

da Silva, Roseli; Augusto Bertella, Mario; de Almeida Magner Pereira, Renan
Mercado de ações brasileiro: uma investigação empírica sobre suas relações de longo prazo e de precedência
temporal pré-crise de 2008
Nova Economia, vol. 24, núm. 2, mayo-agosto, 2014, pp. 317-336
Universidade Federal de Minas Gerais
Belo Horizonte, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=400434062006>



Nova Economia,
ISSN (Versão impressa): 0103-6351
ne@face.ufmg.br
Universidade Federal de Minas Gerais
Brasil

Mercado de ações brasileiro: uma investigação empírica sobre suas relações de longo prazo e de precedência temporal pré-crise de 2008

Roseli da Silva*

Mario Augusto Bertella**

Renan de Almeida Magner Pereira***

Palavras-chave

Ibovespa, indicadores
macroeconômicos,
cointegração, causalidade

Classificação JEL

G12

Keywords

Bovespa index,
Macroeconomic indicators,
Co-integration, Causality

JEL Classification

G12

Resumo

Este estudo investiga empiricamente se variáveis macroeconômicas nacionais (produção industrial, inflação, taxa de juros real, risco de crédito doméstico e câmbio real) e internacionais (índice da bolsa de valores americana, a taxa de juros americana e o preço de petróleo) podem explicar o comportamento de longo e/ou de curto prazo do índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa) no período de 1995 a 2007, dados de frequência mensal. Aplicou-se metodologia econométrica de modelos de correção de erro resultando em evidências de relação de longo prazo positiva com o Ibovespa para a bolsa americana e o preço do petróleo e negativa para a taxa de juros americana e o risco de crédito. Do ponto de vista dinâmico, identificou-se o Ibovespa como única variável de ajuste para desvios da relação de longo prazo e precedência temporal significativa para a maior parte das variáveis, indicando a possibilidade de avaliação antecedente do comportamento futuro do indicador da bolsa brasileira.

Abstract

This study investigates empirically if national macroeconomic variables (industrial production, inflation, real interest rate, domestic credit risk and real exchange rate) and international ones (index of the American stock exchange, the U.S. interest rate and the price of oil) can explain the behavior of long and/or short-term index of the São Paulo Stock Exchange (Bovespa) during the period of 1995 to 2007, with monthly data. An econometric methodology of error correction models was applied resulting in evidence of positive long-term relationship with the Bovespa index to the American stock market and price of oil and negative for the U.S interest rate and credit risk. From a dynamic point of view, the Bovespa index was identified as the only adjustment variable for deviations from long-term relationship and significant temporal precedence for most variables, indicating the possibility of previous assessment of the future behavior of the Brazilian stock index.

*Profa. Dra. FEA-RP/USP

**Prof. Dr. FCLAR/UNESP

***Analista Financeiro Sênior no
Banco Santander

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; Milesi-Ferretti, 2006) ou, em termos absolutos, multiplicou-se por cerca de dez (Kose *et al*, 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 nesse período, por outro esse aumento entre as nações de baixa e média renda, como um todo, correspondeu ao dobro aproximadamente (Lane; 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.

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 Investimento Direto Estrangeiro (IDE), a despeito de os instrumentos de dívida permanecerem o componente mais importante dos passivos externos.

As economias emergentes, que experimentaram grande influxo de capital nos anos 1990, fruto da globalização financeira, seguiram trajetória de aumento no consumo e investimento, elevação nos encaixes reais e reservas externas, apreciação da taxa real de câmbio, bem como 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 sequência de crises financeiras desde meados de 1990,

**Tabela 1_Integração financeira internacional:
ativos e passivos externos brutos**

	1980 a 1984	1990 a 1994	2000 a 2004
Todos os países (US tri 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 tri 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 tri 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 *et al*, 2006.

quais sejam, a crise do México (1994-5), a crise asiática (1997), a russa (1998), a brasileira (1999) e a crise argentina (2002). Tais eventos afetaram não só os países originários da crise, mas produziram repercussão negativa em outros, na medida em que governos e as 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 consequências 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 monetá-

rio-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. Consequentemente, nas crises asiática e russa, a taxa de crescimento do PIB desacelerou-se, ao passo 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 tal 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 esse 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 essa 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 correlação negativa significante entre inflação e retornos acionários (Fama; 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 se altera 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.

Esse resultado foi replicado dentro de um arcabouço Arbitrage Pricing Theory (APT) 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 significante 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 reexaminarem os dados para os EUA e o 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 significante nos EUA. No Japão, entretanto, variáveis internacionais tornaram-se mais importantes. De modo contrário às evidências de Hamao (1988), mudanças no preço do petró-

leo, 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, no Canadá, na Grã-Bretanha e no 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 absorvidas nos fluxos de caixa atuais e futuros. Na Grã-Bretanha e no 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 que 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 o PIB real não possuem relação significativa; todavia, verificaram relação importante entre a taxa de câmbio real e os spreads do C-Bond com o mercado de ações.

