

# INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS EM CARTEIRAS DE AÇÕES, CRISES INTERNACIONAIS E IBOVESPA

---

FOREIGN CAPITAL FLOWS OF PORTFOLIO INVESTMENT IN STOCKS,  
INTERNATIONAL CRISES AND IBOVESPA

## **HORST DIETER MÖLLER**

*Doutor em Economia pela Universidade de Hamburgo.*

*Professor adjunto da Universidade Federal Rural de Pernambuco.*

*Avenida Conselheiro Rosa e Silva, 1205, ap. 801, Bairro dos Afritos – Recife – PE – CEP 52020-020*

*E-mail: horst@hotlink.com.br*

## **ANTÔNIO ANDRÉ CUNHA CALLADO**

*Doutorando em Administração pelo Nefi/Propad/UFPE.*

*Professor adjunto da Universidade Federal Rural de Pernambuco.*

*Rua das Graças, 277, ap. 602, Bairro das Graças – Recife – PE – CEP 52011-200*

*E-mail: andrecallado@yahoo.com.br*

---

## RESUMO

Este trabalho analisou a relação entre o comportamento do mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, e os fluxos de capitais estrangeiros direcionados para investimentos em carteira de ações, no período posterior à implantação do Plano Real. Ao longo desse período, foram observadas diversas crises financeiras no âmbito internacional que provocaram instabilidade e volatilidade nos fluxos de capitais estrangeiros. Este trabalho considera as influências sistemáticas dessas instabilidades sobre o Ibovespa, especialmente pela capitalização relativamente pequena do mercado brasileiro de ações. A hipótese de mercado eficiente supõe que os preços das ações, e com isso o Ibovespa, seguem um caminho aleatório e não devem estar sujeitos a influências sistemáticas de outros fatores. A hipótese geral do trabalho é que os fluxos de capitais estrangeiros direcionados para o mercado acionário brasileiro influenciam significativamente o Ibovespa. A hipótese específica que crises internacionais e nacionais influenciam negativamente os fluxos de capitais estrangeiros nesse segmento e com isso o Ibovespa. A justificativa para este trabalho é de que essas influências sistemáticas de crises sobre o Ibovespa são um fator sistemático que limita a hipótese de mercado acionário brasileiro eficiente. Foi realizada uma análise empírica com diferentes modelos mostrando que há evidências de influência sistemática dos fluxos de capital estrangeiro em carteira de ações sobre o Ibovespa. Esses achados limitam, de certa forma, a adequação da hipótese de mercado eficiente para o mercado brasileiro de ações. Essa influência sistemática dos fluxos de capital estrangeiro sobre o Ibovespa pode ser um fenômeno restrito no período analisado, refletindo a alta volatilidade dos fluxos de capitais estrangeiros por causa de crises externas e internas.

## PALAVRAS-CHAVE

Fluxos de capitais estrangeiros; Mercado acionário brasileiro; Finanças internacionais.

## ABSTRACT

The article analyzes the relation between the Brazilian stock market, measured by the Ibovespa, and the foreign capital flows in the segment of portfolio investment in stocks after the Plano Real. External e internal exchange rate crises were the cause of high volatility in the foreign capital flows, which, under the hypothesis of this article, has influenced systematically the Ibovespa, especially because the capitalization of the Brazilian stock market is small. The hypothesis of an efficient stock market says that the prices of stocks, and with it the Ibovespa, follow a random walk, without systematic influences of other factors. The empirical analysis with econometric models showed that there was some systematic influence of the foreign capital flows in the segment of portfolio investment in stocks on the Ibovespa, a limitation to the efficient market hypothesis of the Brazilian stock market. But the systematic influence might be a temporary phenomenon for the analyzed period, reflecting the high volatility of foreign capital flows caused by external e internal crises.

## KEYWORDS

Foreign capital flows; Brazilian stock market; International finance.

## 1 INTRODUÇÃO

A segunda metade da década de 1990, notadamente o período posterior à implantação do Plano Real, foi caracterizada por grandes turbulências nos mercados financeiros internacionais por meio de graves crises cambiais e bancárias, especialmente nos mercados emergentes, destacando-se as crises do México (fim de 1994), da Tailândia, Indonésia, Malásia e Coréia do Sul (1997), da Rússia (1998), do Brasil (1998/1999) e da Turquia e Argentina (2001).

Esse período foi caracterizado como um período de grandes influxos de capital estrangeiro para o Brasil (mercados emergentes). Durante as crises, foram registradas saídas expressivas de capital em muitos segmentos da conta capital e financeira, incluindo o segmento de investimento em carteira de ações.

Este trabalho aborda a possibilidade de que essas mudanças nos fluxos de capital exerceram influência de forma significativa sobre o Ibovespa, especialmente porque a capitalização do mercado acionário brasileiro é ainda relativamente pequena se comparada com os mercados acionários dos Estados Unidos, da União Européia e do Japão.

Sobre esse contexto, Santiso (2003) afirma que, nos níveis de 2000, a capitalização dos mercados de ações de América Latina é menos do que US\$ 190 bilhões. De uma perspectiva comparativa, essa capitalização do mercado é menos do que a capitalização da companhia General Eletric.

O objetivo do artigo foi analisar a relação entre o comportamento do mercado acionário brasileiro medido pelo Ibovespa e os fluxos de capital estrangeiro no segmento de investimentos estrangeiros em carteira de ações, para o período posterior à implantação do Plano Real.

A hipótese geral do trabalho foi que os fluxos de capitais estrangeiros direcionados para o mercado acionário brasileiro influenciam significativamente o Ibovespa. A hipótese específica foi que crises internacionais e nacionais influenciam negativamente os fluxos de capitais estrangeiros nesse segmento e, com isso, o Ibovespa. A justificativa para este trabalho é de que essas influências sistemáticas de crises sobre o Ibovespa são um fator sistemático que limita a hipótese de mercado acionário brasileiro eficiente. Prevendo crises nacionais e internacionais, o fator sistemático poderia ser explorado no mercado acionário brasileiro.

