

**UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA**  
**Centro Sócio Econômico - CSE**  
**Programa de Pós-Graduação em Economia (Mestrado)**

**LUCIANA DOS ANJOS REIS**

**RETORNO DE AÇÕES E FLUXO DE INVESTIMENTO**  
**ESTRANGEIRO NO BRASIL**

**Florianópolis**  
**2007**

**LUCIANA DOS ANJOS REIS**

**RETORNO DE AÇÕES E FLUXO DE INVESTIMENTO  
ESTRANGEIRO NO BRASIL**

Dissertação apresentada como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Ciências Econômicas do Programa de Pós Graduação em Economia da Universidade Federal de Santa Catarina (UFSC).

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

**Florianópolis  
2007**

## **FICHA CATALOGRÁFICA**

Reis, Luciana dos Anjos

Retorno de Ações e Fluxo de Investimento Estrangeiro no Brasil / Luciana dos Anjos Reis, Florianópolis: UFSC, 2007, p. 53

Dissertação (Mestrado) – Universidade Federal de Santa Catarina, Programa de Pós-Graduação em Economia, 2007. Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer.

1. Retorno de Ações
2. Investimento Estrangeiro
3. Exogeneidade

**LUCIANA DOS ANJOS REIS**

**RETORNO DE AÇÕES E FLUXO DE INVESTIMENTO  
ESTRANGEIRO NO BRASIL**

Esta dissertação foi julgada adequada para a obtenção do título de Mestre em Economia (Área de Concentração: Economia e Finanças) e aprovada, na sua forma final, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC.

---

Prof. Dr. Roberto Meurer  
Coordenador

---

Prof. Dr. Roberto Meurer (Orientador)  
Programa de Pós-Graduação em Economia UFSC

---

Prof. Dr. Benjamin Tabak (Membro Titular)  
Banco Central do Brasil

---

Prof. PhD. Eraldo Sérgio Barbosa da Silva (Membro Titular)  
Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC

*Dedico esta dissertação aos que acreditam no conhecimento como fonte de  
liberdade e contribuem para que mais pessoas sejam livres.*

## **AGRADECIMENTOS**

A Deus, sempre.

Aos meus pais pelo apoio incondicional e ensinamento de constante superação.

A toda minha família, principalmente meus tios Gilberto e Sônia por todo suporte durante minha vida acadêmica.

Ao meu namorado André, sempre disposto a ajudar-me e revisar a dissertação.

Aos meus grandes mestres, que contribuíram definitivamente para a formação de meu caráter e nortearam a trajetória da minha vida.

A Roberto Meurer, meu orientador; e Evelise, secretária da PPGE-UFSC, pela dedicação e compreensão.

A CAPES, pelo suporte financeiro à realização deste mestrado.

Aos colegas de turma, pela amizade e ensinamento de que a diversidade de formação engrandece todo ambiente de trabalho.

## RESUMO

Identificar estatisticamente uma relação clara entre retorno de ações brasileiras e investimento estrangeiro em ações constitui fator relevante para investidores e gestores de política econômica. Investidores buscam precisão nas estimativas dos lucros de suas ações e os gestores têm interesse no impacto do investimento estrangeiro sobre a taxa de câmbio. Este trabalho investiga relações de causalidade e exogeneidade entre o retorno de ações brasileiras e o investimento estrangeiro em ações, utilizando dados mensais de 1995 a 2005. Os resultados encontrados comprovam a hipótese de que a entrada de investimento estrangeiro provoca o aumento no retorno das ações. Além desse investimento, o modelo econométrico mais adequado ainda incorporou como variáveis explicativas a taxa de câmbio, a qual determina o preço relativo das ações brasileiras para os investidores estrangeiros; um índice de ações globais, que denota a influência do mercado acionário mundial sobre o brasileiro; e o risco Brasil, que capta as percepções de risco por parte dos investidores externos quanto à capacidade de solvência da economia brasileira. Conjuntamente, essas variáveis responderam por 73% da explicação do retorno das ações brasileiras no período analisado. Os dados indicaram forte correlação contemporânea entre as variáveis, mas não foi possível estabelecer causalidade de Granger do fluxo de investimento estrangeiro em relação ao retorno das ações. Por fim, os testes de exogeneidade fraca e forte garantiram que o modelo selecionado pode ser utilizado para fins de inferência; mas é inadequado para realizar previsões.

## **ABSTRACT**

The establishment of a clear statistical relationship between Brazilian stock returns and equity foreign investment is a crucial factor for investors and policy makers alike. Investors seek for accuracy on equities earnings estimates and policy makers should be interested in the influence of foreign investment on the exchange rate. This work investigates the causal and exogenous relationship between Brazilian stock returns and equity foreign investment using monthly data from 1995 to 2005. The results found prove the hypothesis that foreign inflow causes Brazilian equity return to rise. Besides these flows, the selected model included the exchange rate, a global stock price index (MSCI WORLD), an index for the Brazilian external debt (EMBI+BR) and volatility. The first variable included tracks the external investor's perception of the relative price of the Brazilian stocks, the second measures the global capital market's influence over the Brazilian market, and the last one shows the perceived risk of default on Brazilian bonds. These variables can explain 73% of the equity return. Despite strong contemporaneous correlation between the Ibovespa return and foreign flows, the data show no Granger causality from foreign investment flows to stock market returns. These finds are robust to a weak exogeneity test, but not to strong exogeneity. So, the model can be used for inference purposes but not for prediction.



## SUMÁRIO

LISTA DE FIGURA E TABELAS .....	01
LISTA DE FÓRMULAS .....	04
LISTA DE NOTAÇÕES UTILIZADAS NAS FÓRMULAS.....	06
1. INTRODUÇÃO E FUNDAMENTAÇÃO DA PESQUISA .....	07
2. RETORNO DE AÇÕES E INVESTIMENTO DE PORTFÓLIO.....	10
3. EXOGENEIDADE	
3.1. Exogeneidade fraca.....	13
3.2. Exogeneidade forte.....	14
3.3. Exogeneidade superforte.....	14
3.4. Exemplo.....	15
4. EVIDÊNCIA EMPÍRICA	
4.1. Fonte de Dados e Metodologia.....	17
4.2. Resultados.....	22
5. CONCLUSÃO.....	37
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS .....	39
APÊNDICE 1 – DADOS ORIGINAIS .....	43

## LISTA DE FIGURA E TABELAS

Figura 4.1.1 – Gráficos de Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> e Variação do Risco Brasil (período 1995:01 a 2005:12) .....	20
Tabela 4.1.2 – Principais estatísticas de Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> e Variação do Risco Brasil, para o Período de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005 .....	21
Tabela 4.2.1 – Teste de Raiz Unitária das Séries Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> , Variação do Risco Brasil. Amostra de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005 .....	22
Tabela 4.2.2 – Matriz de Correlação das Variáveis Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> , Variação do Risco Brasil, Cujas Amostras Contemplam Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005.....	23
Tabela 4.2.3 – Estimação da Equação (4.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	24
Tabela 4.2.4 – Seleção de Defasagem Ótima Através do Critério de Informação de Schwarz para RI e PECB.....	24

Tabela 4.2.5 – Teste de Causalidade de Granger de Retorno do Ibovespa e Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa com uma Defasagem. Amostra de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005.....	25
Tabela 4.2.6 – Estimação da Equação (4.2.2) por Máxima Verossimilhança (Marquardt).....	26
Tabela 4.2.7 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em relação ao Retorno do Ibovespa: Teste de Variável Redundante $u_t$ em (4.2.2) .....	26
Tabela 4.2.8 – Matriz de Correlação entre Defasagens do Retorno do Ibovespa e da Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa ( 1995:01 a 2005:12) .....	27
Tabela 4.2.9 – Estimação de Modelo VAR entre Retorno do Ibovespa e Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa para o Período de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005 .....	27
Tabela 4.2.10 – Estimação da Equação (4.2.5) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	28
Tabela 4.2.11 – Estimação da Equação (4.2.6) por Máxima Verossimilhança (BHHH).....	29
Tabela 4.2.12 – Teste de Causalidade de Granger com Uma Defasagem, Utilizando as Variáveis: Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> e Variação do Risco Brasil.....	30

Tabela 4.2.13 – Seleção da Defasagem Ótima Através do Critério de Informação de Schwarz para RI, DPECB, VC, RMSCI e VRB.....	31
Tabela 4.2.14 – Estimação da Equação (4.2.7) por Máxima Verossimilhança (BHHH).....	32
Tabela 4.2.15 – Estimação da Equação (4.2.8) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	33
Tabela 4.2.16 – Estimação da Equação (4.2.9) por Máxima Verossimilhança (Marquardt).....	33
Tabela 4.2.17 – Estimação da Equação (4.2.10) por Mínimos Quadrados Ordinários) .....	34
Tabela 4.2.18 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do MSCI World em Relação à Variação do Risco: Teste de Variável Redundante $\varepsilon_{DPECB,t}$ , $\varepsilon_{VC,t}$ , $\varepsilon_{RMSCI,t}$ em (4.2.10).....	35
Tabela 4.2.19 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial e Retorno do <i>MSCI World</i> em Relação a Retorno do IBovespa. Teste de Variável Redundante $\varepsilon_{RI,t}$ em (4.2.7), (4.2.8) e (4.2.9).....	35
Tabela 4.2.20 – Teste de Exogeneidade Forte de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial e Retorno do <i>MSCI World</i> em Relação ao Retorno do Ibovespa.....	36

## LISTA DE FÓRMULAS

Equação (3.1) – Primeira Condição para Satisfação da Exogeneidade Fraca..	13
Equação (3.2) – Equação Condicional.....	15
Equação (3.3) – Equação Marginal.....	15
Equação (3.4) – Reparametrização da Equação Condicional (3.2) .....	15
Equação (3.5) – Relação entre os Parâmetros das Equações Condicionais (3.2) e (3.4) .....	15
Equação (3.6) – Parâmetros $\theta$ , $\lambda_1$ e $\lambda_2$ do Modelo Constituído por (3.4) e (3.3).....	15
Equação (3.7) – Exemplo da Primeira Condição para Satisfação da Exogeneidade Fraca: $\beta$ em termos de $\lambda_1$ .....	16
Equação (3.8) – Parâmetros $\theta$ , $\lambda_1$ e $\lambda_2$ do Modelo Constituído por (3.4) e (3.3) quando $\sigma_{12} = 0$ .....	16
Equação (4.1.1) – Fórmula do Retorno do Ibovespa.....	18
Equação (4.1.2) – Fórmula da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa.....	18
Equação (4.1.3) – Fórmula da Variação Cambial.....	19
Equação (4.1.4) – Fórmula do Retorno do <i>MSCI World</i> .....	19
Equação (4.1.5) – Fórmula da Variação do Risco Brasil.....	19
Equação (4.2.1) – Equação do Retorno do Ibovespa como Função de Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa.....	24