Por outro lado, a partir dos anos noventa, os mercados financeiros internacionais apresentaram nível cada vez mais elevado de interligação e contágio. A interligação entre merca-

dos 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 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 (2000 e 2002) 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 dedicada 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 comovimento 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 dedicada ao caso brasileiro e/ou latino-americano. Fernández-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. Obtém 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 3 de janeiro de 1995 a 1º de março de 2001 e encontram evidências de que não há relação de longo prazo significante 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 significantemente entre os países, evidenciando que o nível de integração dinâmica tem 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 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 1º de agosto de 1994 a 5 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, ao passo 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 fenômeno de interligação entre os mercados.

Das evidências anteriores, conclui-se pela necessidade de uma avaliação empírica geral sobre os possíveis indicadores que precedam temporalmente o 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, quer tais variáveis representativas do ambiente macroeconômico doméstico, quer 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 mode-

lagem do modelo Vetor Autorregressivo (VAR), tais como presença ou não de tendência determinista e defasagens ótimas, procedeu-se inicialmente aos testes de raiz unitária.

A fim de 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 assunto,¹ serão aplicados testes mais robustos. O primeiro, desenvolvido com base na linhagem ADF, e que permite um estudo adequado da presença de componentes deterministas, será o teste ERS ou DF-GLS (Elliott; Rothenberg; 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 *General Least Square* – GLS, como no caso anterior).

Sendo as variáveis no vetor X integradas de primeira ordem ($I(1)$), ou seja, variáveis que apresentam 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 :

$$X_t = \sum_{i=1}^k A_i X_{t-i} + \mu_0 + \mu_1 t + \varepsilon_t \quad (1)$$

onde μ_0 e μ_1 são os vetores com parâmetros linear e angular da tendência determinista, (t), A_i , $i=1, \dots, k$, são as

matrizes de coeficientes e $\varepsilon_t \sim N iid(0, \Sigma)$, com Σ expressando a matriz de variância-covariância, ou seja, o vetor de resíduos do VAR (ε_t) deve ser independente e normalmente distribuído. Para a validade assintótica das distribuições, porém, 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 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 (MCE), representado por:

$$\Delta X_t = \delta_0 + \delta_1 t + \Pi_k X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Pi_i \Delta X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

onde Δ representa a primeira diferença do vetor de variáveis X; δ_0 e δ_1 são os vetores de constante e o coeficiente angular da tendência determinista (t), que devem ser reinterpretados em relação à equação 1: aqui, a presença da constante expressa a tendência linear determinista para as séries em nível, e o coeficiente angular representa a tendência quadrática também para as séries em nível, o que generaliza as possibilidades de tendência determinista no modelo empírico; o vetor de resíduos (ε_t) do VAR é $\varepsilon_t \sim N iid(0, \Sigma)$, com $\Sigma = \sigma^2 I$.

A análise de cointegração, nessa 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 proprie-

dades de longo prazo do sistema, enquanto 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, 1991), mais robusta na ausência de normalidade.

Valendo-se da reparametrização MCE, 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 às influências internacionais, advindas de possíveis interligações entre os mercados acionários, aqui expressas no indicador de liquidez da bolsa americana, o índice Standard & Poor's 500. O cenário macroeconômico influencia diretamente a atividade econômica, e as ex-

pectativas sobre esse 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 desse 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 do índice de produção industrial (LPROD), IPCA, Selic real (SELICR), risco de crédito doméstico (para o qual testamos duas proxies distintas, explicitadas a seguir) 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 coletados para pesquisa e testes econômicos apresentam periodicidade mensal; a amostra compreende o período de janeiro/1995 a 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 com base no

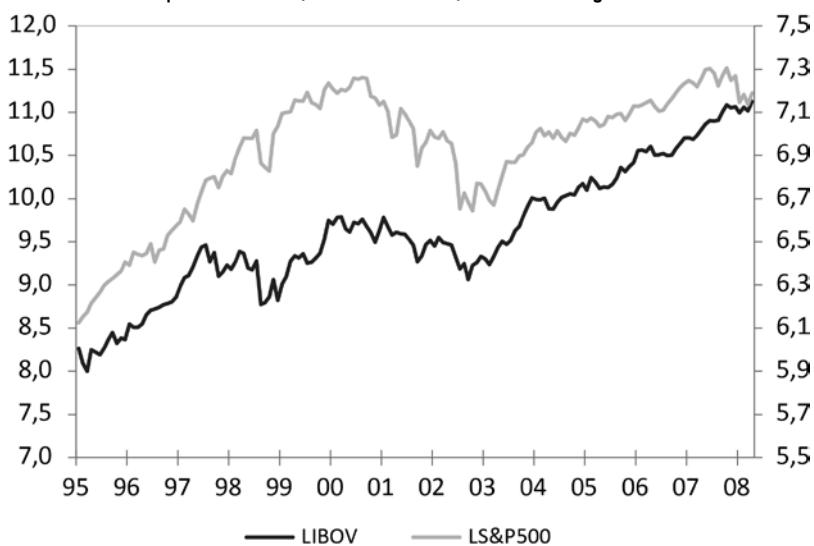
IPCA e na taxa nominal disponível em Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado Financeiro e de Capitais – BCB Boletim/M.Finan.); risco de crédito doméstico (uma *proxy* a partir da diferença entre a taxa média mensal de capital de giro das empresas privadas e a taxa de juros CDI diário acumulada no mês; outra tomada pelo risco país, como explicaremos adiante); taxa de câmbio efetiva real (calculada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA) pela média ponderada do índice de paridade do poder de compra dos 16 maiores parceiros comerciais do Brasil, considerando o Índice de Preço por Atacado (IPA) do país em caso e o Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC/IBGE) nacional).