## **2 INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS EM CARTEIRA DE AÇÕES NO BRASIL E AS CRISES INTERNACIONAIS**

Os fluxos de capitais estrangeiros para o Brasil aumentaram expressivamente ao longo da década de 1990, principalmente por causa da reestruturação de sua dívida externa (Plano Brady), da desregulamentação do mercado brasileiro de capitais, dos níveis das taxas de juros reais (relativamente baixos nos países desenvolvidos), da privatização de empresas estatais no Brasil e da estabilização macroeconômica no Brasil depois da implementação do Plano Real.

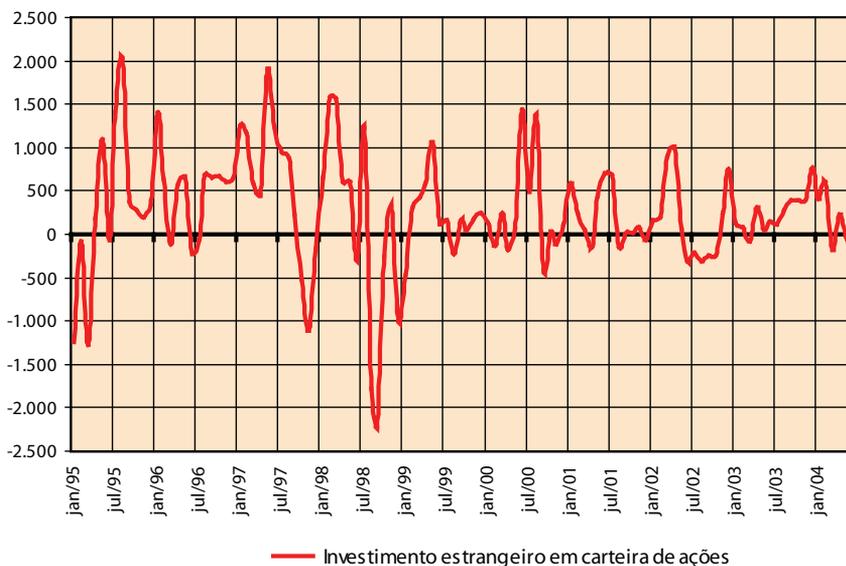
No segmento de investimentos em carteira de ações, houve influxos expressivos, mas sujeitos a alta volatilidade, como mostra Gráfico 1.

A desregulamentação dos fluxos de capitais estrangeiros no segmento de investimentos em carteira de ações, principalmente sob novas formas de ingresso regulamentadas pelos Anexos IV e V em 1991/1992, influenciou positivamente um aumento significativo no influxo de capitais estrangeiros nesse segmento.

Sobre esse fenômeno, Andrezo e Lima (2002) afirmam que, com base nos Anexos IV e V, houve maior demanda por ações, o que propiciou forte valorização dos índices de lucratividade das bolsas brasileiras. Em apenas dois anos e meio (dezembro de 1990-junho de 1993), a valorização real do Ibovespa atingiu 568%, o que representou uma rentabilidade média anual mensal (e real), no período, de 6,5%.

GRÁFICO I

INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS EM CARTEIRA  
DE AÇÕES 1995:1 – 2004:6



Fonte: Banco Central do Brasil.

O efeito dessa desregulamentação influenciou o ingresso nesse segmento, mas contribuiu para viabilizar as expressivas saídas de fluxos líquidos de capital durante os períodos de crises externas e internas.

O período posterior à implementação do Plano Real foi caracterizado por grandes turbulências nos mercados cambiais e graves crises cambiais e bancárias, especialmente nos mercados emergentes. Uma contextualização para essa instabilidade econômica é a liberalização dos mercados de capitais, que começou, em muitos mercados emergentes, no fim da década de 1980 e seguiu o Consenso de Washington.

Com a crise econômica ocorrida no México, no fim de 1994, as crises cambiais e bancárias internacionais começam a afetar especialmente os mercados emergentes, tais como Tailândia, Indonésia, Malásia e Coréia do Sul (1997), Rússia (1998), Brasil (1998/1999) e Turquia e Argentina (2001), causando recessões severas, aumento da pobreza e, parcialmente, crises políticas e sociais (houve quedas percentuais do PIB de dois dígitos na Indonésia, em 1998, e na Argentina, em 2002).

O Brasil saiu relativamente bem da crise em 1998/1999, com um ligeiro crescimento positivo do PIB em 1999, mas em 2002 houve novas turbulências cambiais nos períodos pré e pós-eleitoral, gerando uma crise de confiança dos investidores financeiros internacionais e nacionais.

### **3 ASPECTOS GERAIS DO IBOVESPA**

Até a unificação das Bolsas de Valores brasileiras em 2000, existiam, no Brasil, nove entidades: Bolsa de Valores de São Paulo; Bolsa de Valores do Rio de Janeiro; Bolsa de Valores da Bahia-Sergipe-Alagoas, em Salvador; Bolsa de Valores do Extremo Sul, em Porto Alegre; Bolsa de Valores de Minas Gerais-Espírito Santo-Brasília, em Belo Horizonte; Bolsa de Valores do Paraná; Bolsa de Valores de Pernambuco-Paraíba, em Recife; Bolsa de Valores Regional em Fortaleza; e Bolsa de Valores de Santos.

Sobre essa estrutura, Andrezo e Lima (2002) afirmam que a existência de diversas bolsas se justificava pela grande extensão do território nacional e pelas dificuldades de comunicação, de modo que, com o desenvolvimento de bases regionais de negociações, seria possível incorporar ao mercado investidores e empresas espalhados por todo o País.