Equação (4.2.2) – Equação Marginal de Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa .....	25
Equação (4.2.3) – Primeira Equação do VAR entre Retorno do Ibovespa e Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa .....	28
Equação (4.2.4) – Segunda Equação do VAR entre Retorno do Ibovespa e Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa .....	28
Equação (4.2.5) – Primeiro Modelo do Retorno do Ibovespa como Função de Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> e Variação do Risco Brasil (MQO) .....	29
Equação (4.2.6) – Segundo Modelo do Retorno do Ibovespa como Função de Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do <i>MSCI World</i> e Variação do Risco Brasil (ARCH) .....	30
Equação (4.2.7) – Equação Marginal de Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença .....	32
Equação (4.2.8) – Equação Marginal de Variação Cambial.....	33
Equação (4.2.9) – Equação Marginal de Retorno do <i>MSCI World</i> .....	34
Equação (4.2.10) – Equação Marginal da Variação do Risco Brasil.....	35

## LISTA DE NOTAÇÃO UTILIZADA NAS FÓRMULAS E NO TEXTO

<i>ARCH</i>	Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva
<i>BHHH</i>	Algoritmo de otimização de Berndt-Hall-Hall-Hausman
<i>BOVESPA</i>	Bolsa de Valores de São Paulo
<i>CÂMBIO PTAX</i>	Média das taxas efetivas de câmbio com transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume de transações.
<i>CVM</i>	Comissão de Valores Mobiliários
<i>DPECB</i>	Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
<i>EMBI</i>	<i>Emerging Market Bond Index</i>
<i>GARCH</i>	Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada
<i>IAPM</i>	<i>Standard International Asset Pricing Models</i>
<i>IBOVESPA</i>	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
<i>MARQUARDT</i>	Algoritmo de otimização de Marquardt
<i>MQO</i>	Mínimos quadrados ordinários
<i>PECB</i>	Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
<i>RI</i>	Retorno do Ibovespa
<i>RMSCI</i>	Retorno do <i>Morgan &amp; Stanley Capital Index</i>
<i>VAR</i>	Vetor Auto-Regressivo
<i>VC</i>	Varição Cambial
<i>VEC</i>	<i>Vectot Error Correction</i>
<i>VRB</i>	Varição do Risco Brasil ( <i>Emerging Markets Bond Index + Brazil</i> )

# 1. Introdução e Fundamentação da Pesquisa

A oscilação do preço das ações brasileiras pode ser influenciada pela entrada e saída de recursos estrangeiros? Investimentos estrangeiros em ações causam, no sentido de Granger, o retorno dessas ações? É possível construir um modelo robusto capaz de relacionar retorno de ações e investimento estrangeiro em uma única equação?

Essas questões são cruciais para compreendermos o mercado acionário brasileiro a partir dos anos 90. Desde esta década, o Brasil figura como um dos principais destinos do investimento de portfólio internacional<sup>1</sup>. Atualmente, a participação de investidores estrangeiros na capitalização da Bovespa corresponde a 36,74%<sup>2</sup>.

Em razão desta participação expressiva, identificar estatisticamente uma relação clara entre retorno de ações e investimento estrangeiro constitui fator relevante para os investidores na formulação de suas carteiras, sejam eles residentes ou não. Além disso, a entrada ou saída de investimentos estrangeiros em ações influencia a volatilidade da taxa de câmbio e, por conseqüência, a formulação e condução da política econômica.

Apesar da vasta literatura sobre investimento de portfólio, grande parte dos trabalhos restringe-se à análise de correlação (Errunza, 2001) entre essa modalidade de investimento e o retorno de ações, ou emprega modelo VAR. As poucas tentativas de análise que utilizam variações do modelo clássico de regressão linear geralmente não atentam para satisfação dos requisitos de estimação (Clark e Berko, 1997), dentre eles exogeneidade das variáveis explicativas. Também há ausência de estudos recentes que abordem os fluxos de investimento de portfólio após as crises financeiras.

Considerando-se estas lacunas na literatura, é importante investigar sistematicamente causalidade e exogeneidade do fluxo de investimento estrangeiro em ações em relação ao retorno do mercado acionário brasileiro. Nesse sentido, o objetivo deste trabalho é explicar a variação do retorno das ações brasileiras como função do investimento estrangeiro.

---

<sup>1</sup> Uma boa descrição sobre o volume e a composição dos fluxos de capitais internacionais para a economia brasileira, ao longo da década de 1990, encontra-se em Holland e Veríssimo (2004).

<sup>2</sup> Esse valor refere-se ao mercado à vista de outubro de 2006 e encontra-se no portal da Bolsa de Valores de São Paulo - [www.bovespa.com.br](http://www.bovespa.com.br).



A hipótese sobre a relação entre estas variáveis é que esse fluxo de investimentos estrangeiros provoca oscilação no retorno das ações. Especificamente, a entrada de recursos ocasiona um aumento no retorno corrente e a saída de recursos provoca uma queda no mesmo.

A explicação para este fenômeno está na expansão da base de investidores provocada pela entrada de capitais. Como consequência, ocorre uma maior divisão de risco e aumento da liquidez dessas ações (Clark e Berko, 1997). Por sua vez, menor risco total (Merton, 1987 e Hargis, 2002) e maior liquidez (Hargis, 1996) estão relacionados positivamente com o retorno corrente das ações.

O modelo ainda incorpora como variáveis explicativas a taxa de câmbio, a qual determina o preço relativo das ações brasileiras para os investidores estrangeiros; um índice de ações globais, que denota a influência do mercado acionário mundial sobre a Bovespa; e por fim, o risco Brasil, que capta as percepções de risco por parte dos investidores externos quanto à capacidade de solvência da economia brasileira. Conforme Fama (1991) e Bilson et al. (2001) a escolha dessas variáveis está sujeita à subjetividade do autor; entretanto, esse conjunto de variáveis encontra-se relacionado ao retorno de ações em diversos artigos (Dornbush e Fischer, 1980; Adler e Dumas, 1983; Chen et al., 1986; Harvey, 1995; Henry, 2000; e Bilson et al., 2001).

Dornbush e Fischer (1980) argumentam que o câmbio é importante na explicação do retorno de ações porque uma elevação dos preços externos comparados aos domésticos aumenta a competitividade das empresas nacionais; e, em consequência, suas exportações. Esse quadro configura uma melhora das expectativas de lucros futuros das empresas e um aumento da renda nacional, que pode ser investida na compra de ações. Maior expectativa de lucro e maior demanda por esse ativo elevam o preço dessas ações. Sendo assim, espera-se uma relação negativa entre retorno das ações brasileiras e a taxa de câmbio.

A crescente integração entre os mercados de capitais consiste na justificativa de acrescentar um índice de ações globais à explicação do retorno das ações brasileiras. Conforme Harvey (1995), Henry (2000) e Bilson et al. (2001) a significância estatística e sua importância relativa na explicação do retorno podem revelar o grau de segmentação ou integração dessa economia ao mercado mundial. Assim, é esperada uma relação positiva entre os rendimentos desse mercado e o brasileiro.

Em relação à utilização de medidas de percepção de risco por parte dos investidores internacionais, Chen et al. (1986) afirmam que vários estudos têm documentado que não é a taxa de juros, mas o prêmio de risco dos títulos da

dívida pública que são mais relevantes na explicação do retorno das ações. O sucesso empírico dessas medidas em detrimento da taxa de juros pode ser explicado pela maior capacidade daquele de refletir, conjuntamente, o custo de oportunidade e o risco de investir em ações no exterior. A hipótese adotada para o risco Brasil é que ele se relacione negativamente com o retorno das ações.

Deseja-se primeiramente relacionar retorno de ações e investimento estrangeiro em um modelo univariado (Clark e Berko, 1997). A seguir, esse modelo sofrerá uma série de testes diagnósticos, com ênfase na verificação de relações de exogeneidade fraca e forte, e causalidade.

Caso os testes sugiram forma funcional inadequada ou endogeneidade fraca, duas alternativas serão consideradas. A primeira delas refere-se à inclusão de variáveis; e, a segunda, à estimação por auto-regressão vetorial (VAR). Novamente, os mesmos testes diagnósticos serão realizados, com o intuito de obter um modelo capaz de realizar inferência e previsão.

O próximo capítulo aborda os aspectos metodológicos e os resultados alcançados por estudos anteriores. O capítulo 3 conceitua e diferencia os diversos tipos de exogeneidade, esclarece sua ligação com causalidade e apresenta um exemplo ilustrativo. A seguir, são apresentadas as evidências empíricas, cujo capítulo é dividido em duas partes: metodologia e fonte de dados e resultados. Por fim, o capítulo 5 trata das principais conclusões.

## 2. Retorno de Ações e Investimento de Portfólio

Um grande número de estudos tem documentado a relação entre variáveis macroeconômicas e retorno de ações (Bilson et al., 2001; Nunes et al., 2005). Tradicionalmente, a análise dessa relação visa expandir os fatores explicativos convencionais do retorno, tais como risco sistemático, nível de vendas e razão entre preço e lucro. No caso específico das economias emergentes, visa também identificar seu nível de integração com o mercado mundial de capitais (Bekaert, 1995; Kim e Singal, 2000; e Phylaktis e Ravazzolo, 2002).

Com a liberalização dos mercados emergentes nas duas últimas décadas, os fluxos de investimentos estrangeiros em carteira tornaram-se destaque nesta literatura e ampliaram sua dimensão de análise. De um modo geral, existem três vertentes de estudo: investimentos de portfólio, segmentação dos mercados acionários emergentes e conseqüências de estratégias de desenvolvimento baseadas em atração de capitais de curto prazo.