No grupo de variáveis externas, encontram-se: Standard & Poor's 500 (S&P 500, obtido no sítio Yahoo Finance); taxa de juros dos fundos federais americanos (custo de reservas bancárias por um dia; fonte: Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics – FMI/IFS); preço do petróleo (Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics – FMI/IFS – Internacional).

O S&P 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 1, abaixo, os anos 1997, 1998 e 1999 são marcados por queda acentuada nos índices em razão das crises asiática, russa e brasileira, respectivamente. Os anos que se seguem também são marcados por tendência decrescente dos índices provocada pelo esgotamento da bolha do setor de tecnologia (2000), ataques terro-

Gráfico 1_Ibovespa e S&P 500 (escala da direita), ambos em logaritmo



Fonte: Associação Nacional das Instituições do Mercado Aberto, Sinopse (Andima); Bloomberg.

ristas nos Estados Unidos (2001) e pelas fraudes contábeis em grandes corporações americanas e europeias (2002). A inflexão da tendência acontece somente em meados de 2002. Ademais, observamos forte correlação entre ambos os índices em todo o período.

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

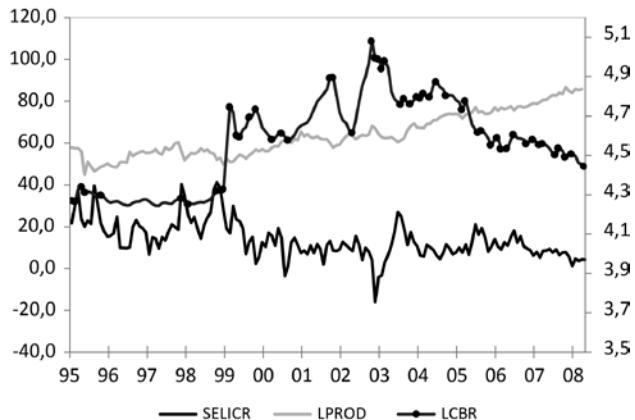
A taxa de juros básica da economia brasileira, Selic, faz parte do modelo na medida em que incorpora a taxa livre de risco. Um acréscimo na taxa de juros aumenta o prêmio de risco exigido pelos investidores no mercado acionário. A redução na demanda por ações pela substitutibilidade de ativos de renda 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 essas não conseguirem repassar os custos aos preços. Portanto, espera-se relação significativamente negativa.

Entre o câmbio real e o índice Bovespa, podemos esperar uma relação negativa, já que um ingresso de capital externo direcionado para a bolsa de valores pode elevar o índice Bovespa e, simultaneamente, valorizar a taxa de câmbio real. Entretanto, podemos encontrar relação positiva na medida em que uma depreciação do câmbio real, ao tornar o ativo doméstico mais barato em moeda estrangeira, acaba atraindo o investidor externo e elevando o índice de ações. Este último efeito ainda pode ser reforçado ao favorecer o resultado das empresas brasileiras, tornando-as mais competitivas.

O crescimento do Produto Interno Bruto no Brasil foi próximo da estagnação no período que se caracterizou pe-

Gráfico 2_ taxa de juros real (SELICR), Produção industrial (LPROD), e câmbio real (LCBR, escala da direita)



Fontes: Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Mercado financeiro e de capitais (BCB Boletim/M.Finan.); Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Pesquisa Industrial Mensal - Produção Física (IBGE/PIM-PF); Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)

nas crises internacionais, volatilidade cambial com câmbio desvalorizado até meados de 2002 e elevadas taxas de juros reais. Como observado no Gráfico 2, diante desse quadro de incerteza, a autoridade monetária recorreria 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.

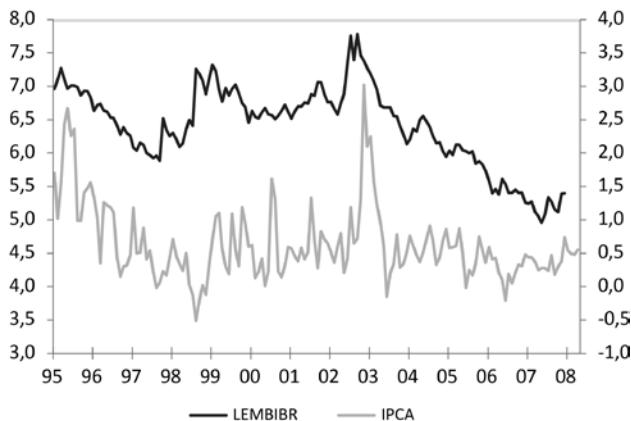
A taxa de inflação representada pelo IPCA deve ter relação negativa com o preço das ações. O aumento na inflação deve influenciar o governo a adotar políticas contracionistas, elevando os juros, os quais, por sua vez, representam a taxa livre de risco na economia e a taxa de desconto no modelo de precificação 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 deve ser um determinante negativo. O risco de crédito configura-se