Cavalcanti e Misumi (2002) destacam que a Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa) é o maior centro de negociações com ações da América Latina. Fundada em 23 de agosto de 1890, a Bovespa nasceu numa época em que a Bolsa de Valores era uma instituição pouco conhecida do grande público. Nesse período, incorporou toda a evolução econômica e política brasileira através da longa história do Índice Bovespa (criado em 1968), um dos mais tradicionais do País.

Tabak (2002) aponta que a eficiência dos mercados acionários brasileiros aumentou com mudanças institucionais, do aumento da liquidez e da abertura dos mercados brasileiros de capital para o capital internacional.

O Gráfico 2 mostra o Ibovespa mensal de janeiro de 1995 até junho de 2004. Andrezo e Lima (2002) ainda afirmam que, em 1999, as operações realizadas na Bovespa representavam 94,8%, enquanto a Bolsa de Valores do Rio de Janeiro (BVRJ) respondia por 5% e as demais bolsas, por 0,2%. Por essa razão, parece razoável usar o Ibovespa como indicador para o comportamento do mercado acionário brasileiro.

O Ibovespa é o índice mais importante do mercado acionário brasileiro, mas existem outros, como os do FGV. O Ibovespa representa o valor corrente de uma carteira de mercado e é calculado da seguinte forma (TABAK, 2002):

$$Ibovespa_t = \sum_{i=1}^n P_{it} Q_{it}$$

onde:

$Ibovespa_t$  = Índice Bovespa em t;

n = número total de ações da carteira teórica;

$P_{it}$  = preço da ação i em t;

$Q_{it}$  = quantidade teórica da ação i na carteira em t.

GRÁFICO 2

IBOVESPA 1995:1 – 2004:6



Fonte: Ipeadata.

Andrezo e Lima (2002) afirmam que, nos últimos anos, tem se verificado, no Brasil, redução do número de companhias negociadas (de 581 em 1990 para 477 em agosto de 2000) em bolsas de valores, bem como queda do volume (desde 1997/1998 em US\$) de decursos financeiros negociados na bolsa e, conseqüentemente, de sua liquidez.

Como causas, apontam-se as taxas elevadas de juro para títulos públicos (Selic), os elevados custos de manutenção de companhias abertas e a globalização como contexto de competição entre as bolsas de valores de todo o mundo.

## 4 A HIPÓTESE DE MERCADO ACIONÁRIO EFICIENTE

A globalização financeira influenciou o aumento da concorrência nos mercados financeiros nacionais e internacionais. Por essa razão, a maioria dos mercados financeiros se posiciona de maneira competitiva e ativa diante dos capitais internacionais que buscam alternativas de investimento mais rentáveis, o que significa que as oportunidades de lucros em excesso são rapidamente anuladas pela concorrência.

Uma das implicações mais relevantes para o conceito de mercado eficiente consiste no pressuposto de que os preços das ações incorporam novas informações disponíveis de maneira rápida. A hipótese de mercado acionário eficiente reflete basicamente esses pressupostos. Dessa forma, todas as oportunidades inexploradas de lucros excepcionais estarão eliminadas ou fortemente comprometidas.

Grundy e Kim (2002) abordam uma perspectiva prospectiva sobre um modelo representativo das variações dos preços das ações em um contexto informacional heterogêneo, destacando que expectativas racionais incorporam a habilidade que os preços possuem para absorver informações e que turbulências acerca do ambiente informacional podem provocar volatilidades adicionais sobre esses preços.

Brooks, Patel e Su (2003) consideram relevante o processo de diferenciação entre distintas influências decorrentes de informações antecipadas e informações não antecipadas sobre os preços das ações, suas taxas de ajuste e volumes negociados. Para esses autores, uma vez que eventos podem ser antecipados, ganhos, volumes negociados e volatilidade podem se alterar durante períodos anteriores ao anúncio público de um certo evento.

Fama (1991) destaca que a aplicação e a relevância dos estudos de eventos têm crescido fortemente nos últimos vinte anos e têm sido responsáveis pelas evidências empíricas mais claras sobre a eficiência de mercado.

Para Brooks, Patel e Su (2003), uma das premissas da teoria da eficiência de mercado estabelece que o mercado se ajusta rapidamente às recentes informações disponíveis, inclusive às informações macroeconômicas, que podem ser utilizadas para prever preços futuros.

Estudos diversos sobre os mercados de capitais partem da hipótese de que esses mercados são eficientes. Mishkin (2000) afirma que a teoria dos mercados eficientes é baseada na hipótese de que os preços dos valores nos mercados financeiros refletem totalmente a informação disponível. Em um mercado eficiente, todas as oportunidades inexploradas de lucro serão eliminadas.

Shiller (2000) explica a teoria de mercados financeiros eficientes destacando que a teoria sobre a eficiência dos mercados financeiros e as extensas pesquisas que a investigam formam a base intelectual para os argumentos contra a idéia de que

os mercados são vulneráveis à exuberância excessiva ou às bolhas. Dessa forma, a teoria dos mercados eficientes afirma que todos os preços financeiros refletem precisamente todas as informações públicas em qualquer época. Ou seja, os preços dos ativos financeiros são sempre determinados corretamente, dado o que é conhecido publicamente, em qualquer período de tempo. Os preços podem parecer altos ou baixos demais, às vezes, mas, de acordo com a teoria dos mercados eficientes, essa aparência deve ser uma ilusão.

Os preços das ações, segundo essa teoria, descrevem aproximadamente “passeios aleatórios” ao longo do tempo: as mudanças de preços são imprevisíveis, desde que ocorram apenas em resposta a informações realmente novas, as quais, pelo próprio fato de serem novas, são imprevisíveis. A teoria dos mercados eficientes e a hipótese do passeio aleatório têm passado por vários testes, usando-se dados sobre os mercados de ações em estudos publicados em periódicos acadêmicos de finanças e de economia.

Evidências empíricas, como as citadas em Tabak (2002), mostram, no entanto, que a hipótese de mercados eficientes nem sempre pode estar correta. Podem existir certas anomalias, de forma que, diante de particulares condições institucionais e econômicas, o comportamento dos mercados acionários pode conter componentes que podem tornar possíveis algumas previsões (influências sistemáticas).

