

Texto para Discussão

Série Economia

TD-E 05 / 2009

**Cointegração e Causalidade entre Indicadores Macroeconômicos e
Índice Bovespa**

Roseli da Silva

Universidade de São Paulo
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade
de Ribeirão Preto

Reitora da Universidade de São Paulo
Suely Vilela

Diretor da FEA-RP/USP
Rudinei Toneto Junior

Chefe do Departamento de Administração
André Lucirton Costa

Chefe do Departamento de Contabilidade
Adriana Maria Procópio de Araújo

Chefe do Departamento de Economia
Walter Belluzzo Junior

CONSELHO EDITORIAL

Comissão de Pesquisa da FEA-RP/USP

Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade de Ribeirão Preto
Avenida dos Bandeirantes, 3900
14049-900 Ribeirão Preto - SP

A série TEXTO PARA DISCUSSÃO tem como objetivo divulgar: i) resultados de trabalhos em desenvolvimento na FEA-RP/USP; ii) trabalhos de pesquisadores de outras instituições considerados de relevância dadas as linhas de pesquisa da instituição. A série foi subdividida em função das principais áreas de atuação da FEA-RP/USP: Economia, Administração e Contabilidade. Veja o site da CPq na Home Page da FEA-RP: www.fearp.usp.br. Informações: e-mail: cpq@fearp.usp.br

Cointegração e Causalidade entre Indicadores Macroeconômicos e Índice Bovespa*Mário Augusto Bertella**Roseli da Silva**Renan de Almeida Magner Pereira**

Resumo: O objetivo deste trabalho é investigar se as variáveis macroeconômicas locais e externas podem explicar o comportamento do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) no período de 1995 a 2007. As variáveis macroeconômicas locais analisadas foram: índice de produção industrial, índice de inflação, taxa de juros real, risco de crédito doméstico e taxa de câmbio real. As variáveis externas foram: Standard and Poor's 500, a taxa de juros americana e o preço de petróleo. Observamos, entre outros resultados, que há uma relação positiva entre a Bovespa e a bolsa americana, uma relação negativa entre a taxa de juros americana e a bolsa brasileira e uma relação positiva entre o preço do petróleo e a Bovespa. Do lado doméstico, apenas a taxa de câmbio real mostrou uma relação negativa e significativa com a bolsa brasileira.

Palavras-chave: Cointegração; Causalidade; Indicadores macroeconômicos; Ibovespa; Modelo APT

Abstract: The purpose of this study is to investigate whether the local and external macroeconomic variables can explain the behavior of the Brazilian stock exchange during the period from 1995 to 2007. The local macroeconomic variables studied were: index of industrial production, inflation rate, real interest rate, risk of the local credit and the real exchange rate. The external variables analysed were: Standard and Poor's 500, the American interest rate and the oil price. Among other results, we concluded that there is a positive relation between the Bovespa and the American stock exchange, a negative relation between the American interest rate and the Bovespa and a positive relation between the oil price and the Brazilian stock exchange. Under the domestic side, only the real exchange rate presented a negative and significant relation with the Bovespa.

Key words: Cointegration; Causality; macroeconomic indicators; Bovespa; APT Model

JEL:G12

* Professor-Doutor da FCLAR/UNESP, Professora-Doutora da FEARP/USP e Analista Financeiro do Bradesco S/A, respectivamente.

1. Introdução

A economia global tornou-se consideravelmente mais interligada financeiramente nas últimas três décadas. A globalização financeira, medida como a soma de ativos e passivos externos brutos como participação do PIB, quase triplicou desde meados da década de 1970 (Lane e Milesi-Ferretti, 2006) ou, em termos absolutos, multiplicou-se por cerca de dez (Kose, Prasad, Rogoff e Wei, 2006). Essa integração financeira tem se dado principalmente entre os países centrais. Embora as nações de baixa e média renda também se tornaram mais integradas em termos financeiros, esse aumento tem sido mais moderado. Se, por um lado, essa elevação da integração financeira entre os países avançados atingiu pouco mais de cinco vezes como participação do PIB neste período, por outro, esse aumento entre as nações de baixa e média renda, como um todo, correspondeu ao dobro aproximadamente (Lane e Milesi-Ferretti, 2006) (em termos absolutos, vide a tabela abaixo). Note que os mercados emergentes receberam o maior fluxo de capitais entre os países em desenvolvimento.

Tabela 1: Integração Financeira Internacional: Ativos e Passivos Externos Brutos

	1980 a 1984	1990 a 1994	2000 a 2004
Todos os países (US bi de dólares)	7,1	26,4	76,1
% de IDE	15,6	17,9	21,8
% de Títulos	4,9	9,5	15,9
% de dívida	75,1	69,4	58,7
% de outros	4,4	3,3	3,6
Países Centrais (US bi de dólares)	6,1	24,0	69,4
% de IDE	16,1	17,9	21,4
% de Títulos	5,5	9,9	16,5
% de dívida	74,8	69,7	59,8
% de outros	3,6	2,5	2,3
Merc. Emergentes (US bi de dólares)	0,9	2,2	6,2
% de IDE	12	17,6	26,6
% de Títulos	1,3	6,1	10,6
% de dívida	77,9	64,6	46,6
% de outros	8,8	11,7	16,2

Fonte: Kose, Prasad, Rogoff e Wei (2006)

É de se ressaltar que os dados indicam que a composição dos ativos e passivos externos tem mudado: dos instrumentos de dívida (via bancos) para títulos de captação direta (ações, debêntures, etc) e IDE, a despeito de os instrumentos de dívida permanecerem o componente mais importante dos passivos externos.

As economias emergentes, que experimentaram um grande influxo de capital nos anos de 1990, fruto da globalização financeira, seguiram uma trajetória de aumento no consumo e

investimento, uma elevação nos encaixes reais e reservas externas, uma apreciação da taxa real de câmbio, bem como uma deterioração da conta corrente do balanço de pagamentos, como previsto em Calvo, Leiderman e Reinhart (1994). É de se mencionar que essas mesmas economias passaram por uma seqüência de crises financeiras desde meados de 1990, quais sejam, a crise do México (1994-5), a crise asiática (1997), russa (1998), brasileira (1999) e argentina (2002). Tais eventos afetaram não só os países originários da crise, mas produziram repercussões negativas em outros, na medida em que governos e empresas dos países afetados perderam acesso ao mercado internacional de capitais, por meio de contágio e/ou da existência de interligação entre os mercados acionários, principalmente.

O Brasil, assim como os demais países emergentes, sofreu as conseqüências da interrupção do influxo de capitais e o rápido êxodo de capitais decorrentes das crises acima. Em cada evento, a economia comportou-se de forma diversa, uma vez que a estrutura macroeconômica apresentava claramente uma ruptura de regimes monetário-cambiais: de 1995 a 1998, um típico *crawling peg* em que a taxa de juros respondia às crises externas; de 1999 em diante, regime de câmbio flexível e metas de inflação (implementada em julho de 1999), em que a taxa nominal de câmbio passa a ser a variável de ajuste às crises externas. Conseqüentemente, nas crises asiática e russa, a taxa de crescimento do PIB desacelerou-se, enquanto que, na crise de 1999, ocorreu uma pressão inflacionária resultado da mudança no regime cambial. Mais recentemente, em 2002, o efeito no produto foi menor, mas a inflação acelerou-se.

Os mercados financeiros, em especial os mercados de ações, em sua constante reavaliação do valor dos ativos domésticos, refletem esta conjunção de fatores em seu movimento diário, e a questão que se coloca é imediata e de relevância inquestionável para a tomada de decisão: de que depende, em termos macroeconômicos locais e externos, a valoração dos ativos (precificação de ações) de uma economia, por meio de sua bolsa de valores? Dito de outra forma, há indicadores antecedentes que se identificáveis empiricamente poderiam ajudar a compreender e a prever o movimento da bolsa de valores? Ou ainda, considerando que a macroeconomia é um sistema complexo de inter-relações e efeitos causais, o processo estocástico gerador da série temporal expressa num índice agregado da bolsa de valores é um simples passeio aleatório univariado?