A primeira examina relações de correlação, causalidade e outros aspectos empíricos do investimento de portfólio. Dentro desta perspectiva estão os artigos de Froot et al. (2001) e Tabak (2002). Froot et al. (2001) empregam correlação e VAR para relacionar séries diárias de retorno e investimento de portfólio em 44 países desenvolvidos e emergentes, de 1994 a 1998. Os resultados obtidos por esses autores são estacionariedade dos fluxos de investimento de portfólio, persistência desses fluxos maior que a do retorno, forte influência do retorno passado na explicação do fluxo, previsão de retorno através dos fluxos de investimento passado e relação positiva desse último com o retorno corrente.

Tabak (2002), por sua vez, constata cointegração entre a entrada diária de investimento de portfólio e o mercado brasileiro de ações, através da metodologia de Johansen. Além disso, encontra uma relação de bicausalidade entre essas variáveis, ao estimar um modelo VAR com mecanismo de correção de erros (VEC). A amostra de sua pesquisa abrange os anos de 1986 a 1998.

A segunda linha de pesquisa investiga empiricamente como o grau de segmentação dos mercados emergentes e, em conseqüência, a composição de sua base de investidores influencia o preço das ações. Esta relação constitui uma das predições do IAPM (*Standard International Asset Pricing Model*), segundo o qual, a liberalização do mercado de ações pode reduzir o custo de capital por meio da divisão de risco entre investidores residentes e não residentes (Stulz, 1995 e 1999).

Uma consequência da segmentação desses mercados é a tendência à diversificação internacional das carteiras dos investidores (French e Poterba, 1991; Lewis, 1994; Tesar e Werner, 1995). A explicação para este fenômeno está na relevância da informação local para a formação do preço das ações. Quanto mais segmentado for o mercado, mais relevante é a informação local e mais eficiente é alocar recursos em mercados cujos fatores determinantes do preço das ações sejam não correlacionados entre si.

Destacam-se nesta vertente, Clark e Berko (1997) e Henry (2000). Clark e Berko (1997) avaliam os efeitos da diversificação internacional no preço das ações mexicanas por meio de quatro hipóteses divergentes. A primeira e mais importante delas argumenta que o fluxo de investimento de portfólio expande a base de investidores do mercado acionário destino e provoca o aumento do preço das ações (Merton, 1987 e Warther, 1995). A segunda hipótese sugere que o aumento do preço das ações devido ao influxo de investimento de portfólio é causado por uma euforia temporária do mercado. Dessa forma, como o aumento do preço não possui fundamentos reais, ele será revertido (Harris e Gurel, 1986; e Shleifer, 1986). Na hipótese sobre omissão de variáveis relevantes a influência do fluxo de investimento sobre o retorno das ações reflete o efeito de outras variáveis que influenciam ambas as séries. Por fim, a última hipótese de Clark e Berko (1997) afirma que uma correlação contemporânea entre fluxo de investimento e retorno de ações pode existir em função da reação dos investidores estrangeiros ao movimento de preço das mesmas; mas isso não implicaria em causalidade do fluxo para retorno (Warther (1995)). Os resultados obtidos por Clark e Berko (1997) corroboraram a primeira e terceira hipóteses. No primeiro caso, a regressão univariada do retorno sobre a participação estrangeira na capitalização da bolsa mexicana resultou num poder explicativo de 14% e num coeficiente igual a 0.06. No segundo, a adição de variáveis macroeconômicas reduziu, mas não eliminou, o impacto do investimento de portfólio sobre o preço das ações.

Ainda sobre segmentação de mercados emergentes, Henry (2000) apresenta um estudo de caso em que avalia o efeito da liberalização do mercado de capitais no preço das ações de 12 economias emergentes. Especificamente, ele verifica retornos anormais mensais de 3,3% nos oito meses seguintes à liberalização de cada mercado e conclui que há redução da segmentação dos mesmos. É interessante ressaltar que esta estimativa é controlada para estabilização macroeconômica, liberalização comercial, privatizações e diminuição de mecanismos de controle sobre o câmbio.

A literatura sobre as consequências da estratégia de desenvolvimento baseada em atração de capitais de curto prazo apresentou forte expansão devido às crises financeiras vivenciadas por algumas economias emergentes na última década, notoriamente as crises mexicana e asiática. Os artigos de Errunza (2001), e Bakaert et al. (2005) integram esta linha de estudo. Através de análise de correlação, Errunza (2001) encontra evidência de que a liberalização

do investimento de portfólio promove desenvolvimento do mercado doméstico de capitais, maior eficiência na alocação de recursos e redução do custo de capital. Entretanto, este autor aponta algumas medidas a serem adotadas pelas economias emergentes a fim de que os benefícios da liberalização possam ser auferidos. Essas medidas consistem no controle do déficit fiscal, na superação de falhas de mercado e na criação de um ambiente de atração de investimentos mais duradouros.

Bakaert et al. (2005) utilizam modelo painel para investigar o efeito da entrada de investimento de portfólio sobre o crescimento econômico de 95 países. Eles demonstram que a liberalização do mercado de capitais ocasiona o aumento de 1% no crescimento econômico real, em média. Esses autores ainda aprimoram seu modelo ao considerar o problema de endogeneidade entre as variáveis. Dessa forma, eles adotam uma fórmula para medir o crescimento industrial de cada país como instrumento para taxa de crescimento econômico e obtêm, estatisticamente, o mesmo resultado.

Uma vez explorada a metodologia e os resultados de alguns estudos sobre investimento estrangeiro em ações, é possível perceber que somente Bakaert et al. (2005) aborda a questão da exogeneidade. O próximo capítulo dedica-se a explicar esse conceito a fim de esclarecer como sua ausência compromete trabalhos empíricos.

### 3. Exogeneidade

A exogeneidade é requisito para a estimação eficiente de modelos econométricos formados por apenas uma equação. Grosso modo, ela garante que as variáveis explicativas do modelo sejam não correlacionadas com o resíduo da regressão, uma das hipóteses do modelo clássico de regressão linear.

Engle et al. (1983) argumentam que dependendo do objetivo da análise da equação é preciso saber se a exogeneidade é fraca, forte ou super forte. Para fazer inferências sobre os parâmetros de interesse, é necessário averiguar a exogeneidade fraca. Quando a previsão é o objetivo do modelo, deve-se constatar a exogeneidade forte. Por último, se o propósito do modelo é a formulação de políticas, deve-se verificar a exogeneidade super forte, isto é, se os parâmetros do modelo são invariantes a alterações nas variáveis explicativas do mesmo.

#### 3.1. Exogeneidade Fraca

Seja uma densidade conjunta representada pelo produto de uma distribuição marginal de um vetor de variáveis  $\kappa$  por uma distribuição condicional de uma variável escalar  $y$  em  $\kappa$ . Sejam  $\lambda_1$  os parâmetros da distribuição condicional e  $\lambda_2$  os parâmetros da distribuição marginal. Além disso, suponha que esses parâmetros são funções dos parâmetros  $\theta$  da densidade conjunta. Denote por  $\Psi$  os parâmetros de interesse. Se a distribuição marginal de  $\kappa$  não contém informação relevante, ou seja, se a distribuição marginal pode ser ignorada, isto significa que as inferências sobre  $\Psi$  oriundas da distribuição condicional são equivalentes às inferências obtidas da distribuição conjunta (Johnston e DiNardo, 1997). Portanto,  $\kappa$  apresenta variáveis fracamente exógenas em relação a  $y$  quando  $\Psi$  é expresso como função de  $\lambda_1$  somente. Por outro lado, se a distribuição marginal de  $\kappa$  contém informação relevante significa que  $\Psi$  depende tanto de  $\lambda_1$  quanto  $\lambda_2$ . Dessa forma, se um modelo for estimado desconsiderando os parâmetros dessa distribuição ( $\lambda_2$ ), os parâmetros de interesse ( $\Psi$ ) resultantes serão ineficientes e inconsistentes.

Formalmente, a exogeneidade fraca requer a satisfação de duas condições:

1. Os parâmetros de interesse expressos unicamente como função dos parâmetros da distribuição condicional

$$\psi = f(\lambda_1) \quad (3.1); \text{ e}$$

2.  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  livres para assumir qualquer valor possível, independentes entre si.

A metodologia aqui empregada para testar exogeneidade fraca é aquela utilizada por Nakane (1994) e desenvolvida por Engle (1982 e 1984). Tal metodologia consiste na estimação de uma equação condicional, e na estimação de equações marginais, quantas forem as variáveis explicativas em teste. Em seguida, o resíduo da equação condicional é inserido nas equações marginais e testes de variável redundante são realizados. Se o resíduo da equação condicional for redundante, então a variável em teste é exógena fraca.

### 3.2. Exogeneidade Forte

Uma vez estabelecido  $\Psi$ , pode-se afirmar que o vetor de variáveis  $\kappa$  é fortemente exógeno em relação a  $y$  quando forem verificados os seguintes pressupostos:

1.  $\kappa$  é fracamente exógeno a  $y$ ; e
2.  $y$  não Granger causa  $\kappa$ .

É interessante ressaltar a diferença entre os conceitos de exogeneidade e causalidade de Granger. O primeiro indica a ausência de correlação entre o resíduo do modelo e as variáveis explicativas; enquanto o segundo determina a precedência temporal de uma variável sobre a outra. Dessa forma, afirmar que  $\kappa$  Granger causa  $y$ , é dizer que  $\kappa$  precede temporalmente  $y$ .

### 3.3. Exogeneidade Super Forte

Os requisitos básicos para uma variável ser superexógena são (Sachsidá, 1999):

1. exogeneidade fraca; e
2. invariância estrutural.

Invariância estrutural significa que alterações na equação marginal do vetor  $\kappa$  não provocam mudanças na equação condicional. Este resultado é importante porque o modelo econométrico não fica sujeito à Crítica de Lucas. Lucas (1976) questionou a utilização de modelos econométricos com fins de formulação de política econômica. Segundo Lucas, uma vez estabelecidos os parâmetros de política econômica (equação marginal), os agentes se readequariam à nova realidade o que alteraria seu comportamento e os parâmetros antes encontrados para a equação condicional.

### 3.4. Exemplo

O modelo a seguir, extraído de Johnston e DiNardo (1997), será utilizado para ilustrar estes conceitos.