Mishkin (2000, p. 420) apresenta diferentes estudos que sustentam e contrariam a teoria dos mercados financeiros eficientes. As anomalias da teoria são especialmente o efeito da pequena empresa, o efeito janeiro e a volatilidade excessiva, entre outros. Seguindo Tabak (2002), resultados diferentes no nível internacional encontram-se, entre outros, em Poterba e Summers (1988) e Lo e Mackinlay (1988). Em nível nacional, Leal, Costa Junior e Lambranhó (1998), Karamera, Ojah e Cole (1999), Grieb e Reyes (1999) mostram resultados diferentes.

Este artigo explora a hipótese de que os fluxos de capitais estrangeiros direcionados para o segmento de investimentos em carteira de ações podem ser um fator de influência sistemática sobre o Ibovespa, corroborando, com isso, basicamente os resultados do trabalho de Tabak (2002), mas na perspectiva de mostrar também sua relatividade e, possivelmente, o caráter temporário nessa limitação da teoria de mercados eficientes.

A teoria de mercados eficientes implica que os preços das ações seguem um caminho aleatório (*random walk*), não podendo ser previstos. Sobre essa perspectiva, Mishkin (2000) aponta que, na verdade, quando as pessoas mencionam a teoria *random walk* dos preços de ações, estão realmente se referindo à teoria de mercados eficientes.

Se existem influências sistemáticas de variáveis econômicas sobre o Ibovespa, a teoria de mercados eficientes pode, portanto, ser questionada nesse aspecto.

## 5 ASPECTOS METODOLÓGICOS

Esta pesquisa analisou a relação entre o comportamento do mercado acionário brasileiro, representado pelo Ibovespa, e os fluxos de capitais estrangeiros direcionados para investimentos em carteira de ações, no período de janeiro de 1995 a junho de 2004.

A hipótese de mercado eficiente para o Ibovespa foi analisada com a utilização das variáveis apresentadas a seguir, aceitando a possibilidade de que existem influências sistemáticas de outras variáveis sobre o Ibovespa, que, de certa forma, limitam essa hipótese para o período estudado:

- O Ibovespa como indicador para o mercado acionário brasileiro;
- O investimento estrangeiro líquido em carteira de ações;
- O Produto Interno Bruto (PIB) nominal como indicador dos lucros nominais das empresas, com ajuste sazonal;
- A taxa de juro Selic como fator de desconto para o PIB nominal;
- Variáveis binárias que representam as crises cambiais no período.

Para determinar os procedimentos de coleta de dados acerca do Ibovespa, dos fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações, do Produto Interno Bruto brasileiro e da taxa de juro Selic, consideraram-se tanto a necessidade de consistência para os valores obtidos quanto a credibilidade das fontes de dados secundários utilizadas.

Os valores mensais relativos às variáveis foram obtidos no Banco Central do Brasil e Ipeadata. Os dados relativos ao Produto Interno Bruto brasileiro foram convertidos por aproximação linear (de trimestrais para mensais).

Em primeiro lugar, foi especificado um modelo para analisar o impacto das crises externas sobre os investimentos estrangeiros em carteiras de ações, em que variáveis binárias (*dummies*) refletem a influência das crises cambiais sobre os fluxos de capitais externos no segmento de ações.

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \beta k + \beta w + \beta z + e_t \quad (\text{Equação 1})$$

onde,

$t$  = índice do tempo;

$y$  = fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações;

$x$  = crise mexicana;

$k$  = crise asiática;

$w$  = crise russa;

$z$  = crise pré-eleitoral de 2002;

$\beta$  = parâmetros;  
 $e$  = erro estocástico.

Utilizaram-se diferentes especificações de modelos para identificar influências sistemáticas possíveis sobre o Ibovespa. Partindo de um modelo de regressão múltipla, que reflete a visão fundamentalista dos preços das ações, relacionaram-se as variáveis em medida dos níveis: Ibovespa (em logaritmos) como variável dependente e as variáveis PIB nominal (em logaritmos), taxa de juro Selic (em logaritmos) e o investimento estrangeiro líquido em carteira de ações, como variáveis independentes para representar possíveis relações de longo prazo.

$$\ln(\text{Ibovespa}) = \beta_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \beta_4 X_4 + \varepsilon \quad (\text{Equação 2})$$

onde,

$\beta_i$  = coeficientes;

$X_i$  = outras variáveis que poderiam exibir uma influência sistemática sobre o Ibovespa (PIB nominal (em logaritmos), taxa de juro Selic (em logaritmos) e o investimento estrangeiro líquido em carteira de ações);

$\varepsilon$  = erro estocástico.

Como a regressão de variáveis em níveis está sujeita ao pressuposto de que as variáveis relacionadas sejam estacionárias, foi necessário testar sua estacionariedade utilizando os testes de Dickey e Fuller (1979) e de Phillips e Perron (1988) para identificar a existência de possíveis regressões espúrias.

Caso as variáveis sejam integradas de ordem 1 (primeira diferença), é possível fazer uma regressão entre elas e estimar com isso uma relação de curto prazo entre as variáveis. Nesse caso, também é possível detectar relações de co-integração, uma tendência comum de longo prazo, entre as variáveis estudadas, mostrando uma possível limitação da hipótese dos mercados eficientes. O teste de Johansen (1991, 1995) foi utilizado para detectar possíveis co-integrações.

Para o caso da existência de co-integração entre as variáveis, pode-se construir um modelo de correção de erro para estimar no mesmo modelo os efeitos de curto e de longo prazo. O teste de causalidade de Granger (1969) pode ser utilizado para detectar a existência de relações de causalidade unilateral entre alguma das variáveis e o Ibovespa, bem como uma relação de causalidade de Granger bilateral.