O objetivo deste artigo é buscar respostas a tais questões, a partir de um instrumental empírico multivariado, considerando a possibilidade de que tanto as variáveis macroeconômicas domésticas quanto as externas apresentem correlações significantes, de curto e/ou longo prazos, com o índice agregado de liquidez da bolsa de valores brasileira (Ibovespa). Em especial, o estudo se propõe a testar a causalidade dessas variáveis sobre este índice acionário. Para tal, o trabalho está estruturado como se segue: a próxima seção apresenta uma revisão da literatura, a seção seguinte faz uma breve

incursão sobre a metodologia a ser usada e a quarta seção faz uma apresentação dos dados e das relações esperadas. Em seguida, é feita uma análise dos resultados empíricos. A última seção tece as considerações finais.

2. Mercado de Ações, Macroeconomia e Interligações Internacionais

Um número significativo de estudos avalia as relações entre o mercado acionário e as variáveis macroeconômicas. Os modelos-padrão de precificação das ações são descritos como fluxos de caixa futuros descontados, ou seja, $P_0 = \sum_t E(c_t)/(1 + k_t)^t$. Mudanças nas forças sistemáticas afetam o preço da ação, P_0 , por meio dos fluxos de caixa esperados, $E(c_t)$, e/ou através da taxa de retorno requerida, k_t . Esta última relaciona-se tanto com o nível das taxas de desconto como com os *spreads* da estrutura a termo das diferentes maturidades. Sob esta abordagem, o mercado acionário é tomado como endógeno, e um importante objetivo é revelar quais forças sistemáticas são mais importantes.

Para os EUA do pós-guerra, um resultado bem estabelecido é aquele que apresenta uma correlação negativa significativa entre inflação e retornos acionários (Fama e Schwert, 1977). Fama (1981) alegou que esse resultado é meramente uma *proxy* de uma relação mais fundamental entre a atividade econômica antecipada e os retornos acionários. Geske e Roll (1983) argumentaram o motivo pelo qual o sinal do preço das ações altera-se em ambientes de expectativas inflacionárias. Kaul (1987) fornece evidências de que essa relação negativa é causada por efeitos da demanda de moeda e oferta monetária anticíclica.

Este resultado foi replicado dentro de um arcabouço APT (*Arbitrage Pricing Theory*) por Chen et al. (1986) e por James et al. (1985), que estimaram um modelo VAR (Vector Autoregressive Model). Contrariamente a esses estudos, Lee (1992) permitiu um papel separado para as taxas de juros e encontrou que os retornos acionários explicam pouca mudança na taxa inflacionária, ao passo que as taxas de juros explicam uma fração substancial, de forma que a inflação responde negativamente aos choques nas taxas reais de juros. Balduzzi (1995) concluiu que a inflação, por si só, é responsável pela maior parte da interação dinâmica com os retornos acionários e que a taxa de juros responde por significativa fração da correlação negativa entre os retornos das ações e a inflação. Adicionalmente, Fama (1981) e Lee (1992) encontraram uma relação positiva entre o retorno acionário e a atividade econômica com defasagem. A relação entre as taxas de juros reais e o preço das ações, para eles, é menos clara. Enquanto Chen et al. (1986) concluíram que o mercado acionário responde, de forma

negativa, a variações nas taxas de juros reais de longo prazo, Lee (1992) encontrou que as taxas de juros reais pouco explicam os retornos acionários.

Os estudos sobre os mercados acionários de outros países têm se baseado, em sua maioria, no trabalho de Chen et al. (1986). Hamao (1988), para o mercado japonês, encontrou fortes evidências entre os preços das ações e as variáveis macroeconômicas, exceto para o caso da produção mensal. Por outro lado, Martinez e Rubio (1989), para o caso espanhol, não encontrou relação significativa entre o retorno das ações e as variáveis macroeconômicas. Poon e Taylor (1991) também não foram capazes de explicar os retornos das ações na Grã-Bretanha pelos fatores usados em Chen et al. (1986). Kaneko e Lee (1995), ao reexaminar os dados para os EUA e Japão utilizando oito variáveis pelo sistema VAR, encontraram que as taxas de juros e a taxa de crescimento da produção industrial são correlacionadas de forma significativa nos EUA. No Japão, entretanto, variáveis internacionais tornaram-se mais importantes. De modo contrário às evidências de Hamao (1988), mudanças no preço do petróleo, termos de troca e taxas de câmbio foram significantes nos retornos acionários no mercado japonês. Jones e Kaul (1996) investigaram a resposta do mercado de ações decorrentes de alterações no preço do petróleo nos EUA, Canadá, Grã-Bretanha e Japão. Os autores concluíram que os mercados acionários americano e canadense são racionais no sentido de que as respostas aos choques do petróleo podem ser completamente absorvidos nos fluxos de caixa atuais e futuros. Na Grã-Bretanha e Japão, entretanto, os mercados de ações têm reações exageradas a novas informações sobre os preços do petróleo.

Para o caso brasileiro, Schor et al. (2004) testaram um modelo de fatores macroeconômicos, tal como em Chen et al. (1986). As variáveis macroeconômicas escolhidas foram risco de crédito, inflação inesperada, taxa real de juros e produção industrial, além do excesso de retorno da carteira de mercado. A restrição de que o único fator explicativo é a carteira de mercado é rejeitada, ao passo que a restrição que o modelo linear de fatores impõe aos retornos médios é aceita. O estudo conclui que os prêmios de risco estimados dos fatores não são significativamente diferentes de zero, o que pode levar a aceitar a hipótese de que os fatores macroeconômicos escolhidos, embora relevantes para explicar o risco, sejam pouco importantes para explicar o preço das ações no Brasil. Em outro estudo para o Brasil (Nunes et al., 2005), os autores verificaram que os retornos do mercado acionário não representam *hedge* para a inflação esperada, embora tenham constatado a influência do mercado de ações sobre a taxa inflacionária. Além disso, mostraram que índice Bovespa e PIB real não possuem relação significativa; todavia, verificaram uma relação importante entre a taxa de câmbio real e *spreads* do C-Bond com o mercado de ações.

Por outro lado, a partir dos anos noventa, os mercados financeiros internacionais apresentaram um nível cada vez mais elevado de interligação e contágio. A interligação entre mercados financeiros internacionais tem também sido tema recorrente de trabalhos teóricos e empíricos. As possibilidades de diversificação do risco levam à hipótese de que os mercados acionários domésticos já estejam apresentando uma significativa associação de longo prazo e de que a interdependência de curto prazo, que se revela nas relações dinâmicas entre esses mercados, também possa ser significativa.

Há que se ressaltar que os estudos, tanto teóricos quanto empíricos, sobre esse tema dividem-se em duas grandes áreas: interdependência e contágio. Forbes e Rigobon (1999 e 2000) discutem a literatura sobre contágio, mostrando que não há consenso sobre o que exatamente constitui o contágio ou como ele deveria ser definido. Os mesmos autores apontam que uma definição preferida do termo tem sido a de propagação de choques em excesso ao que poderia ser explicado pelos fundamentos. Os autores sintetizam três metodologias clássicas para testar o contágio ou a interligação entre mercados acionários: correlação entre os retornos; análise de cointegração e modelos de volatilidade.

A literatura devotada à avaliação dessa hipótese por meio da análise da relação de longo prazo tem, em geral, utilizado a metodologia econométrica de cointegração para pares de mercados acionários ou multivariada para um conjunto deles, a fim de buscar evidências empíricas sobre ela. Todavia, as evidências para essa relação de longo prazo, esse possível co-movimento entre os mercados acionários, são diversas e dependem muito da técnica econométrica empregada, bem como dos mercados em análise e das amostras selecionadas.

Da literatura sobre o assunto, destaca-se a seguir aquela devotada ao caso brasileiro e/ou latino-americano. Fernandez-Serrano e Sosvilla-Rivero (2002) examinam as interligações entre os seis maiores mercados latinos (Argentina, Brasil, Chile, México, Peru e Venezuela) e os EUA (representado por dois índices do mercado acionário, o Dow Jones e o Standard and Poors 500), num procedimento bivariado também com técnicas recentes que permitem mudanças estruturais nas relações de longo prazo, para o período de 1995 a 2002. Obtêm resultados conflitantes: não considerando quebra estrutural, só encontram cointegração entre os casos de Brasil e México com SP500; já no caso em que incorporam a possibilidade de quebra estrutural, encontram forte evidência entre Argentina, Chile e Venezuela com o Dow Jones depois de 1998 e Brasil e SP500 antes de novembro de 1997, bem como alguma cointegração marginal entre México e SP500 antes de outubro de 1999.