A equação condicional é

$$y_t = \beta + x_t + \varepsilon_{1t} \quad (3.2)$$

e a equação marginal é

$$x_t = \alpha_1 x_{t-1} + \alpha_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3.3)$$

onde  $y$  e  $x$  são autocorrelacionadas. Os resíduos  $\varepsilon_{it}$  são normalmente distribuídos e serialmente independentes:

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \sim \text{IN} \left[ \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_{22} \end{pmatrix} \right]$$

Seguindo esse modelo, pode-se formar uma nova equação condicional (3.4) através da multiplicação de (3.3) por  $\frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}}$  e subtração deste resultado por (3.2):

$$y_t = \bar{\delta}_0 x_t + \bar{\delta}_1 x_{t-1} + \bar{\delta}_2 y_{t-1} + u_t \quad (3.4),$$

onde

$$\begin{aligned} \bar{\delta}_0 &= \beta + \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \\ \bar{\delta}_1 &= -\alpha_1 \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \\ \bar{\delta}_2 &= -\alpha_2 \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \\ u_t &= \varepsilon_{1t} - \frac{\sigma_{12}}{\sigma_{22}} \varepsilon_{2t} \end{aligned} \quad (3.5)$$

Os parâmetros  $\theta$ ,  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$  do novo modelo constituído por (3.4) e (3.3) são:



$$\theta = (\beta, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_{11}, \sigma_{12}, \sigma_{22}) \quad (3.6)$$

$$\lambda_1 = (\delta_0, \delta_1, \delta_2, \sigma_u^2) \quad \lambda_2 = (\alpha_1, \alpha_2, \sigma_{22})$$

Seja  $\beta$  o parâmetro de interesse. Para averiguar se a primeira condição de exogeneidade fraca é válida, deve-se expressar  $\beta$  em termos de  $\lambda_1$ :

$$\beta = \delta_0 + \frac{\delta_1}{\alpha_1} = \delta_0 + \frac{\delta_2}{\alpha_2} \quad (3.7)$$

Neste caso, a primeira condição é violada porque  $\beta$  é expresso também em termos de  $\lambda_2$  e existe uma relação entre os termos de  $\lambda_1$  e  $\lambda_2$ .

Entretanto, se  $\sigma_{12} = 0$ , os novos parâmetros do modelo serão:

$$\theta = (\beta, \alpha_1, \alpha_2, \sigma_{11}, \sigma_{22}) \quad (3.8)$$

$$\lambda_1 = (\beta, \sigma_{11})$$

$$\lambda_2 = (\alpha_1, \alpha_2, \sigma_{22})$$

Pode-se perceber que os parâmetros de interesse ( $\psi$ ) contém somente  $\beta$ . Logo,  $x$  é fracamente exógena em relação a  $y$ .

O propósito deste capítulo foi esclarecer os diversos conceitos de exogeneidade e exemplificar como a ausência de exogeneidade fraca compromete a estimação dos parâmetros de um modelo econométrico. O próximo capítulo testa a hipótese de que o investimento estrangeiro em ações provoca um aumento no retorno das ações brasileiras e tenta estabelecer um modelo em que a exogeneidade fraca esteja presente. Além disso, será avaliada a capacidade desse modelo realizar previsões por meio da verificação da exogeneidade forte.

## 4. Evidência Empírica

### 4.1. Metodologia e Fonte de Dados

O ponto de partida para a modelagem da relação entre investimento estrangeiro e retorno de ações consiste na estimação de um modelo univariado e na aplicação de uma série de testes diagnósticos a fim de que os estimadores obtidos sejam não-viesados, eficientes e consistentes. Esses testes visam diagnosticar: autocorrelação serial, heteroscedasticidade, forma funcional inadequada, variáveis omitidas e irrelevantes, heteroscedasticidade condicional, relações de exogeneidade fraca e forte, e causalidade.

Duas alternativas serão consideradas caso os testes sugiram forma funcional inadequada ou endogeneidade fraca. A primeira delas refere-se à inclusão de variáveis ao modelo; e, a segunda, à estimação por auto-regressão vetorial (VAR).

A inclusão de variáveis visa contornar o problema da omissão de variáveis relevantes. Conforme Johnston & DiNardo (1997) uma especificação excessivamente simples pode invalidar o teorema de Gauss-Markov, gerando coeficientes viesados, superestimando a variância dos resíduos e invalidando os processos de inferência. Nesse sentido, é de se esperar que o aprimoramento da forma funcional também contribua positivamente para a análise da exogeneidade fraca, uma vez que seu teste requer a determinação de um modelo a priori.

A segunda alternativa considerada descaracteriza a endogeneidade como problema. Isso ocorre porque, na modelagem por VAR, as variáveis endógenas são estimadas através de sistemas de equações simultâneas. Especificamente, cada variável endógena no sistema é explicada por defasagens de todas as variáveis endógenas do sistema. No entanto, se o mercado assimila rapidamente novas informações, é de se esperar que as variáveis de interesse, retorno de ações e investimento estrangeiro não apresentem forte correlação com seus valores defasados; situação em que a estimativa por VAR não é uma alternativa viável.

O retorno do mercado acionário brasileiro é representado pelo retorno do Índice da Bolsa de Valores de São Paulo (Ibovespa), o mais importante indicador do desempenho médio das cotações desse mercado. Esse índice consiste numa carteira teórica de ações constituída em 02/01/1968. Atualmente, suas ações representam mais de 80% do número de negócios e volume financeiro no

mercado à vista; e as empresas emissoras dessas ações respondem, em média, por aproximadamente 70% da capitalização bursátil total da BOVESPA.

A amostra empregada na modelagem do retorno do Ibovespa possui periodicidade mensal e estende-se de janeiro de 1995 a dezembro de 2005. Ela é posterior à estabilização macroeconômica e à liberalização comercial e reforma financeira do Brasil. No entanto, compreende o período do auge das privatizações, iniciado em 1987, e a mudança de regime cambial de semifixo para flutuante, ocorrida em janeiro de 1999. Essa amostra contempla as variáveis retorno do Ibovespa (RI), participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB), variação cambial (VC), retorno do MSCI World (RMSCI) e variação do risco Brasil (VRB).

O retorno do Ibovespa refere-se à variação percentual mensal desse índice, calculada a partir das cotações de fechamento. Esta série foi obtida, sem alterações, do portal IPEADATA e segue a fórmula:

$$RI_t = \frac{p_t - p_i}{p_i} \quad (4.1.1)$$

onde t indica unidade de tempo, p significa os pontos do índice de ações, f refere-se ao último dia de negociação, e i expressa o primeiro dia de negociação do mês.

A participação estrangeira na capitalização da Bovespa é uma composição de três séries: valor da carteira de estrangeiros (VCE), percentual de ações dessa carteira (PA) e capitalização total da Bovespa (CTB). As três séries foram obtidas do portal da CVM (Comissão de Valores Mobiliários) e a primeira e última séries estão expressas em milhões de dólares. O cálculo da participação estrangeira na capitalização da Bovespa segue a fórmula:

$$PECB_t = \frac{VCE_t \times PA_t}{CTB_t} \quad (4.1.2)$$

Seguindo Clark e Berko (1997) e Warther (1995) optou-se por utilizar o investimento em carteira dividido pela capitalização do mercado. Uma crítica à utilização da variável participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB) como representante do investimento estrangeiro em ações refere-se ao fato de a primeira também refletir a composição da carteira dos investidores estrangeiros. Nesse sentido, a participação estrangeira poderia aumentar em razão da valorização do portfólio desses investidores, sem aumento na entrada de recursos ao país.

Uma alternativa seria empregar a série investimento estrangeiro em ações. No entanto, essa série engloba tanto o investimento estrangeiro em ações no mercado à vista quanto em derivativos, e apenas o mercado à vista é objeto deste trabalho.

A variação cambial consiste na variação percentual mensal do câmbio  $P_{tax}$  real de fim de período. A taxa de câmbio  $P_{tax}$  é a média das taxas efetivas de câmbio com transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume dessas transações. Além disso, para refletir a ótica do investidor estrangeiro, foi adotada a cotação direta, ou seja, quanto vale a moeda nacional em moeda estrangeira. Essa variável apresenta as seguintes fórmulas:

$$C = \frac{1}{C^*}$$

$$VC_t = \frac{C_t - C_{t-1}}{C_{t-1}} \quad (4.1.3)$$

em que  $C^*$  é câmbio na cotação do incerto,  $C$  é câmbio na cotação do certo, e  $t$  indica unidade de tempo.

O *MSCI World Developed* é um índice em pontos-base composto pelos principais índices de ações dos seguintes países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Cingapura, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Suécia, Suíça e Reino Unido. O seu retorno foi calculado da seguinte forma:

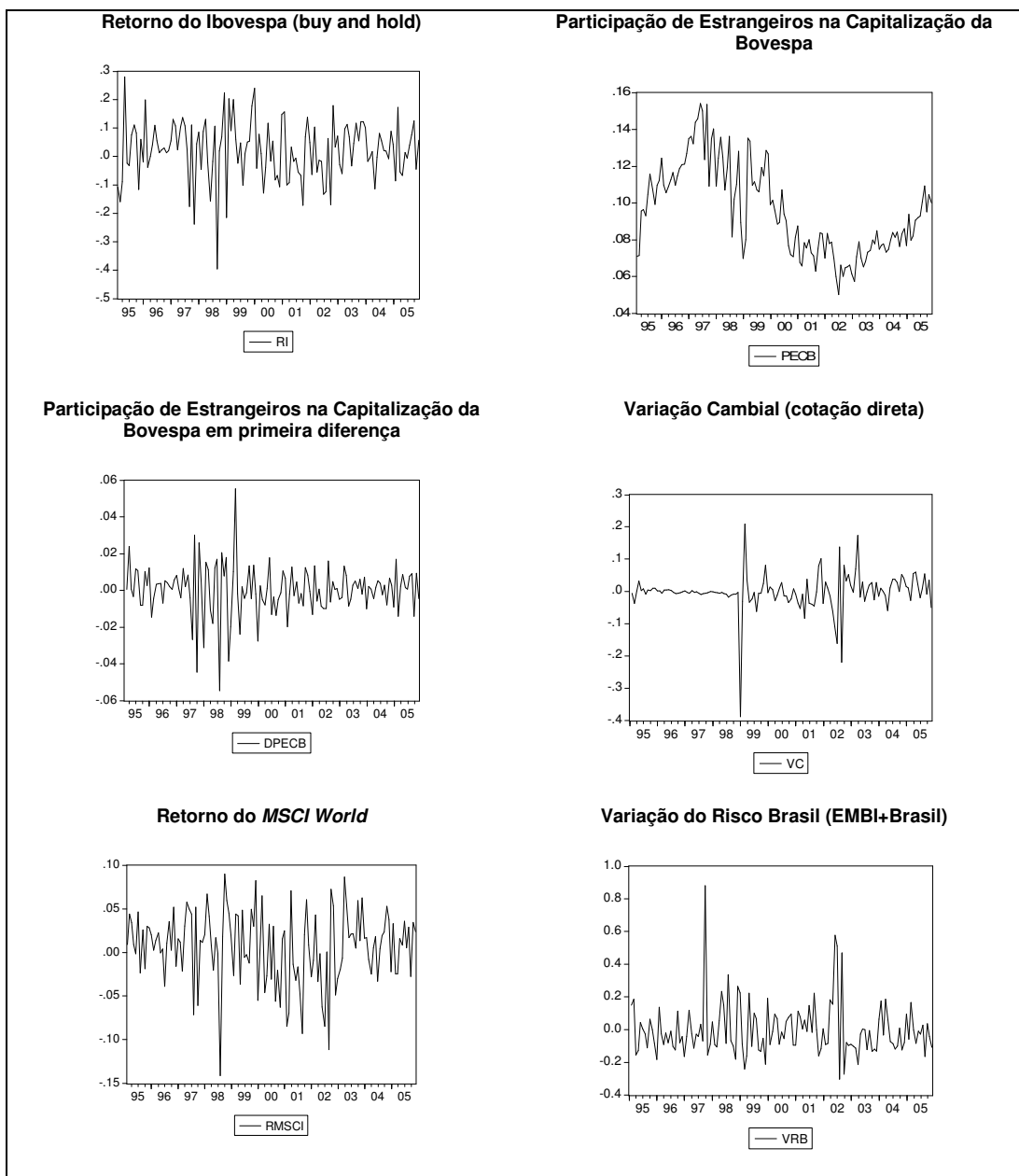
$$RMSCI_t = \frac{MSCI_t - MSCI_{t-1}}{MSCI_{t-1}} \quad (4.1.4)$$

A variação do risco Brasil refere-se à variação percentual mensal do EMBI+BR. O *Emerging Markets Bond Index Plus* é um indicador de mercado criado pelo J.P.Morgan para avaliar o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação aos títulos do Tesouro norte-americano. Ele é composto por uma cesta de títulos, denominados em moeda estrangeira, emitidos pelos governos centrais de 19 economias emergentes (África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Colômbia, Egito, Equador, Filipinas, Malásia, Marrocos, México, Nigéria, Panamá, Peru, Polônia, Rússia, Venezuela, Turquia e Ucrânia) e que são negociados em mercados secundários. A partir desse índice são calculados os indicadores de cada economia que o compõe, como é o caso do Brasil. Para o cálculo da variação do EMBI+BR foi empregada a seguinte fórmula:

$$VRB_t = \frac{(EMBI + BR)_t - (EMBI + BR)_{t-1}}{(EMBI + BR)_{t-1}} \quad (4.1.5)$$

As Tabelas 4.1.1 e 4.1.2 a seguir apresentam, respectivamente, os gráficos dessas variáveis e algumas de suas principais estatísticas.

**Tabela 4.1.1: Gráficos de Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do MSCI World e Variação do Risco Brasil.**



**Tabela 4.1.2: Principais Estatísticas de Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do *MSCI World* e Variação do Risco Brasil.**

	Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença	Retorno do Ibovespa Estratégia Buy and Hold	Variação Cambial Ptax Fim de Período Cotação do Direta	Retorno do MSCI World	Variação do Risco Brasil EMBI+BR
<b>Média</b>	0.000223	0.020863	-0.005917	0.006294	0.005275
<b>Mediana</b>	0.000954	0.024386	-0.005936	0.012111	-0.029703
<b>Máximo</b>	0.055212	0.280238	0.199071	0.089822	1.337171
<b>Mínimo</b>	-0.054514	-0.395536	-0.390530	-0.141503	-0.303716
<b>Desvio Padrão</b>	0.013590	0.103621	0.057381	0.041209	0.198070
<b>Simetria</b>	-0.485625	-0.547109	-2.236599	-0.692655	3.360039
<b>Curtose</b>	6.912094	4.313365	20.24712	3.778578	20.21293
<b>Jarque-Bera (JB)</b>	88.00894	15.95055	1732.872	13.78375	1863.717
<b>Valor-p do JB</b>	0.000000	0.000344	0.000000	0.001016	0.000000
<b>Soma</b>	0.028951	2.733057	-0.775100	0.824501	0.690974
<b>Soma dos quadrados dos desvios</b>	0.023824	1.395856	0.428039	0.220763	5.100138
<b>Observações</b>	130	131	131	131	131

A análise gráfica sugere que as crises asiática (1997) e russa (1998) e a mudança de regime cambial do Brasil (1999) coincidem com os períodos de maior oscilação das séries retorno do Ibovespa, participação estrangeira na capitalização da Bovespa e variação do risco país. O período pré-eleitoral de 2002 também influenciou a variância desta última variável e do câmbio.

A variação cambial apresenta uma quebra estrutural em janeiro de 1999 e forte desvalorização, em consequência da mudança de câmbio semifixo para câmbio flutuante.

Verifica-se também uma contínua queda da participação estrangeira na capitalização da Bovespa a partir da segunda metade de 1997, somente revertida no segundo semestre de 2002.

## 4.2. Resultados

Como pôde ser observado no capítulo anterior, os gráficos de todas as variáveis, à exceção da participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB), sugerem a estacionariedade das séries. Entretanto, a série participação estrangeira apresenta tendências visíveis.

A estatística teste de Phillips-Perron (1988) confirmou essa inspeção visual, inclusive que a série PECB também é estacionária, quando inseridos intercepto e tendência. Esses resultados podem ser vistos na Tabela 4.2.1.

**Tabela 4.2.1 – Teste de Raiz Unitária das Séries Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Retorno do *MSCI World*, Variação do Risco Brasil (EMBI+BR). Amostra de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005.**

VARIÁVEIS	Obs.	Tamanho do Intervalo	Variável Exógena	Estatística Teste de Phillips-Perron*	Valores Críticos			Valor-p**	Ordem de integração
					1%	5%	10%		
Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa	130	5	Constante tendência	-4,3369	-4,0301	-3,4447	-3,1472	0,0038	I(0)
Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em primeira diferença	129	15	Nenhuma	-1,8419	-2,5828	1,9433	-1,6150	0	I(0)
Retorno do Ibovespa	130	5	Nenhuma	-1,1471	-2,5828	1,9433	-1,6150	0	I(0)
Variação Cambial	130	0	Nenhuma	-1,1498	-2,5828	1,9433	-1,6150	0	I(0)
Retorno do MSCI World	130	1	Nenhuma	-1,0762	-2,5828	1,9433	-1,6150	0	I(0)
Variação do Risco Brasil	130	3	Nenhuma	-1,1909	-2,5828	1,9433	-1,6150	0	I(0)

\*Métodos de estimação espectral de Bartlett Kernel e tamanho do intervalo de Newey-West

\*\*Valor-p unicaudal de MacKinnon (1996).

A análise gráfica da variação cambial indica diferentes regimes de volatilidade. Em razão disso, foi empregado o teste de Perron (1997) para séries com

quebra estrutural. Esse teste confirmou a estacionaridade da série variação cambial e está em acordo com Moura e Silva (2005).

O emprego da série participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB) implica na hipótese de que quanto mais internacional for a base de investidores, maior é o retorno do Ibovespa. Essa série é uma variável estoque e é sempre não-negativa. Por sua vez, essa mesma série em primeira diferença (DPECB), ou seja,  $PECB(t) - PECB(t-1)$ , é o fluxo do investimento estrangeiro sobre a variação da capitalização da Bovespa e identifica se a entrada e saída de recursos estrangeiros influenciam o retorno desse índice. Se houver maior entrada do que saída de recursos estrangeiros, DPECB é positiva; e, no caso contrário, DPECB é negativa. Portanto, uma consequência importante de se utilizar a participação estrangeira em nível e primeira diferença é que a primeira analisa o estoque de investimento e a segunda, o seu fluxo.

Na tabela 4.2.2 exibe-se a correlação entre todas as variáveis. É interessante notar que a participação estrangeira em primeira diferença apresenta correlação contemporânea com o retorno do Ibovespa duas vezes maior do que a correlação da mesma série em nível.

**Tabela 4.2.2 – Matriz de Correlação das Variáveis: Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Nível e Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do *MSCI World*, Variação do Risco Brasil (EMBI+BR), cuja amostra contempla Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005.**

	RI	PECB	DPECB	VC	RMSCI	VRB
RI	1					
PECB	0.3524	1				
DPECB	0.7186	0.2738	1			
VC	0.2568	0.1807	0.3660	1		
RMSCI	0.6780	0.3471	0.4912	0.3487	1	
VRB	-0.71320	-0.2556	-0.6314	-0.5556	-0.6018	1

Conforme mencionado, a primeira tentativa de relacionar investimento estrangeiro e retorno de ações consiste na estimação de um modelo univariado, em que o retorno do Ibovespa é função somente da participação estrangeira na capitalização da Bovespa. Na Tabela 4.2.3 encontram-se os resultados desse modelo, representado pela equação (4.2.1).



$$RI_t = \beta_0 + \beta_1 PECB_t + u_t \quad (4.2.1)$$

A tabela 4.2.3 a indica que a equação (4.2.1) passou pelos principais testes diagnósticos. No entanto, resta ainda verificar a existência de causalidade e exogeneidade fraca entre as variáveis.

**Tabela 4.2.3 – Estimação da Equação (4.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários**

Variável	Coefficiente	Erro-padrão	Estatística t	Valor-p
$\beta_0$	-0.121685	0.034654	-3.511453	0.0006
PECB	1.500399	0.350794	4.277153	0.0000
Nº Observações	131			
R <sup>2</sup>	0,124201			
Schwarz	-1,773504			
Durbin-Watson	1,965635			
RESET(2)	1,339919			0,511729
Jarque-Bera	28,748760			0,000001
Teste ARCH(2)	0,298078			0,861535
Breusch-Godfrey(2)	0,329575			0,848074
Heteroscedasticidade de White	1,674374			0,432927

Segundo o Critério de Informação de Schwarz, uma única defasagem seria o valor ótimo a ser empregado no teste de causalidade de Granger. Este resultado é apresentado na Tabela 4.2.4.