Um modelo de correção de erro é teoricamente justificável se o sinal do coeficiente de ajuste da relação de longo prazo for negativo. Se o coeficiente não for negativo, ou existirem dúvidas teóricas sobre a possibilidade de relações de

longo prazo entre as variáveis, pode-se especificar um modelo de caminho aleatório, em que entram também efeitos sistemáticos de outras variáveis sobre o Ibovespa. A estrutura proposta para o modelo de caminho aleatório foi concebida da seguinte forma:

$$\ln(\text{Ibovespa}) = \beta_1 + \ln(\text{Ibovespa}(-1)) + \beta_2 X + \varepsilon \quad (\text{Equação 3})$$

onde,

$\beta_1$  = coeficientes;

$\ln(\text{Ibovespa}(-1))$  = tem, *a priori*, um coeficiente de 1 (caminho aleatório);

X = outra variável que exibe uma influência sistemática sobre o Ibovespa;

$\varepsilon$  = erro estocástico.

Com esta metodologia econométrica, a influência sistemática de certas variáveis sobre o Ibovespa pode ser testada em diferentes modelos.

## 6 ESPECIFICAÇÃO E ESTIMAÇÃO DOS MODELOS

### 6.1 IMPACTO DAS CRISES EXTERNAS SOBRE OS INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS EM CARTEIRAS DE AÇÕES

Para caracterizar a importância das crises externas e internas nos fluxos de capitais, foi aplicada uma análise sobre os investimentos estrangeiros em carteira de ações, com base na hipótese de que as crises influenciaram negativamente os fluxos líquidos de capital estrangeiro no segmento.

A variável dependente foi o fluxo de capital no segmento, enquanto o conjunto das variáveis independentes foi composto por uma constante e variáveis binárias (*dummies*), com a finalidade de refletir os períodos das crises, assumindo um valor de 1 na crise específica e 0 em outros períodos. O Quadro 1 mostra os resultados da estimação desse modelo.

**QUADRO I**  
**INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS EM CARTEIRA DE AÇÕES E CRISES CAMBIAIS**

VARIÁVEL DEPENDENTE: INVESACOES				
Amostra (ajustada) 1995:01 2004:06				
Observações incluídas: 114				
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Probabilidade
Dumasia	-600,1826	274,1220	-2,189472	0.0307
Dumel	-444,2416	220,0726	-2,018614	0.0460
Dummex	-1022,207	304,8773	-3,352846	0.0011
DUMRBR	-973,6193	251,5380	-3,870665	0.0002
C	417,8556	62,55951	6,679330	0.0000
R quadrado	0,218650	Média variável dependente		273,2469
R quadrado ajustado	0,189976	Desvio padrão variável dep.		663,0788
Durbin-Watson	1,467821	Probabilidade Estatística F		0,000019
INVESACOES: investimentos estrangeiros em carteira de ações.				
Dumasia: variável binária para a crise asiática.				
Dumel: variável binária para turbulências cambiais no período pré e pós-eleitoral. 2002/2003				
Dummex: variável binária para a crise mexicana.				
DUMRBR: variável binária para as crises russa e brasileira.				

Fonte: Banco Central do Brasil, Ipeadata, e cálculos próprios.

As variáveis binárias assumiram o valor 1 nos períodos entre parênteses, na crise mexicana (1995:1-1995:4), na crise asiática (1997:9-1998:1), na crise russa (1998:9-1999:2) e na crise do período eleitoral em 2002 (2002:6-2003:1). Obviamente, o modelo apenas mostrou uma primeira impressão acerca da influência das crises sobre os fluxos de investimentos estrangeiros em carteira de ações.

Pode-se observar que os investimentos estrangeiros em carteira de ações apresentam saídas líquidas de capital expressivas e significativas (pelo menos no nível de significância de 0,05) para todas as crises e turbulências no período analisado. Portanto, a hipótese de que as crises influenciam negativamente sobre os fluxos líquidos de capital estrangeiro no segmento é corroborada pelos resultados empíricos.

Especialmente, os fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações são importantes, pois houve uma alta volatilidade desses fluxos ao longo do período estudado, como pôde ser observado no Gráfico 1 e no Quadro 1.

Dessa forma, pode-se considerar que fluxos relativamente menores em nível mundial podem influenciar expressivamente o Ibovespa, de forma que influxos expressivos podem levar a um aumento do Ibovespa, ou vice-versa. De 8 de julho a 12 de novembro de 1997, o Ibovespa caiu 42,5%, seguindo a crise asiática. De 30 de julho de 1998 a 14 de janeiro de 1999, o Ibovespa caiu novamente 53,7%.

Mudanças nas estratégias dos investidores institucionais nos Estados Unidos, no Japão e na Europa podem gerar grandes conseqüências no mercado acionário brasileiro, pelo fato de sua capitalização total ser relativamente pequena.

## 6.2 ANÁLISE DAS RELAÇÕES ENTRE AS VARIÁVEIS

Uma primeira tentativa de especificar um modelo *ad hoc* acerca de influências possíveis de certas variáveis sobre o Ibovespa pode partir da visão fundamentalista dos preços das ações (CAVALCANTI; MISUMI, 2002). Para Mishkin (2000), uma versão incisiva da teoria de mercados eficientes considera que os preços das ações estão corretos e refletem os fundamentos do mercado.

Como o preço fundamental da ação reflete os lucros futuros descontados de uma empresa, é possível especificar um modelo *ad hoc* relacionando o Ibovespa (em logaritmos) com o PIB nominal (em logaritmos) e com a taxa de juro Selic (em logaritmos), bem como o fluxo de investimentos estrangeiros em carteira de ações (não se podem utilizar logaritmos porque os fluxos, às vezes, tornam-se negativos). O modelo reflete a lógica de que o PIB nominal pode ser usado como instrumento para os lucros nominais na economia, porque, em médio prazo, existe uma correlação entre lucros nominais e PIB nominal, enquanto a taxa de juro Selic reflete o fator de desconto.