Tabak e Lima (2002) avaliaram a cointegração, segundo a metodologia de Johansen (1991), entre os mercados acionários latino-americanos, especificamente os de Argentina, Brasil, Chile,

Colômbia, Peru, México e Venezuela, e o mercado dos EUA, para o período de 03 de janeiro de 1995 a 01 de março de 2001 e encontram evidências de que não há uma relação de longo prazo significativa entre esses mercados.

Utilizando outra metodologia econométrica (modelo de fatores dinâmicos comuns), Rocha e Sekkel (2005) avaliam a interligação entre 24 mercados acionários de 21 países diferentes. Concluem que a proporção da variância causada por componentes comuns varia significativamente entre os países, evidenciando que o nível de integração dinâmica tem uma correlação positiva com o desenvolvimento geral do país, de forma que a diversificação de portfólio ainda seria possível entre países desenvolvidos e em desenvolvimento. Os autores também observaram que os mercados acionários de países em desenvolvimento apresentam componente comum influenciado por choques de baixa frequência, enquanto que os mercados de países desenvolvidos são influenciados por choques de alta frequência, o que, segundo os autores, poderia ser a explicação para a ausência de comovimentos (cointegração) entre os mercados acionários de países desenvolvidos e em desenvolvimento.

Fasolo (2006) avalia o tema para uma amostra de dados diários de Estados Unidos, Brasil, México, Argentina e Chile, no período de primeiro de agosto de 1994 a cinco de maio de 2003, aplicando a metodologia de modelos de volatilidade GARCH. Encontra evidências de que apenas as crises russa e asiática expressaram movimento de contágio nos mercados latinos, enquanto que as crises internas ao grupo mostraram evidências distintas: as crises argentina e mexicana não foram evidenciadas como fontes de contágio, enquanto que a brasileira mostrou-se como um fenômeno de interligação entre os mercados.

Das evidências anteriores, conclui-se pela necessidade de uma avaliação empírica geral sobre os possíveis indicadores antecedentes do mercado de ações brasileiro, identificando as variáveis que guardam relações significantes de longo prazo, bem como as que podem servir de informação prévia sobre o movimento futuro de tal mercado, por meio de efeitos de precedência temporal significantes, sejam tais variáveis representativas do ambiente macroeconômico doméstico, sejam do externo.

3. Metodologia Empírica

A metodologia econométrica adequada para endereçar respostas às questões levantadas neste estudo é a de cointegração e causalidade-Granger multivariada. Nela, o processo estocástico gerador dos dados é representado por uma função densidade de probabilidade conjunta, $\Phi(X)$, (X é o vetor de

N variáveis endógenas). Tornou-se padrão na literatura aplicada, realizar a análise da presença de tendência estocástica individualmente para cada série, por meio de testes de raiz unitária, embora o procedimento de cointegração de Johansen (1991) seja suficiente para identificar se há ou não tendência estocástica, inclusive com mais robustez que os testes individuais, por ser um procedimento conjunto. Para manter o padrão e obter informações úteis na modelagem do modelo Vetor Autorregressivo (VAR), tais como presença ou não de tendência determinista e defasagens ótimas, procedeu-se inicialmente aos testes de raiz unitária.

Para avaliar as condições de estacionariedade das séries temporais, considerando os problemas de baixo poder e distorção de tamanho dos tradicionais testes Augmented Dickey-Fuller (ADF), Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (KPSS), amplamente apontados na literatura sobre o assunto¹, serão aplicados testes mais robustos. O primeiro, desenvolvido a partir da linhagem ADF, e que permite um estudo adequado da presença de componentes deterministas, será o teste ERS ou DF-GLS (Elliott, Rothenberg, and Stock, 1996) que propõe uma modificação simples ao aplicar o ADF à série temporal previamente filtrada de seus componentes deterministas.

O segundo teste, proposto por NG e Perron (1996 e 2001), segue a metodologia não-paramétrica dos testes PP (Phillips-Perron), em que a matriz de variância dos estimadores dos parâmetros da equação de teste é consistente com heterocedasticidade e autocorrelação. Os autores propõem tratar os problemas associados aos testes usuais construindo estatísticas de testes para a série sem os componentes deterministas (estimados com uso de GLS, como no caso anterior).

Sendo as variáveis em X integradas de primeira ordem ($I(1)$), ou seja, variáveis que apresentam uma tendência estocástica, pode existir uma relação de longo prazo entre elas que será expressa por até $N-1$ vetores de cointegração. Para tal análise, parte-se de um Vetor Autorregressivo (VAR) de ordem k :

$$X_t = \sum_{i=1}^k X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 1}$$

onde $\varepsilon_t \sim \text{Niid}(0, \Sigma)$, ou seja, os resíduos do VAR devem ser independentes e normalmente distribuídos. Porém, para a validade assintótica das distribuições, basta que os resíduos sejam ruídos brancos (médias nulas, variâncias constantes e não autocorrelacionadas – isto é, $\Sigma = \sigma^2 I$). É possível, conforme a equação 2, modelar uma tendência determinista em conjunto. A adequada especificação do VAR é, então, a segunda etapa do trabalho empírico (a primeira é a verificação da ordem de

¹ Veja, por exemplo, Maddala e Kim (2003), que apresentam uma boa revisão desta literatura.

integração), que utiliza critérios de informação para a seleção da defasagem adequada e testes específicos para a presença de tendência determinista, bem como testes de estabilidade do sistema.

Na presença de séries temporais com raiz unitária (tendência estocástica), o VAR pode ser adequadamente reparametrizado como um modelo de correção de erro (VECM), representado por:

$$\Delta X_t = \mu_0 + \mu_1 t + \Pi_k X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad \text{Eq. 2}$$

A análise de cointegração, nesta metodologia proposta por Johansen (1991), é então realizada por meio de testes sobre o posto da matriz de coeficientes das variáveis em nível defasadas de 1 período, Π_k , que representa as propriedades de longo prazo do sistema, enquanto que Π_i , $i = 1, \dots, k-1$, representam o comportamento dinâmico de curto prazo. Se o posto da matriz Π_k é nulo, o sistema é não estacionário, porém sem qualquer relação de longo prazo identificável, e um modelo econométrico deve ser construído para as primeiras diferenças das variáveis; se o posto é pleno (neste caso, $N-1$), o sistema em nível já é estacionário; se o posto é reduzido (menor que $N-1$), há relações de longo prazo (vetores de cointegração) que tornam o sistema estacionário.

Para testar a existência e o número de vetores de cointegração, aplicou-se a estatística do traço (Johansen, 1988), mais robusta na ausência de normalidade:

$$\text{Traço} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad \text{Eq. 3}$$

onde T é o tamanho da amostra; r = número de vetores de cointegração distintos, $\lambda_1, \dots, \lambda_N$ são as N correlações canônicas ao quadrado entre X_{t-p} e ΔX_t , em ordem decrescente. Se o valor computado da estatística de traço é menor que o valor crítico, não se rejeita a hipótese de r vetores de cointegração.

Ainda que a ocorrência de mudanças estruturais nas séries temporais do modelo possa resultar em instabilidade das estatísticas de teste do traço, prejudicando a inferência sobre a presença de raiz unitária, o posto de cointegração e os parâmetros do espaço de cointegração, o presente trabalho não avalia os efeitos de tais choques, sabendo-se, de antemão, que os resultados obtidos são condicionais a tal restrição.

A partir da reparametrização VECM, podem-se testar restrições lineares para a precedência temporal (causalidade-Granger) bem como avaliar o impacto de um choque ortogonal em cada uma das variáveis componentes do modelo final sobre a série de interesse, o índice da bolsa de valores, por meio das funções resposta ao impulso.

4. Dados Utilizados e Relações Esperadas

Temos ressaltado tratar-se de uma questão empírica a possibilidade de relação entre determinados indicadores econômicos e os retornos do mercado acionário. O desempenho econômico das empresas e/ou o preço de suas ações são determinados pela conjuntura econômica nacional e internacional. A capacidade de gerarem fluxos de caixa depende da interação entre fatores microeconômicos e variáveis macroeconômicas.