como a incerteza em relação à capacidade de o tomador honrar o pagamento dos juros e/ou principal do capital de terceiros. 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. Uma vez que não há mercado com liquidez significativa para dívidas de empresas de médio e longo prazos no país, para o período amostral em estudo, como proxies para o risco de crédito, seguindo a literatura sobre o assunto, poderíamos considerar a diferença entre a taxa de juros de capital de giro das empresas (taxa sobre operações de crédito com recursos livres referenciais para taxa de juros pré-fixada) e a taxa de certificados de depósitos interfinanceiros, conforme Schor *et al.* (2004). Essa proxy, porém, capta o risco de crédito das empresas apenas no curto prazo, associado basicamente ao risco operacional. Como alternativa, optamos por utilizar uma proxy mais geral e que captasse o risco de crédito em médio prazo e assumimos a hipótese, como em Negrisoli (2009), de que a valoração das ações, expressa no Ibovespa, seja uma função do risco de crédito das empresas e do país, e, novamente, como o mercado de dívida para as empresas é insuficiente para produzir uma proxy adequada, assume-se o risco país como aproximação para o risco de crédito da economia em geral, mensurando-o pelo Emerging Market Bond Index para o Brasil (Embi-BR, calculado pelo JP Morgan, fonte: Bloomberg).

O Gráfico 3 reporta esta última proxy, em logaritmo (LEM-BIBR) e o IPCA. 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 alta dos preços, aumentando

Gráfico 3_Risco de crédito doméstico (LEMBIBR) e Inflação IPCA (escala da direita)

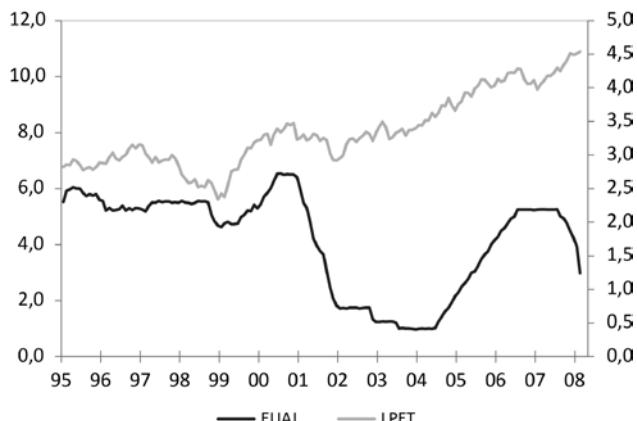


Fontes: J.P. Morgan Emerging Markets Bond Index, Data Market; Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística, Sistema Nacional de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC)

o risco de crédito. Nos anos 1995, 1999 e 2002, observa-se aumento acentuado no risco de crédito; ao mesmo tempo, esses anos caracterizam-se como período de maior volatilidade do IPCA.

O fundamento das condições macroeconômicas brasileiras para garantir credibilidade aos investimentos estrangeiros deve ter 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 a estabilidade monetária, a elasticidade aos juros internacionais deve diminuir.

Gráfico 4_Taxa de juros americana (EUAJ) e preço do petróleo (LPET, escala da direita)



Fonte: Fundo Monetário Internacional, International Financial Statistics (FMI/IFS - Internacional) em ambos.

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. Para países exportadores da matéria-prima, porém, o aumento das divisas poderia compensar esse efeito. No Brasil, as ações da Petrobras participam significativamente na composição do Ibovespa (cerca de 16%) e um aumento no preço do petróleo poderia aumentar o retorno desse. Como o preço do petróleo é correlacionado positivamente com outras commodities, o efeito dessa variável sobre o índice acionário pode ser ainda reforçado. Por conseguinte, há ambiguidade no efeito líquido dessa variável a ser testada empiricamente.

Por meio do Gráfico 4, acima, observamos que o preço do petróleo no mercado internacional apresentou crescimento expressivo, sobretudo a partir de 1999, intensificando-se em 2003. Em linhas gerais, o crescimento vertiginoso de países como China e Índia, do lado da demanda, a guer-

ra 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 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 fuga ainda maior dos investimentos estrangeiros. A partir daí, a taxa de juros aumenta, voltando a patamares mais elevados e tentando frear qualquer possível recrudescimento da inflação doméstica.

5 Resultados obtidos e discussão

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.

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 estocástica e determinista quadráti-

Tabela 2 Testes de não estacionariedade: especificações e resultados

	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
LEMBIBR	2	Constante	-0,55	-1,27
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 seis defasagens, seleção por MAIC.

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

Fonte: Elaboração dos autores.

ca 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 atenção maior para o comportamento dos resíduos do VAR diante da 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 econometrística seguiu em nível multivariado, o que permitiu uma avaliação mais robusta das fontes de não estacionariedade, assim como a avaliação da estabilidade do resultados ao longo da amostra.