Os fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações refletem as influências dos fluxos de capitais em um mercado acionário como o brasileiro, com capitalização relativamente pequena. O Quadro 2 mostra os resultados da regressão para esse modelo.

**QUADRO 2**

**MODELO LN(IBOVESPA) EM NÍVEIS**

VARIÁVEL DEPENDENTE: LN(IBOVESPA)				
Amostra (ajustada) 1995:03 2004:06				
Observações incluídas: 112				
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Probabilidade
INVESACOES	0,000105	3,03E-05	3,470033	0,0007
LN(PIBR\$SA)	0,946005	0,098959	9,559537	0,0000
LN(Selic)	-0,617049	0,081106	-7,607952	0,0000
Constante	-2,106829	1,255776	-1,677710	0,0963
R quadrado	0,811502	Média variável dependente		9,249034
R quadrado ajustado	0,806266	Desvio padrão variável dep.		0,462938
Durbin-Watson	0,431297	Probabilidade Estatística F		0,000000

Fonte: Banco Central do Brasil, Ipeadata e cálculos próprios.

O  $R^2$  ajustado mostra um ajustamento expressivo (0,81), e os coeficientes, os sinais esperados. O sinal do coeficiente da variável “fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações” é positivo, refletindo a influência positiva de ingressos líquidos de capital sobre o Ibovespa.

O sinal do coeficiente do ln PIB nominal é positivo, refletindo que o instrumento para os lucros nominais mostra uma influência positiva para um aumento dos lucros nominais sobre os preços das ações Ibovespa.

O sinal do ln taxa de juro Selic é negativo, porque um aumento da taxa de juro Selic aumenta a lucratividade de investimentos em renda fixa (e aumenta a taxa de desconto no cálculo do preço fundamental).

Os coeficientes são, com exceção da constante, todos significativos no nível de significância 0,01. Mas a estatística Durbin-Watson extremamente baixa

(0,43) mostra os problemas inerentes de uma regressão nos níveis das variáveis, uma regressão provavelmente espúria.

Para estimar relações empíricas que não corram o perigo de serem espúrias, é necessário que as variáveis nos modelos de regressão sejam estacionárias. A hipótese de estacionariedade das variáveis foi testada pelos testes de Dickey e Fuller (1979) e de Phillips e Perron (1988).

A Tabela 1 mostra os resultados dos testes para o nível e primeira diferença do Ibovespa (em logaritmo), bem como para as outras variáveis que entram na pesquisa empírica.

Segundo Brooks (2002), o teste ADF (Dickey-Fuller) mais geral para uma variável  $y$  é de forma

$$H_0: y_t = y_{t-1} + u_t$$
$$H_1: y_t = \phi y_{t-1} + \mu + \lambda t + u_t; \phi < 1.$$

Testa-se um caminho aleatório contra um processo auto-regressivo de primeira ordem (AR(1)), com *drift* e uma tendência determinista.

Os testes de raiz unitária mostram que as variáveis em níveis não são estacionárias (são integradas de ordem 1), com exceção dos investimentos estrangeiros em carteiras de ações (estacionários), enquanto as variáveis em primeiras diferenças são todas estacionárias.

Provavelmente, esse resultado da estatística Durbin-Watson foi obtido pelo uso de variáveis não estacionárias, como mostram os resultados em Tabela 1 com os testes ADF e PP.

Uma regressão utilizando as primeiras diferenças das variáveis (estacionárias) reforça o fato de que a regressão no Quadro 2 seja uma regressão espúria, porque, nessa regressão, os coeficientes das variáveis em primeiras diferenças,  $\ln(\text{PIB nominal})$  e  $\ln(\text{taxa de juro Selic})$ , tornam-se não significativos, enquanto o coeficiente da variável investimentos em carteira ações (em primeiras diferenças) fica significativo no nível de significância de 0,01. Isso indica que existe uma relação de curto prazo entre as mudanças de  $\ln$  Ibovespa e as mudanças nos investimentos em carteiras de ações.

A tentativa de especificar um modelo mais apropriado precisa considerar a possibilidade de que existe uma co-integração entre a variável  $\ln$  Ibovespa e os investimentos em carteira de ações que possa caracterizar uma relação de longo prazo.

Faz-se necessário destacar que Tabak (2002) utiliza os influxos de capital estrangeiro em carteira, enquanto aqui são usados os fluxos líquidos, o que parece mais adequado. Essa escolha da variável dos influxos de capital é estatística-

mente sensata, porque as duas variáveis são integradas de ordem 1 (as primeiras diferenças são estacionárias).

Por essa razão, uma co-integração, como identificada por Tabak (2002) entre ln Ibovespa e influxos de capital, é sustentável para um período mais extenso do que na amostra.

Teoricamente, a escolha da variável “influxos de capital” parece, entretanto menos sensata, porque o que influencia o Ibovespa são a demanda e a oferta no mercado brasileiro de ações, influenciados pelos influxos de investimentos estrangeiros em carteira, bem como os defluxos (saídas). Parece, por essa razão, mais sensato usar os fluxos de investimentos líquidos de carteira, mas eles são estacionários.

**TABELA I**

**TESTES PARA RAÍZES UNITÁRIAS – ADF/PP (1995:1 ATÉ 2004:6)**

VARIÁVEL	CONDIÇÕES DO TESTE		ADF	SIGNIFICÂNCIA	PP	SIGNIFICÂNCIA
Ibovespa	Nível	Tendência e constante	-2,427	não	-2,320	não
Ibovespa	1Dif.	Sem tendência e constante	-4,981	0,01	-9,945	0,01
Ln Ibovespa	Nível	Tendência e constante	-2,684	não	-2,294	não
Ln Ibovespa	1Dif.	Sem tendência e constante	-4,545	0,01	-11,047	0,01
INVESACOES	Nível	Sem tendência e constante	-3,714	0,01	-6,398	0,01
INVESACOES	1 Dif.	Sem tendência e constante	-6,450	0,01	-15,855	0,01
Ln PIBR\$SA	Nível	Tendência e constante	-0,356	não	-0,738	não
Ln PIBR\$SA	1 Dif.	Sem tendência e constante	-2,222	0,05	-3,206	0,01
Ln Selic	Nível	Tendência e constante	-3,148	não	-2,998	não
Ln Selic	1 Dif.	Sem tendência e constante	-4,818	0,01	-12,137	0,01

Invesacoes = investimentos estrangeiros em carteira de ações.