No presente estudo, damos atenção aos aspectos macroeconômicos domésticos e as influências internacionais, advindas de possíveis interligações entre os mercados acionários, aqui expressa no indicador de liquidez da bolsa americana. O cenário macroeconômico influencia diretamente a atividade econômica e as expectativas sobre este se relacionam aos fatores de risco de investimento e empreendimento. Ademais, a conjuntura da economia pode favorecer a capitalização das empresas via mercado primário ao mesmo tempo em que os investidores devem captar alterações em nível macroeconômico para avaliar seus investimentos no mercado secundário.

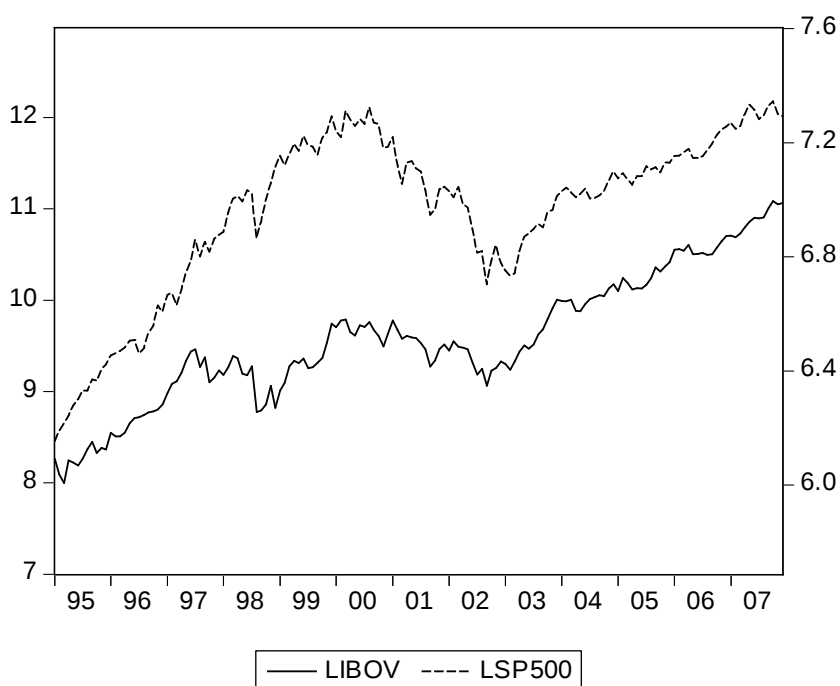
A valoração dos ativos domésticos no mercado de ações terá como *proxy* o índice de mercado da Bolsa de Valores de São Paulo – Ibovespa. A revisão bibliográfica apresentada relaciona o comportamento deste a uma série de variáveis. Abaixo, será desenvolvida justificativa sobre as relações *a priori* das variáveis e os determinantes no comportamento do preço das ações (as séries que não mensuradas em taxas são tomadas em logaritmo, expresso pelo prefixo L no nome da variável). As variáveis relevantes à análise dividem-se em dois grupos. O grupo de variáveis domésticas é composto por índice de produção industrial (LPROD), IPCA, Selic real (SELICR), risco de crédito doméstico (CRED) e câmbio real (LCBR); para o grupo de variáveis externas, S&P 500 (LSP500), taxa de juros americana (EUAJ) e preço do petróleo (LPET).

Os dados que foram coletados para pesquisa e testes econométricos apresentam periodicidade mensal; a amostra compreende o período de janeiro/1995 até dezembro/2007 (156 observações). Os dados encontram-se disponíveis no site do IPEA (<http://www.ipeadata.gov.br/>), com exceção dos índices estrangeiros (como o S&P 500), porém seguem as fontes originais de onde foram coletados.

No grupo de variáveis domésticas, temos: índice de produção industrial (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física - IBGE/PIM-PF); IPCA (Índice de Preços ao Consumidor Ampliado – Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor - IBGE/SNIPC); Selic real (elaboração própria a partir do IPCA e da taxa nominal disponível em Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado financeiro e de capitais - BCB Boletim/M.Finan.); risco de crédito doméstico (elaboração própria a partir da Selic e da taxa do CDB disponível em Banco Central do Brasil, Boletim, Seção mercado

financeiro e de capitais - BCB Boletim/M. Finan.); câmbio real (Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos - BCB Boletim/BP). No grupo de variáveis externas, encontram-se: S&P 500 (Yahoo Finance); taxa de juros americana (Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics - FMI/IFS); preço do petróleo (Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics - FMI/IFS - Internacional).

Gráfico I – Ibovespa e S&P500 (escala da direita), ambos em logaritmo.

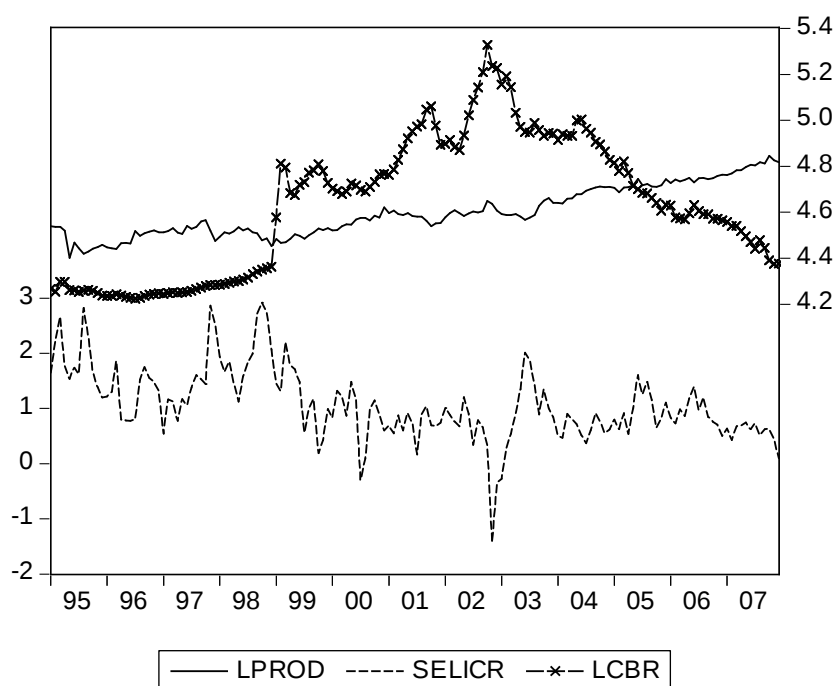


O S&P 500 (Standard & Poor's 500) consiste num índice ponderado de valor de mercado, representativo de 500 ações escolhidas por tamanho de mercado, liquidez e representação de grupo industrial no mercado norte-americano. A variação do índice deve impulsionar os preços das ações em outros mercados, além do americano. Considerando que o índice incorpora a confiança no desempenho do mercado acionário e na economia mundial como um todo, esperamos uma relação positiva com o Ibovespa.

Como se pode perceber, no Gráfico I, os anos de 1997, 1998 e 1999 são marcados por queda acentuada nos índices em razão das crises asiática, russa e brasileira, respectivamente. Os anos que seguem também são marcados por tendência decrescente dos índices provocada pelo estouro da bolha do setor de tecnologia (2000), ataques terroristas nos Estados Unidos (2001) e pelas fraudes contábeis em grandes corporações americanas e européias (2002). A inflexão da tendência acontece somente em

meados de 2002. Ademais, observamos uma forte correlação entre ambos os índices em todo o período.