**Tabela 4.2.4 – Seleção de Defasagem Ótima Através do Critério de Informação de Schwarz para RI e PECB**

	Variáveis Endógenas: RI PECB			Variáveis Exógenas: Constante			
Nº de observações: 123							
<b>Defasagem</b>	0	1	2	3	4	5	6
<b>Schwarz</b>	-6.3719	-8.2974*	-8.1823	-8.1514	-8.0363	-8.0438	-7.9184

\* Indica a defasagem escolhida pelo Critério de Informação de Schwarz.

A tabela 4.2.5 apresenta o teste de causalidade de Granger e sugere que a causalidade vai do retorno do Ibovespa para a participação estrangeira na

capitalização da Bovespa, justamente o oposto do esperado. Esse resultado indica que o investidor estrangeiro considera os retornos passados na sua decisão, conforme a abordagem de *positive feedback traders* (Froot *et al.*, 2001).

**Tabela 4.2.5 – Teste de Causalidade de Granger de Retorno do Ibovespa e Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa com Uma Defasagem. Amostra de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005.**

HIPÓTESES NULAS	Obs.	Estatística F	Valor P
Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa <i>não Granger Causa</i> Retorno do Ibovespa.	130	0.18912	0.66439
Retorno do Ibovespa <i>não Granger Causa</i> Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa.		12.1922	0.00066

Para avaliar a equação (4.2.1), isto é, se participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB) é fracamente exógena em relação ao retorno do Ibovespa (RI) é necessário construir a equação marginal a partir de PECB. Essa equação deve conter somente variáveis explicativas exógenas e pré-determinadas. O modelo adotado é:

$$PECB_t = \alpha_0 + \alpha_1 PECB_{t-1} + \alpha_2 PECB_{t-2} + \varepsilon_{PECB,t} + \alpha_3 \varepsilon_{PECB,t-1} + \alpha_4 \varepsilon_{PECB,t-3} \quad (4.2.2)$$

$$h_t = \omega_0 + \omega_1 h_{t-1} + \omega_2 \varepsilon_{PECB,t-1}^2$$

Os resultados na Tabela 4.2.6 indicam que (4.2.2) não apresenta autocorrelação serial, heteroscedasticidade, forma funcional inadequada, variáveis omitidas e irrelevantes e heteroscedasticidade condicional.

A introdução do resíduo da equação (4.2.1)  $u_t$  em (4.2.2) e o teste de variável redundante para esse resíduo encontram-se na Tabela 4.2.7. Como pode ser observado, o resíduo da equação condicional  $u_t$  não é uma variável redundante à equação marginal. Logo, participação estrangeira na capitalização da Bovespa não é fracamente exógena ao retorno do Ibovespa, e a estimação desse retorno por uma equação não é eficiente.

**Tabela 4.2.6 – Estimação da Equação (4.2.2) por Máxima Verossimilhança (Marquardt)**

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística T	Valor-p
$\alpha_0$	0.096143	0.011499	8.360645	0.0000
PECB <sub>t-1</sub>	1.649702	0.111342	14.81648	0.0000
PECB <sub>t-2</sub>	-0.665063	0.109134	-6.094018	0.0000
$\varepsilon_{t-1}$	-1.087106	0.080529	-13.49960	0.0000
$\varepsilon_{t-3}$	0.305664	0.060514	5.051117	0.0000
Equação da Variância				
$\omega_0$	4.61E-06	5.26E-06	0.875988	0.3810
h <sub>t-1</sub>	0.303113	0.129939	2.332732	0.0197
$\varepsilon^2_{PECB, t-1}$	0.696242	0.111403	6.249766	0.0000
Nº Observações	129			
R <sup>2</sup>	0.768996			
Schwarz	-6.090759			
Durbin-Watson	2.179928			
Jarque-Bera	1.612064			0.446625
Teste ARCH(2)	0.022802			0.988664

**Tabela 4.2.7 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Relação ao Retorno do Ibovespa: Teste de Variável Redundante  $u_t$  em (4.2.2).**

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística T	Valor-p
$\alpha_0$	0.103179	0.021669	4.761651	0.0000
PECB <sub>t-1</sub>	0.098978	0.101719	0.973045	0.3305
PECB <sub>t-2</sub>	0.845714	0.087388	9.677735	0.0000
$\varepsilon_{t-1}$	0.825400	0.096302	8.570943	0.0000
$\varepsilon_{t-3}$	0.137536	0.075589	1.819532	0.0688
$u_t$	0.065213	0.004353	14.98003	0.0000
Equação da Variância				
$\omega_0$	3.60E-06	3.64E-06	0.989618	0.3224
h <sub>t-1</sub>	0.386907	0.155531	2.487659	0.0129
$\varepsilon^2_{PECB, t-1}$	0.609004	0.143694	4.238200	0.0000
Nº Observações	129			
R <sup>2</sup>	0.823244			
Schwarz	-6.629742			
Estatística F para $u_t$ redundante	36.82878			0
Log likelihood ratio para $u_t$ redundante	74.38862			0

Duas alternativas foram utilizadas na metodologia para contornar essa ineficiência da estimação do retorno do Ibovespa: a estimação de equações simultâneas através de VAR e o acréscimo de variáveis explicativas ao modelo. A primeira delas, representada pelas equações (4.2.3) e (4.2.4), revelou-se

inviável na medida em que o retorno e a participação estrangeira não apresentam correlação significativa quando defasadas. Esse resultado pode ser confirmado nas Tabelas 4.2.8 e 4.2.9, as quais exibem a matriz de correlação dessas variáveis defasadas e um modelo VAR.

**Tabela 4.2.8 – Matriz de Correlação entre Defasagens do Retorno do Ibovespa e da Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa (período 1995:01 a 2005:12).**

	RI	RI t-1	RI t-2	PECB	PECB t-1	PECB t-2
RI	1.000000	-0.082724	-0.040199	0.338316	-0.068734	-0.032928
PECB	0.338316	0.136241	0.070248	1.000000	0.841614	0.769451

A estimação do VAR entre retorno do Ibovespa e participação estrangeira na capitalização da Bovespa resultou nas seguintes equações:

$$RI_t = \theta_0 + \theta_1 RI_{t-1} + \theta_2 RI_{t-2} + \theta_3 PECB_{t-1} + \theta_4 PECB_{t-2} + U_{RI,t} \quad (4.2.3)$$

$$PECB_t = \omega_0 + \omega_1 RI_{t-1} + \omega_2 RI_{t-2} + \omega_3 PECB_{t-1} + \omega_4 PECB_{t-2} + U_{PECB,t} \quad (4.2.4)$$

**Tabela 4.2.9 – Estimação de um Modelo VAR entre Retorno do Ibovespa e Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa para o Período de Janeiro de 1995 a Dezembro de 2005. Os Valores em Parênteses Indicam o Erro-Padrão e os Valores em Colchetes Indicam a Estatística t.**

	RI t-1	RI t-2	PECB t-1	PECB t-2	$\theta_0 / \omega_0$	Obs.	R <sup>2</sup>	Schwarz
RI	-0.04442* (0.13594) [-0.32681]	-0.05253* (0.10176) [-0.51621]	-0.45487* (-111.363) [-0.40846]	0.31152* (-109.535) [ 0.28440]	0.04031* (0.03960) [ 1.01800]	129	0.01082	-1.555.98
PECB	-0.03350 (0.01644) [-2.03709]	-0.02293 (0.01231) [-1.86324]	0.80665 (0.13472) [ 5.98764]	0.11205* (0.13251) [ 0.84563]	0.00932 (0.00479) [ 1.94628]	129	0.74214	-5.780.34

\* indica não significância a 5%

Diante da inadequação da primeira tentativa de relacionar retorno de ações e investimento estrangeiro; e da impossibilidade do emprego de equações simultâneas para corrigi-la são acrescentadas as variáveis explicativas variação cambial (VC), retorno do Morgan Stanley Capital Index (MSCI) e variação do risco Brasil (VRB) à equação condicional. Além disso, nesta última tentativa de modelar o retorno do Ibovespa (RI), a variável participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB) será substituída pela sua primeira diferença

(DPECB), em razão de sua maior correlação com o retorno e de ser uma variável-fluxo.

O primeiro modelo a ser testado é o que segue:

$$RI_t = \beta_0 + \beta_1 DPECB_t + \beta_2 RC_t + \beta_3 RMSCI_t + \beta_4 VRB_t + \varepsilon_{RI,t} \quad (4.2.5)$$

Os testes diagnósticos presentes na Tabela 4.2.10 revelaram heteroscedasticidade e heteroscedasticidade condicional.

**Tabela 4.2.10 – Estimação da Equação (4.2.5) por Mínimos Quadrados Ordinários**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
$\beta_0$	0.016449	0.004851	3.390678	0.0009
DPECB	2.943015	0.462241	6.366837	0.0000
VC	-0.378945	0.098485	-3.847737	0.0002
RMSCI	0.807297	0.147436	5.475564	0.0000
VRB	-0.245287	0.046168	-5.312913	0.0000
Nº Observações	130			
R <sup>2</sup>	0.725264			
Schwarz	-2.836371			
Durbin-Watson	1.988413			
RESET(2)	4.904476			0.086101
Jarque-Bera	3.237568			0.198139
Teste ARCH(2)	11.97625			0.002508
Breusch-Godfrey(2)	0.065675			0.967696
Heteroscedasticidade de White	30.07851			0.000205

Para superar estes problemas, tanto a equação (4.2.5) como sua variância foram estimadas através de Máxima Verossimilhança. A forma funcional resultante destas alterações é a seguinte:

$$RI_t = \beta_1 DPECB_t + \beta_2 RC_t + \beta_3 RMSCI_t + \beta_4 VRB_t + \beta_5 h_t + \varepsilon_{RI,t} \quad (4.2.6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1}$$

Os testes diagnósticos da Tabela 4.2.11 não indicaram qualquer problema na equação (4.2.6). As variáveis participação estrangeira na capitalização da

Bovespa, variação cambial, retorno do *MSCI World*, variação do risco Brasil e volatilidade responderam por 73% da explicação do retorno do Ibovespa no período analisado.