PIBR\$SA = Produto Interno Bruto nominal com ajuste sazonal.

Selic = Taxa de juro Selic.

Fonte: Banco Central do Brasil, Ipeadata e cálculos próprios.

O teste de Johansen (1991, 1995) mostra no Quadro 3 uma co-integração entre as variáveis Ln Ibovespa e o fluxo de investimentos estrangeiros em carteiras de ações, também com a variável fluxos líquidos de capital se comportando de maneira estacionária.

A variável “investimentos estrangeiros em carteiras de ações” é estacionária, o que levanta dúvidas sobre a sustentabilidade dessa co-integração para um período mais prolongado.

**QUADRO 3**

**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO DE JOHANSEN**

Amostra: 1995:01 2004:06				
Pressuposto do teste: Nenhuma tendência determinista nos dados				
Séries temporais: Ln Ibovespa e investimentos estrangeiros				
Intervalo das defasagens: 1 até 4				
Eigenvalor	Razão Verossimilhança	Valor crítico 0,05	Valor crítico 0,01	Número CE(s) hipotético
0,238788	32,33786	12,53	16,31	Nenhuma **
0,023552	2,597918	3,84	6,51	No máx. 1
*(**) Denota rejeição da hipótese no nível de significância 0,05 (0,01).				
O teste da razão verossimilhança indica 1 equação de co-integração no nível de significância 0,01.				
Os coeficientes normalizados da equação de co-integração				
Ln Ibovespa		Investimentos estrangeiros		
1.000000		-0,040176		
		(0,01140)		

De acordo com Brooks (2002), o teste de Johansen está testando a hipótese de que de um conjunto de g variáveis algumas poderiam ser co-integradas. Quando se incluem defasagens das variáveis, é construído um modelo de cor-

reção de erro. O teste de co-integração é feito avaliando os *eigenvalues* da matriz dos coeficientes.

Teoricamente, essa co-integração deve ser questionada porque uma variável integrada de ordem 1 (ln Ibovespa) e uma variável estacionária (investimentos estrangeiros em carteira de ações) não podem ter uma tendência comum para um período prolongado.

Um modelo de correção de erro pôde ser especificado e estimado, de maneira semelhante ao que propôs Tabak (2002), reunindo as relações de curto e de longo prazo. Pelo teste de causalidade de Granger (1969), são apontadas evidências acerca de influências bilaterais, tanto dos investimentos estrangeiros em carteiras de ações sobre o Ibovespa (um aumento dos fluxos dos investimentos estrangeiros leva a um aumento do Ibovespa e vice-versa) quanto de uma queda do Ibovespa, a qual pode levar a uma saída de capitais estrangeiros.

Estimando o modelo de correção de erro, os coeficientes da equação de co-integração apresentam sinais positivos, o que invalida sua especificação (achado semelhante é encontrado em Tabak, 2002).

Um coeficiente é positivo, enquanto o outro é muito pequeno e não significativo, mas negativo. Por essa razão, parece mais sensato especificar o modelo como um caminho aleatório (*random walk*), com influência sistemática de curto prazo dos investimentos estrangeiros em carteiras de ações. Os resultados são apresentados no Quadro 4.

Por meio desses resultados, fica evidenciada uma influência sistemática dos fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações sobre o ln Ibovespa, altamente significativa e com o sinal esperado (um aumento dos fluxos líquidos de capital leva a um aumento do Ibovespa e vice-versa).

Esses achados apontam certas restrições sobre a aceitação da hipótese de mercados eficientes e refletem provavelmente a alta volatilidade dos fluxos de capital, por causa de crises internacionais associadas à capitalização relativamente pequena do mercado brasileiro de ações.

**QUADRO 4**  
**MODELO CAMINHO ALEATORIO COM INFLUÊNCIA DOS INVESTIMENTOS ESTRANGEIROS**

VARIÁVEL DEPENDENTE: Ln IBOVSPA					
Amostra (ajustada) 1995:02 2004:06					
Observações incluídas: 113					
LNIBOVSPA=C(1)+LNIBOVSPA(-1)+C(2)*INVESACOES					
Variável	Coefficiente	Desvio padrão	Estatística t	Probabilidade	
C(1) constante	-0,004056	0,010612	-0,382245	0,7030	
C(2) INVESACOES	6,64E-05	1,50E-05	4,433067	0,0000	
R quadrado	0,952977	Média variável dependente		9,238801	
R quadrado ajustado	0,952553	Desvio padrão variável dep.		0,473529	
Durbin-Watson	2,216582				
O coeficiente da variável ln(lbovespa) não aparece no quadro, porque – sob a hipótese de caminho aleatório – é, a priori, determinado com o valor 1.					

Fonte: Banco Central do Brasil, Ipeadata e cálculos próprios.

## 7 ANÁLISE CRÍTICA DOS RESULTADOS

Os resultados devem ser vistos com um certo ceticismo, porque alguns pensamentos teóricos, bem como uma análise mais profunda dos resultados empíricos, mostram uma certa fragilidade na anomalia observada pelo comportamento do Ibovespa.

Por um lado, o período observado foi de alta volatilidade nos mercados cambiais, principalmente para os mercados emergentes. Com a tendência de que muitos mercados emergentes alteraram suas políticas cambiais, depois das crises severas, para regimes cambiais flutuantes, o sistema financeiro internacional demonstrou maior estabilidade em relação às expectativas para com os mercados emergentes. Desse modo, a influência estatística dos fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações sobre o Ibovespa pode ser menos significativa.