Gráfico II - Produção industrial (LPROD), taxa de juros real (SELICR) e câmbio real (LCBR)



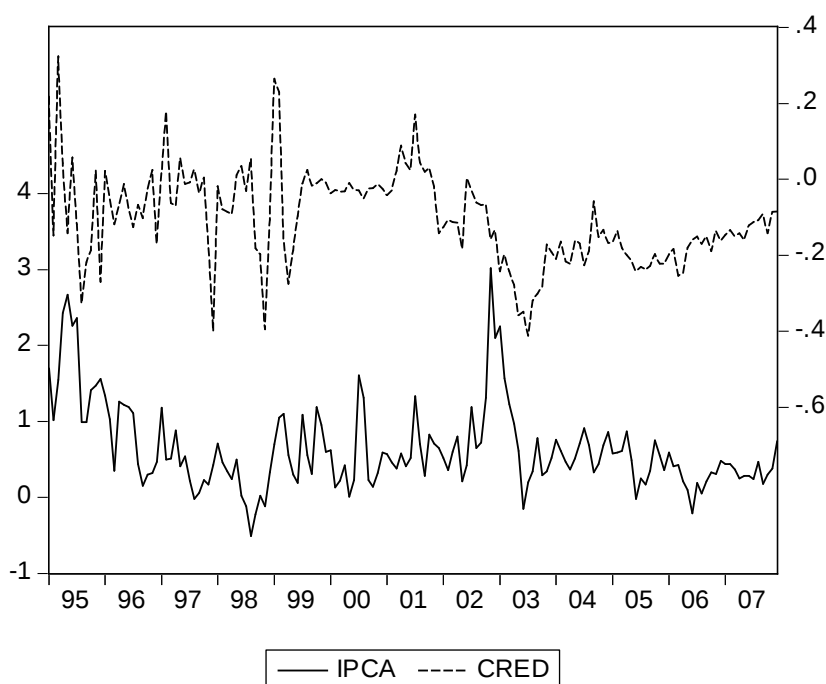
O índice de produção industrial (indústria geral, índice de quantum dessazonalizado, com base na média de 2002) é utilizado como *proxy* da atividade econômica. A capacidade produtiva da economia está relacionada com a realização de lucros das empresas, o que por sua vez contribui à habilidade das firmas em gerarem fluxos de caixa. Portanto, esperamos uma relação positiva entre a produção industrial e o retorno das ações.

A taxa de juros básica da economia brasileira, Selic, faz parte do modelo na medida em que incorpora a taxa livre de risco. Um aumento na taxa de juros aumenta o prêmio de risco exigido pelos investidores no mercado acionário. A redução na demanda por ações pela substitutibilidade de ativos de renda variável para papéis de renda fixa diminui o preço das ações. A maioria das empresas financia a compra de ativos através de empréstimos. Um aumento no custo de oportunidade dos empreendimentos desincentiva a expansão da atividade e deve reduzir a margem de lucros se estas não conseguirem repassar os custos aos preços. Portanto, espera-se uma relação significativamente negativa.

A relação esperada entre a taxa de câmbio real e o retorno acionário é negativa. A depreciação da moeda doméstica gera um aumento na demanda por produtos brasileiros no exterior. As firmas devem se beneficiar com o aumento da exportação no longo prazo, assumindo que a demanda pelas exportações é suficientemente elástica.

O crescimento do Produto Interno Bruto no Brasil foi próximo da estagnação no período que se caracterizou pelas crises internacionais, volatilidade cambial com câmbio desvalorizado até meados de 2002 e elevadas taxas de juros reais. Como observado no Gráfico II, diante desse quadro de incerteza, a autoridade monetária recorria sucessivamente à elevação na taxa de juros para compensar o prêmio de risco dos investidores estrangeiros e inibir possíveis pressões inflacionárias, comprometendo o nível de produto e emprego.

Gráfico III – Inflação (IPCA) e risco de crédito doméstico (CRED) - (% a.m.)

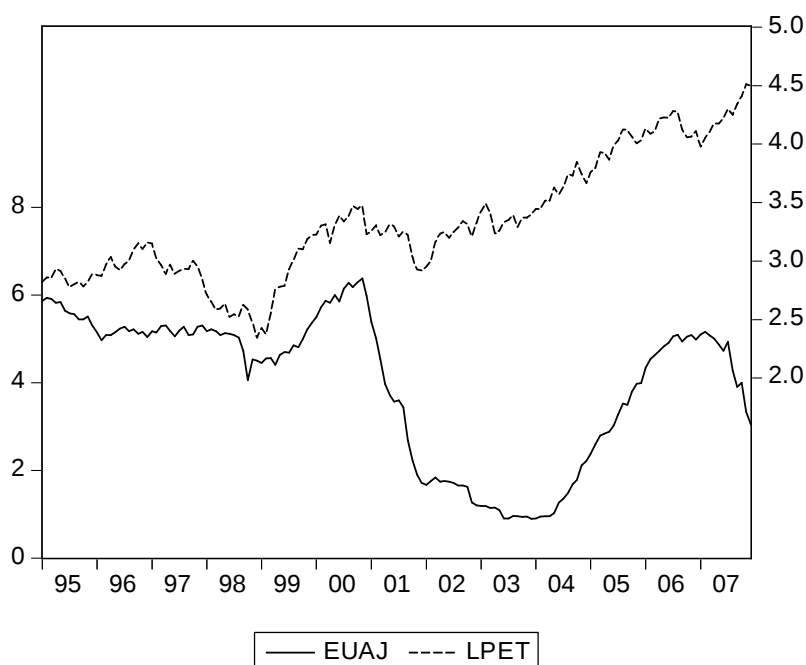


A taxa de inflação representada pelo IPCA deve ter uma relação negativa com o preço das ações. O aumento na inflação deve influenciar o governo a adotar políticas contracionistas, elevando os juros os quais, por sua vez, representam a taxa livre de risco na economia e a taxa de desconto no modelo de precificação das ações. Espera-se que o ganho no fluxo de caixa decorrente do aumento da inflação não compense o efeito, uma vez que o preço dos insumos e custos deve se ajustar mais rapidamente.

Assim como a taxa de juros, o risco de crédito é um determinante negativo. O risco de crédito configura-se como a incerteza em relação à capacidade e à pretensão do tomador honrar o pagamento dos juros e/ou principal do empréstimo obtido. Obtemos o risco de crédito pela diferença entre a taxa de juros do CDB *proxy* dos rendimentos nominais das principais aplicações financeiras e a taxa de juros em termos nominais *proxy* da taxa livre de risco da economia. O aumento no risco não só gera prejuízos financeiros às empresas e instituições financeiras listadas em bolsa como gera incertezas em relação à atividade econômica futura. No cenário de incerteza, a tendência de migrar de investimentos de renda variável para ativos mais seguros consolida a relação inversa que esperamos.

O Gráfico III retrata uma elevada volatilidade ao longo do período em estudo em ambas as variáveis. Os períodos com inflação elevada devem caracterizar cenários de maior incerteza; sendo a taxa de juros o principal instrumento de política monetária no regime de metas de inflação, adotado no Brasil a partir de 1999, a elevação dos juros é utilizada para frear a elevação dos preços, elevando o risco de crédito. Nos anos de 1995, 1999 e 2002, observa-se aumento acentuado no risco de crédito, ao mesmo tempo, estes anos caracterizam-se como período de maior volatilidade do IPCA.

Gráfico IV – Taxa de juros americana (EUAJ) e preço do petróleo (LPET)



O fundamento das condições macroeconômicas brasileiras para garantir credibilidade aos investimentos estrangeiros deve ter uma relação de causalidade com a conjuntura internacional. A taxa

de juros internacional, representada pela taxa de juros americana, deve apresentar relação negativa aos retornos do mercado acionário brasileiro. Afinal, os papéis americanos associados a menores riscos são alternativas recorrentes diante de ataques especulativos e crises internacionais. Por conseguinte, uma redução da taxa de juros americana representa maior disponibilidade de recursos e investimentos a outros países, através da diversificação de *portfolio* dos investidores internacionais para os países emergentes. Caso o Brasil seja capaz de fortalecer sua situação fiscal e estabilidade monetária, a elasticidade aos juros internacionais deve diminuir.

O preço do petróleo deve ser matéria controversa. À medida que uma elevação do preço aumenta os custos de produção das empresas, diminuindo os fluxos de caixa, ter-se-á uma relação negativa. Porém, para países exportadores da matéria-prima, o aumento das divisas poderia compensar esse efeito. No Brasil, as ações da Petrobrás participam significativamente na composição do Ibovespa (cerca de 16%) e um aumento no preço do petróleo poderia aumentar o retorno deste. Por conseguinte, há uma ambigüidade no efeito líquido dessa variável a ser testada empiricamente.

Através do Gráfico IV, observamos que o preço do petróleo no mercado internacional apresentou um crescimento expressivo sobretudo a partir de 1999 e intensificando-se em 2003. Em linhas gerais, o crescimento vertiginoso de países como China e Índia, do lado da demanda, a guerra do Iraque e motivos político-econômicos dos membros da OPEP, do lado da oferta, contribuíram para a escalada do preço do petróleo. O efeito desse aumento gera um ambiente de incertezas nos mercados financeiros internacionais associando problemas políticos e aumentos nas taxas de inflação de diversos países.