**Tabela 4.2.11 – Estimação da Equação (4.2.6) por Máxima Verossimilhança (ARCH – BHHH)**

Variável	Coeficiente	Erro-padrão	Estatística T	Valor-p
DPECB	2.889578	0.413663	6.985343	0.0000
VC	-0.273597	0.095492	-2.865127	0.0042
RMSCI	0.861440	0.145322	5.927805	0.0000
VRB	-0.207945	0.048512	-4.286452	0.0000
$h_t$	6.181726	1.632346	3.787020	0.0002
Equação da Variância				
$\alpha_0$	0.001840	0.000314	5.862184	0.0000
$h_{t-1}$	0.340851	0.132800	2.566648	0.0103
Nº Observações	130			
R <sup>2</sup>	0.733667			
Schwarz	-2.857875			
Durbin-Watson	2.035821			
Jarque-Bera	2.114236			0.347456
Teste ARCH(2)	0.213532			0.898736
Valores iniciais: C(1)=0, C(2)=0, C(3)=0, C(4)=0, C(5)=0, C(6)=0.00186, C(7)=0.17143				
Erros-padrão e Covariância robustos de Bollerslev-Wooldrige				

A relação negativa entre a variação cambial na cotação direta e o retorno do Ibovespa, também encontrada por Adler e Dumas (1983), Bilson *et al* (2001) e Nunes *et al* (2005) pode ser justificada de duas formas. A primeira caracteriza a moeda como um bem substituto das ações; e a segunda estabelece que apreciações no câmbio desfavorecem as empresas exportadoras (Erdem *et al*, 2005), as quais possuem grande representatividade no índice da Bolsa de Valores de São Paulo.

A equação (4.2.6) indica que o mercado brasileiro apresenta forte sensibilidade ao retorno do índice global de ações (*MSCI World*). Tal constatação evidencia que o mercado de capitais nacional evoluiu, passando de um estágio de segmentação (Bilson *et al*, 2001 e Harvey, 1995) para um nível de maior integração ao mercado internacional (Henry, 2000).

Ainda sobre a inter-relação do mercado externo com o mercado brasileiro, verifica-se que um menor risco de insolvência do Brasil, representado pelo

risco País, está associado a um maior retorno no mercado de ações (Nunes et. al, 2005).

Outra evidência importante consiste na magnitude da relação positiva entre a volatilidade e o retorno do Ibovespa. Ela indica que as ações brasileiras remuneraram fortemente o fator risco, isto é, um maior nível de risco exige, em contrapartida, uma maior possibilidade de retorno.

Resultados semelhantes foram obtidos quando a variável participação estrangeira na capitalização da Bovespa foi substituída pelo investimento estrangeiro em ações. Os sinais e os valores dos parâmetros foram os mesmos, à exceção do valor do parâmetro correspondente ao investimento estrangeiro, que foi menor. A equação da variância também foi alterada de um ARCH(1) para um GARCH (1,1).

Para garantir que o modelo (4.2.6) seja satisfatório é necessário testar causalidade e exogeneidade fraca das variáveis. O Critério de Informação de Schwarz sugeriu uma única defasagem a ser empregada no teste de causalidade de Granger entre RI e DPECB; e nenhuma defasagem para as demais variáveis. Esses resultados podem ser vistos na Tabela 4.2.12.

**Tabela 4.2.12 – Seleção da Defasagem Ótima Através do Critério de Informação de Schwarz para RI, DPECB, VC, RMSCI e VRB.**

<b>Variáveis Endógenas: RI DPECB VC RMSCI VRP</b>					
<b>Variáveis Exógenas: Constante</b>					
<b>Observações</b>	118	119	119	119	119
<b>Defasagem</b>	<b>DPECB</b>	<b>VC</b>	<b>RMSCI</b>	<b>VRB</b>	<b>TODAS</b>
0	-8.128464	-4.522096*	-5.873698*	-3.169981*	-17.04118*
1	-8.224214*	-4.431050	-5.725396	-3.016749	-16.75142
2	-8.203568	-4.276428	-5.573509	-2.867777	-16.34725
3	-8.134684	-4.130390	-5.453193	-2.712149	-15.69035
4	-8.071936	-3.984175	-5.320496	-2.575290	-14.99361
5	-7.996232	-3.909132	-5.257504	-2.461167	-14.32471
6	-7.847238	-3.787295	-5.130061	-2.315573	-13.54278
7	-7.727828	-3.725635	-4.990585	-2.178195	-12.81744
8	-7.596992	-3.594051	-4.905151	-2.058579	-12.06020
9	-7.478083	-3.442407	-4.765510	-1.923039	-11.27359
10	-7.411047	-3.338771	-4.633622	-1.811172	-10.74038
11	-7.317768	-3.194805	-4.517941	-1.656864	-10.06990
12	-7.187990	-3.072961	-4.404294	-1.540323	-9.361033

\* Indica a defasagem escolhida pelo Critério de Informação de Schwarz.

Apesar disso, os testes de causalidade de Granger foram gerados considerando uma defasagem para todos os casos. Conforme a Tabela 4.2.13, há causalidade de Granger de RI em direção a DPECB (Tabak, 2001) e VC (Nunes et al, 2005); e não há causalidade de Granger entre as demais variáveis e RI. Nunes et al (2005) também não identificam relação causal entre o comportamento do Ibovespa e sua medida de percepção de risco por parte dos investidores. Segundo esses autores, isso indica que as séries financeiras apresentam variações de curtíssimo prazo e os impactos de uma série em outra acabam sendo exercidos dentro do período mensal analisado.

**Tabela 4.2.13 – Teste de Causalidade de Granger com Uma Defasagem, Utilizando as Seguintes Variáveis: Retorno do Ibovespa, Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do MSCI World e Variação do Risco Brasil (EMBI+BR).**

HIPÓTESES NULAS	Obs.	Estatística F	Valor P
Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa <i>não Granger Causa</i> Retorno do Ibovespa.	129	0.00424	0.94818
Retorno do Ibovespa <i>não Granger Causa</i> Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa.		9.47024	0.00256
Variação Cambial <i>não Granger Causa</i> Retorno do Ibovespa.	130	0.54571	0.46144
Retorno do Ibovespa <i>não Granger Causa</i> Variação Cambial.		7.33601	0.00769
Retorno do MSCI World <i>não Granger Causa</i> Retorno do Ibovespa.	130	0.73180	0.39391
Retorno do Ibovespa <i>não Granger Causa</i> Retorno do MSCI World.		0.09741	0.75548
Variação do Risco Brasil <i>não Granger Causa</i> Retorno do Ibovespa.	130	0.58171	0.44706
Retorno do Ibovespa <i>não Granger Causa</i> Variação do Risco Brasil.		0.34027	0.56071

Estes resultados confirmam que o mercado assimila rapidamente novas informações, uma vez que as variáveis desta pesquisa apresentam forte correlação contemporânea e fraquíssima correlação quando defasadas. Além disso, a causalidade do retorno do Ibovespa em relação à participação estrangeira indica que o investidor considera os retornos passados na sua decisão de investimento.

Resultado contrário é encontrado por Tabak (2002), que verifica bicausalidade entre o Ibovespa e o investimento estrangeiro em ações. No entanto, a diferença de resultados pode ser explicada pelo emprego de frequências e períodos distintos; pois enquanto este trabalho adota dados mensais de 1995 a 2005, Tabak (2002) utiliza dados diários de 1986 a 1998.



A mesma metodologia utilizada para testar a exogeneidade fraca da equação (4.2.1) é empregada à equação condicional (4.2.6). A seleção das equações marginais de participação estrangeira na capitalização da Bovespa em primeira diferença (DPECB), variação cambial (VC), retorno do MSCI World (RMSCI) e variação do risco Brasil priorizou os modelos mais parcimoniosos e aqueles que não apresentaram autocorrelação serial e forma funcional inadequada, ou foram suscetíveis à correção de heteroscedasticidade e heteroscedasticidade condicional. Tais modelos são exibidos a seguir.

Na Tabela 4.2.14 é exibida a estimação da equação marginal de participação estrangeira na capitalização da Bovespa em primeira diferença, apresentada abaixo.

$$\begin{aligned} DPECB_t &= \beta_0 VRB_t + \varepsilon_{DPECB,t} + \beta_1 \varepsilon_{DPECB,t-1} \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 h_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{DPECB,t}^2 \end{aligned} \quad (4.2.7)$$

**Tabela 4.2.14 – Estimação da Equação (4.2.7) por Máxima Verossimilhança (BHHH)**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
VRB	-0.021763	0.004189	-5.194849	0.0000
$\varepsilon_{DPECB,t}^2$	-0.617220	0.056118	-10.99866	0.0000
Equação da Variância				
$\alpha_0$	3.36E-06	3.03E-06	1.108371	0.2677
$h_{t-1}$	0.231192	0.099818	2.316142	0.0206
$\varepsilon_{DPECB,t}^2$	0.743572	0.085947	8.651544	0.0000
Nº Observações	130			
R <sup>2</sup>	0.392164			
Schwarz	-6.388078			
Durbin-Watson	1.730512			
Jarque-Bera	2.246325			0.325250
Teste ARCH(2)	0.151927			0.926850

A Tabela 4.2.15 mostra os resultados da estimação da equação marginal da variação cambial.

$$RC_t = \delta_0 VRB_t + \delta_1 D(1995:02 - 1998:12) * VRB_t + \varepsilon_{RC,t} \quad (4.2.8)$$

**Tabela 4.2.15 – Estimação da Equação (4.2.8) por Mínimos Quadrados Ordinários**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
VRB	-0.334216	0.029463	-11.34377	0.0000
D(1995:02-1998:12)*VRB	0.319198	0.045246	7.054708	0.0000
Nº Observações	130			
R <sup>2</sup>	0.499571			
Schwarz	-3.471620			
Durbin-Watson	1.979765			
RESET(2)	1.617165			0.445489
Jarque-Bera	3314.713			0*
Teste ARCH(2)	2.468870			0.290999
Breusch-Godfrey(2)	0.626252			0.731158
Heteroscedasticidade de White	4.150835			0.385977

Na Tabela 4.2.16 são apresentados os resultados da estimação da equação marginal do retorno do *MSCI World*.

$$\begin{aligned}
 \text{RMSCI}_t &= \lambda_0 \text{VRB}_t + \lambda_1 \text{RMSCI}_{t-15} + \lambda_2 \varepsilon_{\text{RMSCI},t} + \lambda_3 \varepsilon_{\text{RMSCI},t-15} \\
 h_t &= \alpha_0 h_{t-1} + \alpha_1 \varepsilon_{\text{RMSCI},t}^2
 \end{aligned}
 \tag{4.2.9}$$

**Tabela 4.2.16 – Estimação da Equação (4.2.9) por Máxima Verossimilhança (Marquardt)**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
VRB	-0.161921	0.013752	-11.77430	0.0000
RMSCI <sub>t-1</sub>	-0.652043	0.179971	-3.623052	0.0003
$\varepsilon_{\text{RMSCI}, t-15}$	0.819026	0.128412	6.378115	0.0000
Equação da Variância				
$\alpha_0$	0.000137	0.000223	0.615315	0.5383
$h_{t-1}$	0.141073	0.130481	1.081173	0.2796
$\varepsilon_{\text{RMSCI}, t}^2$	0.726690	0.294100	2.470898	0.0135
Nº Observações	130			
R <sup>2</sup>	0.388783			
Schwarz	-3.840085			
Durbin-Watson	1.730512			
Jarque-Bera	4.233525			0.120421
Teste ARCH(2)	4.490237			0.105915

A variável risco Brasil está inserida nas equações marginais acima porque apresentou correlação superior a 50% com as demais variáveis. Entretanto, essa correlação significativa não constitui problema de multicolinearidade na medida em que a correlação não ultrapassou os 65% (Gujarati, 2000).