O mesmo efeito pode ter, numa perspectiva de longo prazo, um eventual crescimento do mercado brasileiro de ações, pois uma capitalização maior diminuirá a exposição às influências externas.

Uma análise mais profunda dos resultados empíricos do modelo de correção de erro mostra a fragilidade das anomalias empíricas observadas. Essa crítica também é destacada por Tabak (2002), em que os resultados também se mostraram frágeis.

Por outro, a especificação do modelo de caminho aleatório com influência sistemática dos fluxos de investimentos estrangeiros em carteira de ações mostrou uma influência de curto prazo significativa desses fluxos sobre o Ibovespa na direção esperada.

## 8 CONCLUSÕES

A análise do comportamento do mercado brasileiro de ações no período pós-Plano Real mostrou uma certa limitação para a hipótese de caminho aleatório dos preços das ações medidos pelo Ibovespa.

As crises financeiras internacionais, bem como as turbulências cambiais ocorridas no período em análise, provocaram a alta volatilidade dos fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações, apresentando saídas líquidas expressivas de capital em tempo de crise.

Essas mudanças nos fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações exibiram uma influência estatisticamente significativa sobre o Ibovespa, configurando uma certa limitação da hipótese de caminho aleatório dos preços de ações medidos pelo Ibovespa.

A análise estatística mostra uma influência bilateral entre o Ibovespa e os fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações, na qual estes influenciaram diretamente o Ibovespa que, por sua vez, exerceu influência sobre os fluxos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações.

O trabalho aponta que essa influência sistemática dos fluxos líquidos de investimentos estrangeiros em carteiras de ações sobre o Ibovespa pode ser um fenômeno temporário, decorrente da alta volatilidade dos investimentos estrangeiros em carteiras de ações, nas crises verificadas dentro do período de tempo investigado.

## REFERÊNCIAS

- ANDREZO, A. F.; LIMA, I. S. *Mercado financeiro: aspectos históricos e conceituais*. São Paulo: Pioneira, Thomson Learning, 2002.
- ASSAF NETO, A. *Mercado financeiro*. São Paulo, Atlas, 1999.
- BEIM, D.; CALOMIRIS, C. W. *Emerging financial markets*. Boston: McGraw-Hill, 2001.
- BROOKS, C. *Introductory econometrics for finance*. Cambridge, UK: The Cambridge University Press, 2002.
- BROOKS, Raymund M.; PATEL, Ajay; SU, Tié. How the equity market responds to unanticipated events. *Journal of Business*, v. 76, n.1, Jan. 2003.
- CAVALCANTI, F.; MISUMI, J. Y. *Mercado de capitais*. Rio de Janeiro: Elsevier, 2002.
- DICKEY, D.; FULLER, W. A. Distribution of the estimates for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, v. 74, p. 427-431, 1979.
- FAMA, Eugene. Efficient capital markets II. *Journal of Finance*, v. 26, n. 5, Dec. 1991.
- GRANGER, C. W. J. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometria*, v. 37, p. 24-36, 1969.
- GRIEB, T.; REYES, M.G. Random walk tests for Latin American equity indexes and individual firms. *Journal of Financial Research*, v. 22, p. 371-383, 1999.
- GRUNDY, Bruce D.; KIM, Youhgsoo. Stock market volatility in a heterogeneous information economy. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, v. 37, n. 1, Mar. 2002.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometria*, v. 59, p. 1551-1580, 1991.
- \_\_\_\_\_. *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*. Oxford: Oxford University Press, 1995.
- KARAMERA, D.; OJAH, K.; COLE, J. A. Random walks and market efficiency tests: evidence from emerging equity markets. *Review of Quantitative Finance Accounting*, v. 13, p. 171-188, 1999.
- LEAL, R.; COSTA JUNIOR., C. L.; LAMBRANHO, P. The market impact of crosslisting: the case of Brazilian ADRs. *Emerging Markets Quarterly*, v. 2, p. 39-45, 1998.
- LO, A. W.; MACKINLAY, A. C. Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test. *The Review of Financial Studies*, v. 1, p. 41-66, 1988.

- MADDALA, G. S., KIM, I. *Unit roots, cointegration, and structural change*. Cambridge, UK: Cambridge University Press, 2000.
- MISHKIN, F. S. *Moedas, bancos e mercados financeiros*. Rio de Janeiro: LTC, 2000.
- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. *Biometrika*, v. 75, p. 335-346, 1988.
- POTERBA, J.M.; SUMMERS, L. H. Mean reversion in stock prices: evidence and implications. *Journal for Financial Economics*, v. 25, p. 323-348, 1988.
- SANTISO, J. *The political economy of emerging markets: actors, institutions and financial crises in Latin America*. New York: Palgrave Macmillan, 2003.
- SANTOMERO, A. M.; BABEL, D. F. *Financial markets, instruments, and institutions*. Singapore: McGraw-Hill.
- SANTOMERO, Anthony M.; BABEL, David, F. *Financial markets, instruments, and institutions*. Singapore: McGraw-Hill, 2001.
- SHILLER, R. J. *Exuberância irracional*. São Paulo: Makron Books, 2000.
- TABAK, B. M. The random walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: the brazilian stock market case. Brasília: Banco Central do Brasil, 2002. (Working Paper Series, 58). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acessado em: 27 nov. 2004.

### TRAMITAÇÃO

Recebido em 21/11/2005

Aprovado em 6/6/2006

Copyright of *Revista de Administração Mackenzie* is the property of Universidade Presbiteriana Mackenzie, RAM-Revista de Administracao Mackenzie and its content may not be copied or emailed to multiple sites or posted to a listserv without the copyright holder's express written permission. However, users may print, download, or email articles for individual use.