Em relação à taxa de juros americana, diante das crises internacionais, o ataque terrorista de 11 de setembro e o período de baixa nas bolsas de valores americanas, período que compreende os anos de 2001 e 2003, a fim de evitar uma recessão nos Estados Unidos, o *Federal Reserve* reduziu a taxa de juros dos fundos federais a 1% ao ano, buscando estimular o crédito e evitar uma fuga ainda maior dos investimentos estrangeiros. A partir daí, a taxa de juros aumenta voltando a patamares mais elevados tentando frear qualquer possível recrudescimento da inflação doméstica.

5. Evidências empíricas

A avaliação das condições de estacionariedade das séries em estudo constitui a primeira etapa do trabalho empírico, com a aplicação dos testes DF-GLS e Ng-Perron, conforme explicitado na seção metodológica. Os resultados são reportados na Tabela 2.

Tabela 2: Testes de não-estacionariedade: especificações e estatísticas

	Especificações		Estatísticas de Teste	
	Defasagens ¹	Componentes Deterministas	DF-GLS	Ng-Perron
LIBOV	0	Constante e tendência linear	-2,17	-9,23
LPROD	1	Constante e tendência linear	-1,57	-5,55
IPCA	2	Constante	-1,84 *	-7,28 *
SELICR	4	Constante	-2,10 * *	-10,11 * *
LCBR	2	Constante	-0,76	-1,35
CRED	5	Constante	-0,72	-0,46
LSP500	0	Constante e tendência linear	-0,92	-1,64
EUAJ	3	Constante e tendência linear	-2,24	-12,69
LPET	0	Constante e tendência linear	-1,50	-5,15

1. Iniciando a partir de 6 defasagens, seleção por MAIC.

Rejeição de raiz unitária: * *nível de significância de 5%; *nível de significância de 10%

Os resultados dos testes DF-GLS e Ng-Perron permitem concluir pela presença de uma raiz unitária no processo gerador de cada série utilizada, num nível de significância de 5%, exceto para a taxa de inflação IPCA (a 10%) e para a de juros real. Dois pontos chamam a atenção e servem de subsídios para a formulação inicial do VAR: primeiro, a dinâmica de curto prazo das séries dos índices das bolsas doméstica e americana e dos preços do petróleo é nula, o que indica, juntamente com a presença da raiz unitária, um comportamento muito semelhante de longo prazo com tendência determinista quadrática em nível; segundo, a inspeção gráfica das séries indica a presença de uma quebra estrutural na série LCBR (associada à mudança de regime cambial de janeiro de 1999), o que afeta os resultados dos testes acima e requer uma atenção maior para o comportamento dos resíduos do VAR frente à necessidade de se modelar tal quebra.

Não se investigaram os efeitos de quebras estruturais sobre os resultados dos testes de raiz unitária porque a análise econométrica seguiu em nível multivariado, o que permitiu uma avaliação mais robusta das fontes de não-estacionariedade. Dessa forma, estimou-se um VAR partindo da especificação mais geral, com presença de componentes deterministas quadráticos e 06 defasagens. Os critérios de informação FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SIC (Schwarz information criterion) e HQ (Hannan-Quinn information criterion)), primeira informação da qualidade de ajustamento investigada para determinar a defasagem adequada, apontaram apenas uma defasagem (AIC indicou doze defasagens).

No entanto, a informação dada pelos critérios deve ser confrontada com as advindas das demais características esperadas no VAR: estabilidade, normalidade e comportamento de ruído branco

para os dos resíduos, ao menos em conjunto. A avaliação do comportamento dos resíduos, por meio do teste de Wald conjunto, indicou a relevância da quinta defasagem para o VAR, que apresentou os seguintes resultados para os testes de especificação:

Tabela 3: Testes de especificação para o VAR

Especificação: 5 defasagens, componentes deterministas quadráticos			
Critério	Estatística	p-valor	
Estabilidade: maior raiz característica	0,9684		
Teste de Wald de exclusão de defasagens (5a. Ordem)	111,938	1,30%	
Teste conjunto de assimetria	14,762	9,77%	
Teste conjunto de curtose	122,089	0,00%	
Teste de Normalidade conjunto (Jarque-Bera)	136,85	0,00%	
Teste de Heterocedasticidade	4997,39	48,78%	

O modelo, assim especificado, mostrou estabilidade (todas as raízes características dentro do círculo unitário); ausência de autocorrelação nos resíduos; razoável comportamento de simetria, embora a normalidade não tenha sido alcançada devido à presença de alguns possíveis *outliers*, responsáveis provavelmente pelo comportamento distinto de curtose em relação a uma distribuição normal; e ausência de heterocedasticidade.

Avaliou-se em seguida a possibilidade de que, do conjunto de séries modelado, algumas pudessem ser de fato $I(0)$, não apresentando uma raiz unitária, condição necessária para a ocorrência de cointegração. Neste ponto, a aderência de cada uma das séries a sua representação auto-regressiva deve ser considerada:

Tabela 4: Ajustamento das séries pelo VAR proposto.

	LIBOV	LPROD	IPCA	SELICR	CRED	LCBR	LSP500	EUAJ	LPET
R2 Ajustado	0,982	0,98	0,679	0,732	0,65	0,988	0,974	0,991	0,98

Os resultados destacados em negrito mostram séries que, no contexto multivariado, parecem não apresentar uma raiz unitária. As séries IPCA e SELICR confirmaram os testes de raiz unitária anteriores, porém a série CRED apresentou resultado discrepante. Optou-se por tratá-la como $I(0)$, avaliando os impactos de tal escolha sobre o comportamento do modelo em conjunto.

O VAR foi, então, reespecificado, tratando as séries IPCA, SELICR e CRED, de suas primeira à quinta defasagens, como exógenas e, portanto, não mais como uma equação no VAR.

Realizou-se, assim, o teste do traço para as seis séries restantes, cujo resultado é reportado abaixo, seguindo a metodologia de Johansen:

Tabela 5: Teste do traço de cointegração

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	Critical Value	Prob.**
None *	0.327897	110.5229	107.3466	0.0304
At most 1	0.143586	50.52399	79.34145	0.8910
At most 2	0.101547	27.11886	55.24578	0.9749
At most 3	0.057104	10.94957	35.01090	0.9962
At most 4	0.013247	2.070876	18.39771	0.9997
At most 5	0.000379	0.057211	3.841466	0.8109

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

O teste evidencia a existência de 01 vetor de cointegração, sob o qual restringimos o VAR, reespecificando-o num modelo de correção, cujos resultados sintéticos são reportados na tabela 6.

Tabela 6: Vetor de cointegração e velocidades de ajustamento.

Vector Error Correction Estimates						
Cointegrating Eq:	CointEq1					
LIBOV(-1)	1.000000					
LPROD(-1)	-0.512713					
	(0.80828)					
	[-0.63433]					
LCBR(-1)	0.709779					
	(0.15011)					
	[4.72848]					
LSP500(-1)	-1.588.076					
	(0.17174)					
	[-9.24705]					
EUAJ(-1)	0.118644					
	(0.02672)					
	[4.44038]					
LPET(-1)	-0.755448					
	(0.12225)					
	[-6.17933]					
@TREND(95M01)	0.000853					
C	2.530737					
Error Correction:	D(LIBOV)	D(LPROD)	D(LCBR)	D(LSP500)	D(EUAJ)	D(LPET)
CointEq1	-0.376797	0.009251	-0.098104	0.021084	-0.243386	-0.063827
	(0.10666)	(0.01794)	(0.03744)	(0.04735)	(0.18761)	(0.08672)
			[-		[-	[-
	[-3.53283]	[0.51570]	2.62064]	[0.44528]	1.29733]	0.73603]

Standard errors in () & t-statistics in []

Sample (adjusted): 1995M06 2007M12 (151 obs.)

Inicialmente, observamos que a variável produto doméstico não parece pertencer ao vetor de cointegração. Realizou-se, então, um teste de restrição (proporção de Lagrange) sobre os coeficientes do vetor de cointegração, sob a hipótese nula de que o coeficiente de tal série fosse zero, resultando em estatística LR de 0,267 e valor de probabilidade de 60%, não rejeitando a hipótese nula.

