui representadas pela oferta monetária, pela taxa de câmbio, pela taxa de juros de curto e de longo prazo, e, para tal, foi utilizado o enfoque multivariado (VAR). Outro ponto estudado diz respeito à função de resposta a impulsos e a decomposição da variância do erro de previsão das variáveis de política monetária sobre o Ibovespa.

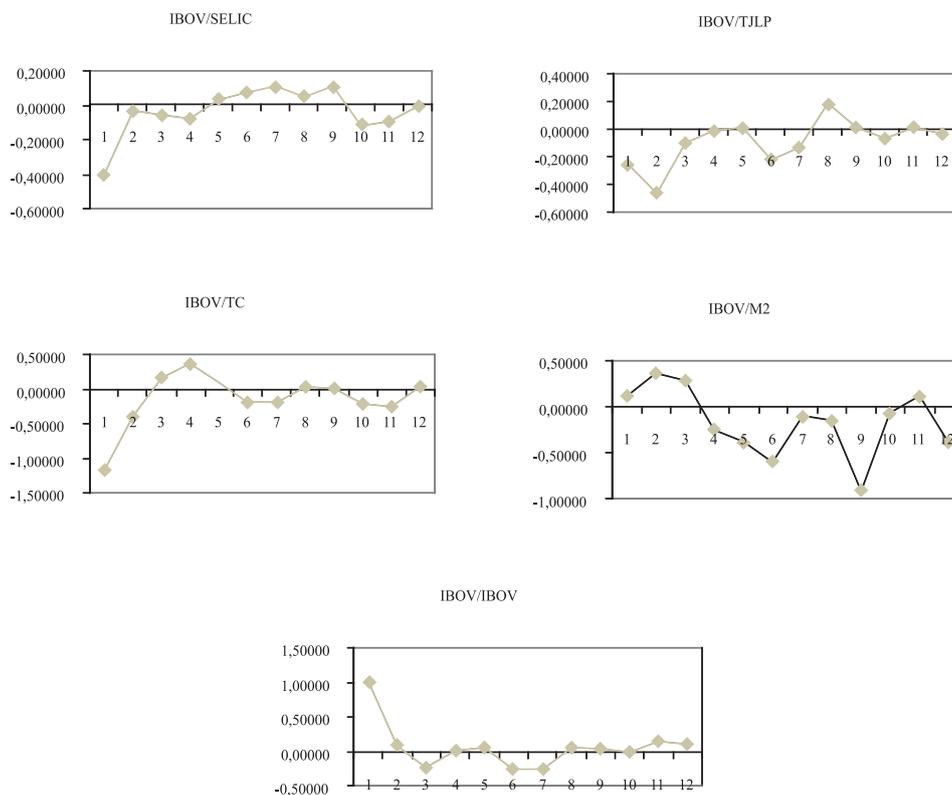
Após testar a presença de raiz unitária empregando os testes KPSS e Zivot e Andrews, e identificar que todas as séries são estacionárias com uma diferença, utilizou-se o método de co-integração proposto por Johansen. Os resultados obtidos indicam a presença de dois vetores de

co-integração, podendo-se, portanto, inferir que as variáveis possuem relação de longo prazo.

Posteriormente, analisou-se o modelo VEC empregando-se o procedimento de Bernanke (1986). Os resultados obtidos deixam claro que a taxa de juros de curto prazo, a taxa de juros de longo prazo e a taxa de câmbio impactam negativamente e contemporaneamente o Ibovespa. Contudo, a maior sensibilidade do Ibovespa é em relação à taxa de câmbio. Uma depreciação inesperada do câmbio na ordem de 10% impactará negativamente o Ibovespa em 11,6%. Esse resultado mostra a importância exercida pelo câmbio no mercado acionário brasileiro. Assim como na função impulso resposta, a taxa de câmbio é a variável que tem o maior poder explanatório sobre o Ibovespa, com parcela média na decomposição da variância do erro de previsão de 22,4%, seguida pela taxa de juros de longo prazo por parcela média de 11,3%.

Para finalizar, fica a sugestão de que novos trabalhos utilizem outras variáveis macroeconômicas, fornecendo, dessa forma, mais informações a respeito do comportamento do mercado acionário brasileiro frente às variações de nível macro.

Figura 2 – Função de impulso resposta do Ibovespa (IBOV) a impulso no preço na Selic, na TJLP, na TC, na M2 e no Ibovespa