Com base nas informações dos pré-testes para a não estacionariedade apresentados, estimou-se um modelo VAR especificado com presença de componentes deterministas quadráticos e seis defasagens iniciais. Entretanto, os modelos com seis e cinco defasagens mostraram-se instáveis (maior raiz característica excedia a unidade) e foram descartados; um modelo com quatro defasagens alcançou a estabilidade e, portanto, foi o ponto de partida da modelagem. Os critérios de informação, primeira informação da qualidade de ajustamento investigada para determinar a defasagem adequada, FPE (Final Prediction Error) e AIC (Akaike Information Criterion) apontaram quatro defasagens, enquanto SIC (Schwarz Information Criterion) e HQ (Hannan-Quinn Information Criterion) indicaram apenas uma defasagem.

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:

O modelo, assim especificado, mostrou estabilidade (todas as raízes características dentro do círculo unitário); confirmação da quarta defasagem como modelo geral com ausência de autocorrelação nos resíduos; assimetria e excesso de curtose pronunciados, resultando em não normalidade conjunta, o que pode ser associado à presença de *outliers* e à ausência de heterocedasticidade.

Tabela 4 Ajustamento das séries pelo VAR proposto

	LIBOV	LPROD	IPCA	SELICR	LEMBIBR	LCBR	LSP500	EUAJ	LPET
R2 Ajustado	0,982	0,978	0,701	0,715	0,974	0,987	0,977	0,992	0,980

Fonte: Elaboração dos autores.

Tabela 3 Testes de especificação para o VAR

Especificação: quatro defasagens, componentes deterministas quadráticos		
Critério	Estatística	p-valor
Estabilidade: módulo da maior raiz característica	0,9819	
Teste de Wald de exclusão de defasagens (4ª Ordem)	167,955	0,00%
Teste conjunto de assimetria	70,351	0,00%
Teste conjunto de curtose	168,442	0,00%
Teste de Normalidade conjunto (Jarque-Bera)	238,793	0,00%
Teste de Heterocedasticidade (sem termos cruzados)	3438,49	21,53%

Fonte: Elaboração dos autores.

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. Nesse ponto, a aderência de cada uma das séries a sua representação autorregressiva deve ser considerada:

Os resultados destacados em negrito mostram séries que, no contexto multivariado, de fato não apresentam uma raiz unitária, confirmado os pré-testes para as séries IPCA e SELICR.

O modelo VAR foi, então, reespecificado tratando as séries IPCA e SELICR como estacionárias, mas ainda com

Tabela 5 Teste do traço de cointegração

Nº de vetores de cointegração	Autovalor	Estatística do traço	Valor crítico	Prob. **
Nenhum *	0,377025	171,9727	139,2753	0,0002
No máximo 1	0,206677	100,5122	107,3466	0,1289
No máximo 2	0,174630	65,55205	79,34145	0,3445
No máximo 3	0,107443	36,57155	55,24578	0,6910
No máximo 4	0,076699	19,40810	35,01090	0,7435
No máximo 5	0,039562	7,358276	18,39771	0,7474

O teste do traço indica 1 equação de cointegração em nível de 0,05

* denota rejeição da hipótese em nível de 0,05

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

Fonte: Elaboração dos autores.

possíveis efeitos sobre a dinâmica de curto prazo do modelo, especificadas de suas primeira à quarta defasagens como exógenas e, portanto, não mais como uma equação no VAR. O modelo assim reespecificado continuou apresentando estabilidade (módulo da maior raiz igual a 0,9917) e as mesmas características (não normalidade, resíduos não

autocorrelacionados e homocedásticos em conjunto). Com base na avaliação dos resíduos, identificou-se um possível outlier no mês de agosto de 1998 (efeitos da crise russa) comum às séries LIBOV, LEMBIBR e LSP500, modelado por meio de uma dummy de pulso (denominada D98M8) que se mostrou estatisticamente significante, permitindo melhor representação do processo gerador daquelas séries.

Realizou-se, assim, o teste do traço para as seis séries restantes, cujo resultado é reportado abaixo, seguindo a metodologia descrita na terceira seção:

O teste evidencia a existência de um vetor de cointegração, sob o qual restrinhamos o VAR, reespecificando-o num modelo de correção de erros, cujos resultados sintéticos são reportados na Tabela 6.

Em busca da melhor representação estatística do processo gerados das séries, procedemos à avaliação de testes de restrição sobre os coeficientes do vetor de cointegração estimado, uma vez que as séries LPROD e LCBR são estatisticamente insignificantes. Realizou-se, então, um teste de restrição (proporção de Lagrange, LR) sobre os coeficientes do vetor de cointegração, sob a hipótese nula de que o coe-

Tabela 6 Vetor de cointegração e velocidades de ajustamento

Equação de cointegração

LIBOV(-1)	LPROD(-1)	LEMBIBR(-1)	LCBR(-1)	LSP500(-1)	EUAJ(-1)	LPET(-1)	Tend	C
1,000	-0,6583	0,3359	0,1512	-1,3925	0,0905	-0,5268	0,0021	1,5285
	(0,4829)	(0,0531)	(0,1246)	(0,1113)	(0,0176)	(0,0795)		
	[-1,3631]	[6,3318]	[1,2130]	[-12,5058]	[5,1520]	[-6,6234]		