A partir de tal resultado, o modelo de correção de erros foi re-especificado com a exclusão da série LPROD da relação de longo prazo e sua inclusão, em primeira diferença, apenas como variável explicativa da dinâmica de curto prazo. Os resultados são mostrados na tabela 7.

Tabela 7: Vetor de cointegração e velocidades de ajustamento, sem LPROD.

Vector Error Correction Estimates					
Cointegrating Eq:	CointEq1				
LIBOV(-1)	1.000000				
LCBR(-1)	0.727653 (0.12457) [5.84125]				
LSP500(-1)	-1564445 (0.18140) [-8.62425]				
EUAJ(-1)	0.120737 (0.02626) [4.59756]				
LPET(-1)	-0.812949 (0.11139) [-7.29798]				
@TREND(95M01)	0.000144				
C	0.165489				
Error Correction:	D(LIBOV)	D(LCBR)	D(LSP500)	D(EUAJ)	D(LPET)
CointEq1	-0.381996 (0.10221) [-3.73751]	-0.090153 (0.03619) [-2.49125]	0.013665 (0.04567) [0.29923]	-0.242689 (0.18075) [-1.34264]	-0.048682 (0.08367) [-0.58182]

Standard errors in () & t-statistics in []

Sample (adjusted): 1995M06 2007M12 (151 obs.)

Estes resultados mostram que há uma relação de longo prazo entre os níveis do índice da bolsa doméstica e da bolsa americana, positiva e significativa, indicando não haver a possibilidade de arbitragem no longo prazo. Além disso, a taxa de juros americana, um importante indicador do comportamento da economia internacional, apresenta uma relação inversamente proporcional com o Ibovespa: taxas de juros internacionais mais baixas, ao longo do tempo, levam os investidores a tomar posições de maiores riscos em bolsas de países emergentes, que é o caso da bolsa brasileira. Ainda no contexto internacional, o preço do petróleo apresenta uma relação diretamente proporcional, o que pode refletir o fato de que tal variável afeta diretamente a rentabilidade ao longo do tempo de uma das principais empresas componentes do Ibovespa, a Petrobrás, cuja participação na carteira teórica do Ibovespa (ON e PN) de setembro a dezembro de 2007 foi de, aproximadamente, 16%.

Do ponto de vista doméstico, há apenas o efeito do câmbio real, que é significativo e inversamente proporcional, indicando uma relação de longo prazo entre uma variável real doméstica e o comportamento do indicador da bolsa de valores. Tal relação pode ilustrar o fato de que uma parcela considerável das empresas representadas no Ibovespa seja exportadora.

A velocidade de ajustamento aos desvios da relação de longo prazo também mostram resultados muito interessantes para a dinâmica de curto prazo. Apenas o próprio Ibovespa e a taxa de câmbio real respondem de maneira significativa estatisticamente aos desvios da relação de longo prazo. Por outro lado, os indicadores internacionais (índice da bolsa americana, LSP500, taxa de juros americana, EUAJ, e preço internacional do petróleo, LPET) não respondem aos desvios da relação de longo prazo, como era de se esperar. Assim, segundo o modelo de correção de erros estimado, um desvio positivo (negativo) da relação de longo prazo no período anterior, leva a uma queda (aumento) do Ibovespa e do câmbio real no presente.

Ainda em relação aos impactos de curto prazo, procedeu-se ao teste de precedência temporal, conhecido com Causalidade Granger, para averiguar a importância relativa das séries em possibilitar um conhecimento antecedente em relação, principalmente, ao Ibovespa. A tabela 8 resume os resultados.

Tabela 8: Causalidade Granger no VECM.

Dependent variable: D(LIBOV)			
Excluded	Chi-sq	df	Prob.
D(LCBR)	3.937180	4	0.4146
D(LSP500)	3.479632	4	0.4810
D(EUAJ)	2.712676	4	0.6070
D(LPET)	11.19759	4	0.0244
All	20.19544	16	0.2115

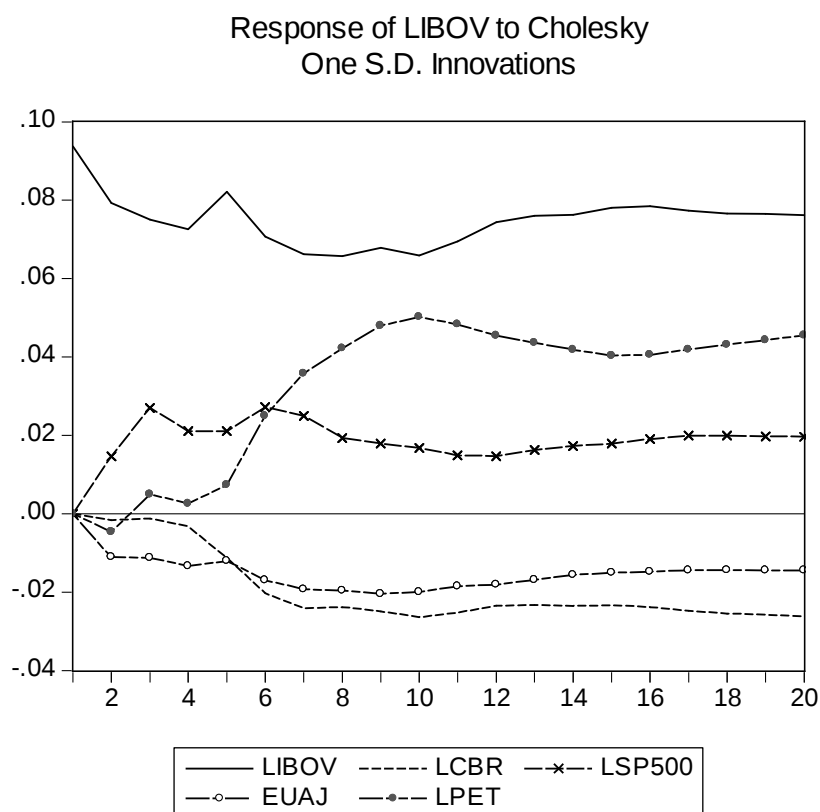
Sample: 1995M01 2007M12 (151 obs.)

Todas as séries que compõem o vetor de cointegração, exceto o preço do petróleo, não apresentam impacto significativo na dinâmica do Ibovespa. Para o modelo aqui especificado, em que há séries estacionárias como explicativas, podemos também avaliar a possibilidade de precedência temporal entre elas e o Ibovespa. Em conjunto, as estatísticas de teste LR apontaram valor de probabilidade acima de 90% (não reportamos este resultado por uma questão de espaço), mostrando que as séries não precedem temporalmente o conjunto daquelas que fazem parte do modelo de

correção de erros. Porém, avaliando os impactos de cada uma delas (IPCA, SELICR, CRED, D(LPROD)) sobre a equação do Ibovespa, que é nossa variável de interesse, apenas a primeira defasagem de IPCA e de SELICR são significantes individualmente para afetar a dinâmica do Ibovespa. Dessa forma, procedeu-se a reespecificação do modelo empírico do geral para o particular e apenas a primeira defasagem do IPCA se mostrou significativa, com coeficiente de 0,039 e estatística t de 2,417.

Analysaram-se, também as respostas do Ibovespa a um choque de 1 desvio-padrão sobre cada uma das séries do modelo estimado. O gráfico V reporta esses resultados.

Gráfico V – Função de Resposta ao Impulso do Ibovespa



Um choque no próprio Ibovespa tem efeito imediato de cerca de 0,10 estabilizando-se em torno de 0,08 após 12 períodos. Já um choque do preço do petróleo, começa a apresentar efeitos sobre a dinâmica do Ibovespa apenas após 6 períodos, alcançando seu máximo em 10 períodos e estabilizando-se depois em 0,04 desvio-padrão. O indicador da bolsa americana, LSP500, tem seu efeito máximo no terceiro período e segue estável em torno de 0,02. A taxa de juros americana e o

câmbio real têm efeito inversamente proporcional e se estabilizam após 6 períodos em torno de -0,2 desvio-padrão.

6. Considerações Finais

O objetivo deste estudo foi investigar se as atividades econômicas correntes poderiam explicar os retornos do mercado de ações do índice Bovespa tendo como base a resposta dos preços das ações às flutuações macroeconômicas.