## REFERÊNCIAS

- ACHSANI, N. A.; STROHE, H. G. Stock market returns and macroeconomic factors: evidence from Jakarta Stock Exchange of Indonesia 1990-2001. Disponível em <<http://www.pbfea2002.ntu.edu.sg/papers/2076.pdf>>. Acessado em 02 ago. 2002.
- BARROS, G. S. C. The monetary approach to the asset market determination of exchange rate, 2004. (mimeo).
- BEKAERT, G.; GARCIA, M. G. P.; HARVEY, C. R. The role of capital markets in economic growth. Rio de Janeiro: PUC/Depto. Economia. 1995. p. 53. (Texto para Discussão n. 342).
- BERNANKE, B. S. Alternative explanations of the money-income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, v. 25, p. 49-100, 1986.
- BOHN, H. A note on macroeconomic and financial markets. Disponível em <<http://www.econ.ucsb/~bohn/135/notemarkets.pdf>>. Acessado em 12 mar. 2004.
- BURGSTALLER, J. Stock markets and the macroeconomy: an empirical assessment using VAR models. Linz (Austria), 2002. Thesis (Doctoral) -- University of Linz. Disponível em <<http://www.economics.uni-linz.ac.at/burgstaller/research/diss.pdf>>. Acessado em 19 ago. 2003.
- CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P.; PERRON, P. Unit roots in the presence of abrupt governmental interventions with an application to Brazilian data. *Journal of Applied Econometrics*, v. 14, n. 1, p. 27-56, 1999.
- CHEN, N. F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, v. 59, n. 3, p. 383-403, 1986.
- 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.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. Iowa: John Wiley & Sons Inc., 1995.
- FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. *The American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.
- FERNANDES, M.; TORO, J. O mecanismo monetário de transmissão na economia brasileira pós-Plano Real. Rio de Janeiro: FGV/EPGE, 2002. p. 33. (Ensaio Econômico, 443)
- FULLER, W. A. *Introduction to Statistical Time Series*. New York: John Wiley, 1976.
- GJERDE, O.; SÆTTEM, F. Causal relations among stock returns and macroeconomic variable in a small, open economy. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, v. 9, n. 1, p. 61-74, 1999.
- GONZALO, J. Five alternative method of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, v. 60, n. 1-2, p. 203-233, 1994.
- GRÖPPO, G. S. *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o Ibovespa*. Dissertação (Mestrado). Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, USP, Piracicaba, 2004. p. 107.
- 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.
- HONDROYIANNIS, G.; PAPAPETROU, E. Macroeconomic influences on the stock market. *Journal of Economics and Finance*, v. 25, n. 1, p. 33-49, 2001.
- JÄRVINEN, J. *Essays on Industry Portfolios and Macroeconomic News*. Tampere, 2000. 137 p. Academic Dissertation – University of Tampere.
- 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. Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, v. 12, n. 2, p. 231-254, 1988.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration: with applications to the demand money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 52, n. 2, p. 169-210, 1990.
- JONES, C. M.; KAUL, G. Oil and the stock markets. *The Journal of Finance*, v. 51, n. 2, p. 463-491, 1996.
- KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P. C. B.; 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*, v. 54, n. 1-3, p. 159-178, 1992.
- LEE, B. S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *The Journal of Finance*, v. 47, n. 4, p. 1591-1603, 1992.
- MUKHERJEE, T.; NAKA, A. Dynamic relations between macroeconomic variables and the Japanese stock market: an application of a vector error correction model. *The Journal of Financial Research*, v. 18, n. 2, p. 223-237, 1995.
- NUNES, M. S.; COSTA JUNIOR, N. C. A.; SEABRA, F. Co-integração e causalidade entre variáveis macroeconômicas, risco Brasil e os retornos no mercado de ações brasileiro. In: ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, 5., 2002, Florianópolis. *Anais*. Florianópolis: Anpec Sul, 2002.
- OSTERWALD-LENUM, M. A note with quantiles of asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, v. 54, n. 3, p. 461-471, 1992.

GUSTAVO DE SOUZA GRÓPPO

PANETTA, F. The stability of the relation between the stock market and macroeconomic forces. *Review of Banking, Finance and Monetary Economics*, v. 31, n. 3, p. 417-450, 2002.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica*, v. 75, n. 6, p. 1361-1401, 1989.

PHILLIPS, P. C. B. Time series regression with a unit root. *Econometrica*, v. 55, n. 2, p. 277-346, 1987.

PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biométrie*, v. 75, n. 2, p. 335-346, 1988.

ROSS, S. A. The arbitrage theory of capital asset pricing. *Journal of Economic Theory*, v. 13, n. 3, p. 341-360, 1976.

SCHOR, A.; BONOMO, M.; VALLS PEREIRA, P. L. APT e variáveis macroeconômicas: um estudo empírico sobre o mercado acionário brasileiro. In: BONOMO, M. (Ed.). *Finanças aplicadas ao Brasil*. São Paulo: Editora FGV, 2002. p. 55-77.

SHAMSUDDIN, A. F. M.; KIM, J. H. Integration and interdependence of stock and foreign exchange markets: an Australian perspective. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, v. 13 n. 3, p. 237-254, 2003.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shocks, and the unit-root hypotheses. *Journal of Business and Economics Statistics*, v. 10, n. 3, p. 251-270, 1992.

**Artigo recebido em 22.11.2005. Aprovado em 18.07.2006.**

**Gustavo de Souza Gróppo**

Técnico de estudos e planejamento da FIEMG. Mestre em Economia Aplicada pela ESALQ/USP.

Interesse de pesquisa nas áreas de mercados financeiros e de capitais, análises de séries temporais em finanças, métodos e modelos matemáticos, econométricos e estatísticos.

E-mail: groppo@fiemg.com.br e gustavo.groppo@gmail.com

Endereço: Av. do Contorno, 4520, 5º andar, Funcionários, Belo Horizonte – MG, 30110-916.