Mecanismo de correção de erro

D(LIBOV)	D(LPROD)	D(LEMBIBR)	D(LCBR)	D(LSP500)	D(EUAJ)	D(LPET)
-0,4061	0,0165	-0,0147	-0,0546	0,1044	-0,1171	0,0957
(0,13122)	(0,0272)	(0,1431)	(0,0528)	(0,0571)	(0,2561)	(0,1167)
[-3,09473]	[0,6063]	[-0,1027]	[-1,0342]	[1,8296]	[-0,4571]	[0,8198]

Desvios padrão em () e estatísticas t em []

Fonte: Elaboração dos autores

Tabela 7_Vetor de cointegração e velocidades de ajustamento, sem LCBR e LPROD

Equação de cointegração

LIBOV(-1)	LEMBIBR(-1)	LSP500(-1)	EUAJ(-1)	LPET(-1)	Tend	C
1,000	0,4334	-1,2701	0,0793	-0,5235	0,0010	-2,088
	(0,0337)	(0,0899)	(0,0133)	(0,0697)		
	[12,554]	[-14,125]	[5,9676]	[-7,5100]		

Mecanismo de correção de erro

D(LIBOV)	D(LEMBIBR)	D(LSP500)	D(EUAJ)	D(LPET)
-0,4269	-0,0012	0,0908	-0,1641	0,1901
(0,1380)	(0,1534)	(0,0607)	(0,2694)	(0,1221)
[-3,0929]	[-0,0080]	[1,4963]	[-0,6091]	[1,5566]

Desvios padrão em () e estatísticas t em []

Fonte: Elaboração dos autores.

ficiente de LCBR (mais insignificante) seja zero, resultando em estatística LR de 1,093 e valor de probabilidade de 29,6%, não rejeitando a hipótese nula. Em seguida, testou-se a restrição de coeficientes nulos simultaneamente para LCBR e LPROD, expresso na estatística LR de 3,0074, com respectivo valor de probabilidade de 22,2%, não rejeitando as hipóteses nulas conjuntas. Valendo-se de tal resultado, o modelo de correção de erros foi reespecificado com a exclusão das séries LCBR e LPROD da relação de longo prazo e inclusão, em primeira diferença, apenas como variável explicativa da dinâmica de curto prazo. Os resultados são mostrados na Tabela 7.

Esses resultados mostram que há relação de longo prazo entre os níveis do índice da bolsa doméstica e da bolsa americana, positiva e significante, indicando não haver a possibilidade de arbitragem no longo prazo. Além disso, tanto a taxa de juros americana, importante indicador do comportamento da economia internacional, quanto o risco de crédito do país, apresentam relação inversamente

proporcional com o Ibovespa: taxas de juros internacionais mais baixas assim como menor risco de crédito doméstico, 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 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 Petrobras, bem como o efeito do comportamento das commodities em geral sobre o valor de empresas exportadoras.

A velocidade de ajustamento aos desvios da relação de longo prazo também mostra resultados muito interessantes para a dinâmica de curto prazo. Apenas o próprio Ibovespa responde de maneira significante 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 rela-

Tabela 8_Causalidade Granger no VECM**Variável dependente: D(LIBOV)**

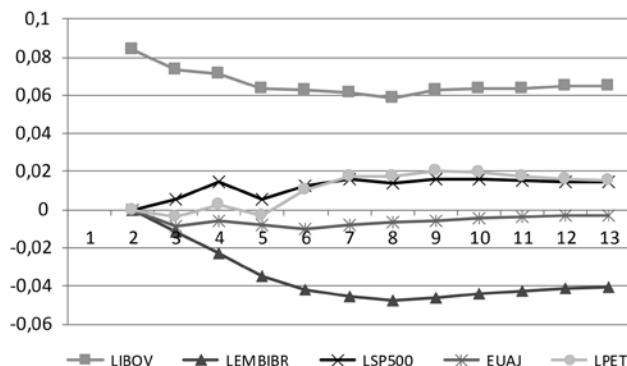
Excluídos	Chi-sq	gl	Prob.
D(LEMBIBR)	0,3629	3	0,9478
D(LSP500)	8,3982	3	0,0385
D(EUAJ)	1,9957	3	0,5733
D(LPET)	10,8664	3	0,0125
Todas	19,9286	12	0,0684

Fonte: Elaboração dos autores.

ção de longo prazo, como era de se esperar, assim como a medida de risco de crédito utilizada, formada no mercado internacional. 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 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.

A variação da taxa de juros americana e do risco de crédito não antecede temporalmente a variação do Ibovespa; porém, a variação da bolsa americana e do preço do petróleo precede a variação da bolsa brasileira, para um nível de 5% de significância. Para o modelo aqui especificado, em que há séries estacionárias ou estacionarizadas como explicativas, podemos também avaliar a possibilidade de precedência temporal entre elas e o Ibovespa. Analisando os impactos de cada uma delas (IPCA, SELICR, D(LPROD) e D(LCBR)) sobre a equação do Ibovespa, que é nossa variável de interesse,

Gráfico 5_Função de resposta ao impulso do Ibovespa

Fonte: Elaboração dos autores.

observa-se que a variação do produto em 1% pode elevar a variação do Ibovespa em 0,93% dois períodos à frente, com nível de significância de 5%; por outro lado, o efeito de uma elevação no câmbio real de mesma magnitude afeta o indicador da bolsa no período seguinte apenas, e em proporção menor, de 0,37%, com nível de significância de 10% somente; já o impacto do IPCA, também com defasagem de um período, é altamente significante, mas de baixa magnitude, apenas 0,08%, o mesmo acontecendo para a taxa real de juros, de magnitude de 0,05%.