Utilizando a metodologia econométrica de séries temporais, modelamos o comportamento do Ibovespa em relação à trajetória das variáveis: índice de produção industrial, câmbio real, S&P 500, taxa de juros americana e preço do petróleo como endógenas e o IPCA, *proxy* da inflação no Brasil, Selic real e risco de crédito doméstico como exógenas. O trabalho empírico iniciou pela avaliação das condições de estacionariedade das séries. Os resultados obtidos permitiram a modelagem por meio do VAR. A especificação do modelo mostrou estabilidade, ausência de autocorrelação nos resíduos, razoável comportamento de simetria e ausência de heterocedasticidade. Seguindo a metodologia de Johansen, o teste do traço confirmou a existência de 01 vetor de cointegração, sob o qual restringimos o VAR, reespecificando-o num modelo de correção de erros. Adicionalmente, complementamos a análise do modelo através da causalidade de Granger e função de resposta ao impulso.

O modelo de correção de erros corroborou nossa hipótese de que os preços das ações são cointegrados com um conjunto das variáveis macroeconômicas. Os resultados mostram que há uma relação de longo prazo entre os níveis do índice da bolsa doméstica e da bolsa americana positiva e significativa, indicando não haver a possibilidade de arbitragem no longo prazo. A taxa de juros americana apresenta uma relação inversamente proporcional com o Ibovespa: taxas de juros internacionais mais baixas, ao longo do tempo, levam os investidores a tomar posições de maiores riscos em bolsas de países emergentes. Ainda no contexto internacional, o preço do petróleo apresenta uma relação diretamente proporcional explicada pela participação significativa da Petrobrás na composição do índice. Do ponto de vista doméstico, há apenas o efeito do câmbio real, significativo e inversamente proporcional, indicando que uma parcela considerável das empresas representadas no Ibovespa seja exportadora, beneficiando-se de desvalorizações cambiais.

Em relação aos impactos de curto prazo, analisando a velocidade de ajustamento aos desvios da relação de longo prazo, concluímos que apenas o próprio Ibovespa e a taxa de câmbio real respondem de maneira estatisticamente significativa aos desvios da relação de longo prazo; por outro

lado, os indicadores internacionais não respondem aos desvios da relação de longo prazo, como era de se esperar. Através do teste de Causalidade Granger, obtivemos que todas as séries que compõem o vetor de cointegração, exceto o preço do petróleo, não apresentam impacto significativo na dinâmica do Ibovespa. Os resultados obtidos com a função de resposta ao impulso indicam que os choques, na maioria das variáveis, estabilizam-se a partir de 6 períodos, embora os choques no Ibovespa e preço do petróleo demorem um tempo maior para estabilizarem seus efeitos, 10 e 12 períodos, respectivamente.

Obtivemos resultados diferentes àqueles realizados anteriormente no Brasil. Comparando as variáveis comuns com o modelo estimado em Groppo (2004), a relação negativa do câmbio real fora obtida em ambos os trabalhos, embora, ao contrário deste, obtivemos uma relação positiva do preço do petróleo. O trabalho de Nunes et al. (2005) obteve que o PIB não apresentou uma relação significativa, assim como obtivemos no índice de produção industrial *proxy* da atividade econômica. Por fim, ressaltamos a importância que as variáveis externas exercem sobre o comportamento de longo prazo do índice da bolsa de valores brasileiro.

Referências bibliográficas

- Balduzzi, P., (1995), “Stock returns, Inflation, and the ‘Proxy Hypothesis’: A New Look at the Data”, *Economics Letters*, 48.
- Calvo, G., Leiderman, L and Reinhart, C., (1994), “The Capital Inflows Problem: Concepts and Issues”, *Contemporary Economic Policy*, vol. 12, 3.
- Chen, N. F., Roll, R. and Ross, S. A., (1986), “Economic Forces and the Stock Market”, *Journal of Business*, 59.
- Elliott, G., Rothenberg, T. J. and Stock, J.H., (1996), “Efficient tests for an autoregressive unit root”, *Econometrica* 64, 813-836.
- Fama, E. F., (1981), “Stock Returns, Real Activity, Inflation, and Money”, *American Economic Review*, 71.
- Fama, E. F. and Schwert, G. W., (1977), “Asset Returns and Inflation”, *Journal of Financial Economics*, 5.
- Fasolo, A. M., (2006), “Interdependence and Contagion: an Analysis of Information Transmission in Latin America’s Stock Markets”, Working Paper Series N. 112, Banco Central do Brasil.
- Fernández-Serrano, J. L. and Sosvilla-Rivero, S., (2002), “Modelling the linkages between US and Latin American stock markets”, FEDEA – D.T.
- Forbes, K. and Rigobon, R., (1999), “No Contagion, only Interdependency: Measuring Stock Market Co-movements”, *NBER Working Paper* 7267.

- Forbes, K. and Rigobon, R., (2000), "Contagion in Latin America: Definitions, measurement, and policy implications", *NBER Working Paper* 7885.
- Geske, R. and Roll, R., (1983), "The Monetary and Fiscal Linkage Between Stock Returns and Inflation", *Journal of Finance*, 38.
- Groppa, G. S., (2004), *Causalidade das variáveis macroeconômicas sobre o IBOVESPA*. Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, Piracicaba.
- Hamao, Y., (1988), "An Empirical Examination of the Arbitrage Pricing Theory: Using Japanese Data", *Japan and the World Economy*, 1.
- James, C., Koreisha, S. and Partch, M., (1985), "A VARMA Analysis of the Causal Relations Among Stock Returns, Real Output, and Nominal Interest Rates", *Journal of Finance*, 40.
- Johansen, S., (1991), "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegrated Vectors in Gaussian Vector Autoregressions", *Econometrica*, v. 59, p. 1551-80.
- Jones, C. M. and Kaul, G., (1996), "Oil and the Stock Markets", *Journal of Finance*, 51.
- Kaneko, T. and Lee, B. S., (1995), "Relative Importance of Economic Factors in the US and Japanese Stock Markets", *Journal of the Japanese and International Economies*, 9.
- Kaul, G. (1987), "Stock Returns and Inflation: The Role of Monetary Sector", *Journal of Financial Economics*, 18.
- Kose, A. M., Prasad, E., Rogoff, K. and Wei, S., (2006), "Financial Globalization: A Reappraisal", *IMF Working Paper*.
- Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M., (2006), "The External Wealth of Nations Mark II: Revised and Extended Estimates of Foreign Assets and Liabilities, 1970-2004", *IMF Working Paper*.
- Lee, B. S., (1992), "Causal Relations Among Stock Returns, Interest Rates, Real Activity, and Inflation", *Journal of Finance*, 47.
- Maddala, G. S. and Kim, I. M., (2003), *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Martinez, M. A. and Rubio, G., (1989), "Arbitrage Pricing with Macroeconomic Variables", *Working Paper*, Universidad del Pais Vasco.
- Ng, S. and Perron, P., (1996), "Useful Modifications to Some Finite Sample Distributions Associated with a First-order Stochastic Difference Equation", *Econometrica*, 45, 463-485.
- Ng, S. and Perron, P., (2001), "Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power", *Econometrica*, 69, 1519-1554.

Nunes, M. S., Da Costa Jr., N. C. A. and Meurer, R., (2005), “A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: uma Análise Econométrica para o Brasil”, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59.

Poon, S. and Taylor, S. J., (1991), “Macroeconomic Factors and the U. K. Stock Market”, *Journal of Business, Finance, and Accounting*, 18.

Rocha, B. P. and Sekkel, R. M., (2005), “The Dynamic Factor Model: An Application to International Stock Market Integration”, Anais do Quinto Encontro Brasileiro de Finanças, São Paulo.

Schor, A., Bonomo, M. and Pereira, P. L. V., (2004), “APT e Variáveis Macroeconômicas: Um Estudo Empírico sobre o Mercado Acionário Brasileiro” in Bonomo, M. (editor), *Finanças Aplicadas ao Brasil*, 2ª edição, FGV Editora.

Tabak, B. M. and Lima, E. J. A., (2002), “Causality and Cointegration in Stock Markets: The Case of Latin America”, *Working Paper Series* N. 56, Banco Central do Brasil.