Analisaram-se também as respostas do Ibovespa a um choque de 1 desvio padrão sobre cada uma das séries do modelo estimado. O Gráfico 5 reporta esses resultados.

Um choque de 1 desvio padrão no próprio Ibovespa tem efeito imediato de cerca de 0,09, estabilizando-se em torno de 0,07 após 12 períodos. Já um choque do preço do petróleo começa a apresentar efeitos sobre a dinâmica do Ibovespa apenas após quatro períodos, alcançando seu máximo em oito períodos e estabilizando-se depois em 0,02 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 tem efeito inversamente

proporcional e se estabiliza muito próximo de zero. As inovações sobre o risco de crédito produzem os maiores efeitos, negativos, que se estabilizam após oito períodos em torno de -0,04 desvio padrão.

6 Considerações finais

O objetivo deste estudo foi investigar as evidências empíricas sobre uma importante questão 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? Por se tratar de uma busca de evidências para o longo prazo, optamos por não discorrer sobre os efeitos da última crise financeira de 2008, estabelecendo um período de análise longo, de 1995 a 2007, e, 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, risco de crédito doméstico e preço do petróleo como endógenas, e IPCA, *proxy* da inflação no Brasil, e Selic real como exógenas, uma vez que estas se apresentaram como estacionárias para o período estudado.

O trabalho empírico iniciou pela avaliação das condições de estacionariedade das séries, como pré-testes, seguindo da abordagem multivariada, a partir da metodologia de Johansen, que, por meio do teste do traço, confirmou a existência de um vetor de cointegração, sob o qual restringimos o modelo VAR estimado, reespecificando-o num modelo de correção de erros (VEC). Adicionalmente, complementamos a análise do modelo através da causalidade de Granger e da 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 relação de longo prazo entre os níveis do índice da bolsa doméstica e da bolsa americana positiva e significante, indicando não haver a possibilidade de arbitragem no longo prazo. A taxa de juros americana apresenta 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 relação diretamente proporcional possivelmente explicada pela participação significativa da Petrobras na composição do índice. Adicionalmente, como o preço do petróleo é correlacionado positivamente com outras *commodities*, o efeito do preço do petróleo sobre o índice de ações brasileiro acaba sendo reforçado. Do ponto de vista doméstico, o risco de crédito, medido pelo EMBI-BR, mostrou-se também significante e inversamente relacionado, indicando que um aumento na percepção de risco está associado a quedas do indicador da bolsa doméstica no longo prazo.

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 responde de maneira estatisticamente significante aos desvios da relação de longo prazo; por outro lado, os indicadores internacionais e o risco de crédito não respondem aos desvios da relação de longo prazo, como era de se esperar. Através do teste de Causalidade Granger, os resultados foram de que a variação da taxa de juros americana e do risco de crédito não antecede temporalmente à variação do Ibovespa; porém, a variação da bolsa americana e do preço do petróleo, sim, para um nível de 5% de significância, podendo essas ser tomadas como indicadores antecedentes de curto prazo para a bolsa brasileira. Além disso, as variáveis indicativas das flutuações macroeconômicas domésticas (índice de produção industrial, câmbio real, IPCA e Selic real) também apresentaram relevância para a dinâmica de curto prazo do Ibovespa.

Os resultados obtidos com a função de resposta ao impulso indicam que os choques mais relevantes são os da própria série de interesse, o Ibovespa, e os do preço do petróleo. Este último resultado expressa, provavelmente, a crescente integração financeira e o uso dos mercados de commodities como ativos financeiros que forneceriam proteção contra os riscos dos mercados acionários.

Obtivemos resultados um tanto distintos daqueles realizados anteriormente no Brasil. Se por um lado, em Schor *et al.* (2004), concluiu-se que a hipótese de que os fatores macroeconômicos escolhidos, embora relevantes para explicar o risco, pareceram pouco importantes para explicar o preço das ações no Brasil, por outro, os trabalhos de Nunes *et al.* (2005) e Negrisoli (2009) obtiveram que o PIB não apresentou relação significativa, assim como concluímos quanto ao índice de produção industrial *proxy* do produto agregado, com sua insignificância na relação de cointegração aqui estimada. Por fim, ressaltamos a importância que as variáveis externas exercem sobre o comportamento de longo prazo do índice da bolsa de valores brasileiro.

Como sugestão imediata para desenvolvimentos futuros, os efeitos sobre as relações aqui evidenciadas da crise financeira de 2008 poderão ser empiricamente investigados, assim que tais efeitos possam ser estatisticamente identificados em uma amostra de tamanho adequado.

Nota

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

Referências bibliográficas

BALDUZZI, P. Stock returns, inflation, and the 'Proxy Hypothesis': A new look at the data. *Economics Letters*, 48, 1995.

CALVO, G.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. The capital inflows problem: Concepts and issues. *Contemporary Economic Policy*, vol. 12, 3, 1994.

CHEN, N. F.; ROLL, R.; ROSS, S. A. Economic forces and the stock market. *Journal of Business*, 59, 1986.

ELLIOTT, G.; ROTHENBERG, T. J.; STOCK, J. H. Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, p. 813-836, 1996.

FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation, and Money. *American Economic Review*, 71, 1981.

FAMA, E. F.; SCHWERT, G. W. Asset returns and inflation. *Journal of Financial Economics*, 5, 1977.

FASOLO, A. M. Interdependence and contagion: An analysis of information transmission in Latin America's stock markets. *Working Paper Series* n. 112, Banco Central do Brasil, 2006.

FERNÁNDEZ-SERRANO, J. L.; SOSVILLA-RIVERO, S. Modelling the linkages between US and Latin American stock markets. *FEDEA - D.T.*, 2002.

FORBES, K.; RIGOBON, R. Contagion in Latin America: Definitions, measurement, and policy implications. NBER Working Paper 7885, 2000

FORBES, K.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, v. 57, n. 5, p. 2223-2261, out. 2002.

GESKE, R.; ROLL, R. The monetary and fiscal linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, 38, 1983.

HAMAO, Y. An empirical examination of the arbitrage pricing theory: Using Japanese data. *Japan and the World Economy*, 1, 1988.

JAMES, C.; KOREISHA, S.; PARTCH, M. A VARMA analysis of the causal relations among stock returns, real output, and nominal interest rates. *Journal of Finance*, 40, 1985.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegrated vectors in Gaussian vector autoregressions. *Econometrica*, v. 59, p. 1551-80, 1991.

JONES, C. M.; KAUL, G. Oil and the stock markets. *Journal of Finance*, 51, 1996.

KANEKO, T.; LEE, B. S. Relative importance of economic factors in the US and Japanese stock markets. *Journal of the Japanese and International Economies*, 9, 1995.

KAUL, G. Stock returns and inflation: The role of monetary sector. *Journal of Financial Economics*, 18, 1987.

KOSE, A. M.; PRASAD, E.; ROGOFF, K.; WEI, S. Financial globalization: A reappraisal. *IMF Working Paper*, 2006.

LANE, P. R.; MILESI-FERRETTI, G. M. The external wealth of Nations Mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. *IMF Working Paper*, 2006.

LEE, B. S. Causal relations among stock returns, interest rates, real activity, and inflation. *Journal of Finance*, 47, 1992.

MADDALA, G. S.; KIM, I. M. *Unit roots, cointegration and structural change*. Cambridge University Press, Cambridge, 2003.

MARTINEZ, M. A.; RUBIO, G. Arbitrage pricing with macroeconomic variables. *Working Paper*, Universidad del País Vasco, 1989.

NEGRISOLI, M. D. B. *Ações com características peculiares reagem diferentemente a choques econômicos não antecipados no Brasil?* 2009. Dissertação (Mestrado em Economia) – Escola de Economia, Fundação Getúlio Vargas, São Paulo, 2009.

NG, S.; PERRON, P. Useful modifications to some finite sample distributions associated with a first-order stochastic difference equation. *Econometrica*, 45, p. 463-485, 1996.

NG, S.; PERRON, P. length selection and the construction of unit root tests with good size and Power. *Econometrica*, 69, p. 1519-1554, 2001.

NUNES, M. S.; DA COSTA JR., N. C. A.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: Uma análise econométrica para o Brasil, *Revista Brasileira de Economia*, vol. 59, 2005.

POON, S.; TAYLOR, S. J. Macroeconomic factors and the U. K. Stock Market, *Journal of Business, Finance, and Accounting*, 18, 1991.

ROCHA, B. P.; SEKKEL, R. M. The dynamic factor model: An application to International Stock Market Integration. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 5., 2005 São Paulo. *Anais...* São Paulo, 2005.

SCHOR, A.; BONOMO, M.;
PEREIRA, P. L. V. APT e
variáveis macroeconômicas:
Um estudo empírico sobre o
mercado acionário brasileiro.
In: BONOMO, M. (Ed.). *Finanças
aplicadas ao Brasil*. 2. ed. Rio de
Janeiro: FGV Editora, 2004.

TABAK, B. M.; LIMA, E. J. A.
Causality and cointegration in
stock markets: The case of Latin
America. *Working Paper Series*, n. 56,
Banco Central do Brasil, 2002.

*Os autores agradecem aos
pareceristas anônimos pelas
valiosas contribuições durante o
processo de submissão a esta revista
e aos participantes do “Seminário
do Departamento de Economia
FEA-RP/USP”, em que uma versão
inicial deste artigo foi apresentada,
pelos comentários e sugestões. Erros
e omissões são de responsabilidade
exclusiva dos autores.*

E-mail de contato dos autores:
roselisilva@usp.br
mabertella@yahoo.com.br
renan.amp@gmail.com

*Artigo recebido em outubro de 2011 e
aprovado em julho de 2013.*