Mais importante que a possível multicolinearidade, no entanto, é a exigência de que as variáveis explicativas das equações marginais sejam exógenas ou pré-determinadas. Dessa forma, foi construída uma equação marginal para a variação do risco Brasil com o intuito de averiguar se a variação do risco Brasil é fracamente exógena em relação à participação estrangeira (DPECB), variação cambial (VC) e retorno do *MSCI World* (RMSCI).

A Tabela 4.2.17 apresenta os parâmetros da equação marginal de variação do risco Brasil.

$$VRB_t = \eta_0 VRB_{t-12} + \varepsilon_{VRB,t} + \eta_1 \varepsilon_{VRB,t-12} \quad (4.2.10)$$

**Tabela 4.2.17 – Estimação da Equação (4.2.10) por Mínimos Quadrados Ordinários**

Variável	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
$VRB_{t-12}$	0.729967	0.066063	11.04962	0.0000
$\varepsilon_{VRB, t-12}$	-0.931558	0.027374	-34.03130	0.0000
Nº Observações	119			
R <sup>2</sup>	0.120980			
Schwarz	-0.804831			
Durbin-Watson	1.961206			
RESET(1)	2.039921			0.153218
Jarque-Bera	177.1085			0
Teste ARCH(2)	2.868164			0.238334
Breusch-Godfrey(2)	0.678860			0.712176

Conforme a Tabela 4.2.18, o teste da redundância dos resíduos  $\varepsilon_{DPECB,t}$ ,  $\varepsilon_{VC,t}$ ,  $\varepsilon_{RMSCI,t}$  para a explicação da equação da variação do risco Brasil (4.2.10) revelou que o risco Brasil é fracamente exógeno em relação a DPECB, VC e RMSCI.

**Tabela 4.2.18 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença, Variação Cambial, Retorno do MSCI World em Relação à Variação do Risco Brasil: Teste de Variável Redundante  $\epsilon_{DPECB,t}$ ,  $\epsilon_{VC,t}$ ,  $\epsilon_{RMSCI,t}$  em (4.2.10).**

Variável Redundante	Obs.	Teste t*	Estatística F*	Log Likelihood ratio*
$\epsilon_{DPECB,t}$	119	0.8486	0.852829	0.850643
$\epsilon_{VC,t}$	119	0.5399	0.548665	0.542672
$\epsilon_{RMSCI,t}$	119	0.4756	0.478489	0.471901

\* Os resultados dessas estatísticas referem-se ao valor p.

Na tabela 4.2.19 encontram-se as estatísticas resultantes da inserção do resíduo da equação condicional (4.2.6),  $\epsilon_{RI,t}$ , nas equações marginais (4.2.7.), (4.2.8), (4.2.9) e (4.2.10). Tais estatísticas foram unânimes em atestar a exogeneidade fraca de DPECB, VC, RMSCI e VRB.

**Tabela 4.2.19 – Teste de Exogeneidade Fraca de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em primeira diferença, Variação Cambial, Retorno do MSCI World e Variação do Risco Brasil em Relação ao Retorno do Ibovespa: teste de variável redundante  $\epsilon_{RI,t}$  em (4.2.7), (4.2.8), (4.2.9) e (4.2.10).**

Variáveis	Observações	Teste t*	Estatística F*	Log Likelihood Ratio*
DPECB	130	0.9363	1	0.935102
VC	130	0.2645	0.264458	0.257954
RMSCI	130	0.9866	0.986561	0.986228
VRB	119	0.5447	0.555521	0.549594

\* Os resultados dessas estatísticas referem-se ao valor p.

A última etapa deste trabalho consiste em verificar se as variáveis explicativas do modelo (4.2.6) são fortemente exógenas em relação ao retorno do Ibovespa. Uma vez que a exogeneidade fraca é condição necessária para a exogeneidade forte, resta verificar se a variável a ser explicada, retorno do Ibovespa (RI), não Granger causa as variáveis explicativas participação estrangeira na capitalização da Bovespa em primeira diferença (DPECB), variação cambial (VC), retorno do MSCI World (RMSCI) e variação do risco Brasil (VRB). A Tabela 4.2.20 ilustra o cruzamento entre exogeneidade fraca e causalidade de Granger dessas variáveis e conclui pela não exogeneidade forte de DPECB e VC, e pela exogeneidade forte de RMSCI e VRB.

**Tabela 4.2.20 – Teste de Exogeneidade Forte de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em primeira diferença, Variação Cambial e Retorno do *MSCI World* em relação ao Retorno do Ibovespa.**

Variáveis	Exogeneidade Fraca	Causalidade de Granger	Exogeneidade Forte
DPECB	Sim	RI Granger causa DPECB	Não
VC	Sim	RI Granger causa VC	Não
RMSCI	Sim	RI não Granger causa RMSCI	Sim
VRB	Sim	RI não Granger causa VRB	Sim

Por fim, a partir dos testes de exogeneidade acima pode-se concluir que o modelo (4.2.6) satisfaz os requisitos necessários à estimação de um modelo clássico de regressão linear e comprova a hipótese deste trabalho de que a entrada de investimento estrangeiro em ações ocasiona um aumento no retorno do mercado acionário brasileiro (Merton, 1987; Stulz, 1995 e 1999). É necessário ressaltar, no entanto, que tal modelo é robusto somente para fins de inferência, e não para realizar previsões ou formular política econômica.

## 5. Conclusão

Os resultados obtidos neste trabalho comprovaram a relação positiva entre a entrada de recursos para o mercado à vista de ações e o comportamento de ações brasileiras, para o período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2005 (Tabak, 2002).

A primeira tentativa de relacionar retorno de ações e investimento estrangeiro através de uma equação univariada revelou-se não robusta porque o teste de exogeneidade fraca indicou que participação estrangeira na capitalização da Bovespa não é fracamente exógena em relação ao retorno do Ibovespa. Desse modo, a estimação desse retorno por uma equação não foi eficiente. Além disso, foi verificado que a direção da causalidade de Granger vai do retorno para participação estrangeira, conforme a abordagem de *positive feedback traders* (Froot et al., 2001).

A explicação do retorno do Ibovespa por meio de um VAR também foi insatisfatória. Isso se explica pela insignificante correlação entre as variáveis retorno e participação estrangeira na capitalização da Bovespa, quando as mesmas estão defasadas.

A única alternativa adequada para explicar o retorno do Ibovespa consistiu na adição de variáveis. O modelo mais apropriado foi aquele em que o retorno é explicado não somente pelo investimento estrangeiro, como também pelo câmbio, por um índice global de ações, pelo risco país e pela volatilidade.

Como era esperado, o fluxo de investimento estrangeiro, o retorno do índice global de ações e a volatilidade relacionaram-se positivamente com o retorno do Ibovespa (Clark e Berko, 1997; Harvey, 1995; Henry, 2000; e Bilson et al., 2001); enquanto a variação cambial e a variação do risco Brasil apresentaram relação negativa com o mesmo (Dornbush e Fischer, 1980; Adler e Dumas, 1983; Chen et al., 1986; Bilson et al., 2001; Nunes et al., 2005). Conjuntamente, estas variáveis responderam por 73% da explicação do retorno do Ibovespa no período analisado.

Apesar de alcançar um modelo robusto, não foi possível estabelecer causalidade de Granger do fluxo de investimento estrangeiro em relação ao retorno das ações brasileiras. Os dados indicaram forte correlação contemporânea entre estas séries, mas quando defasadas, somente o retorno teve impacto sobre o fluxo de investimento.

Duas conclusões podem ser extraídas destes resultados: o investidor estrangeiro considera os retornos passados na sua decisão (*feedback traders*); e o mercado brasileiro de ações assimila rapidamente informação, de forma que o investimento estrangeiro de meses anteriores não influencia o retorno corrente.

Por fim, os testes de exogeneidade fraca e forte garantiram que o modelo selecionado pode ser utilizado para fins de inferência; mas é inadequado para realizar previsões.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- ADLER, M., DUMAS, B. (1983). *International Portfolio Choice and Corporation Finance. A Synthesis*. Journal of Finance 38, 925–984.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL (2005). *Economia e Finanças / Séries Temporais*. Brasília: Banco Central do Brasil. <http://www.bcb.gov.br> [acesso em 2005].
- BEKAERT, G. (1995). *Market Integration and Investment Barriers in Emerging Equity Markets*. World Bank Economic Review 9, 75–107.
- BEKAERT, G., HARVEY, C. (2000). *Foreign Speculators and Emerging Equity Markets*. Journal of Finance 55, 565–613.
- BEKAERT, G. HARVEY, C. R. e LUNDBLAD, C. (2005). *Does Financial Liberalization Spur Growth?* Journal of Financial Economics 77 (2005) 3–55.
- BILSON, C., BRAILSFORD, T. e HOOPER, V. (2001). *Selecting Macroeconomic Variables as Explanatory Factors of Emerging Stock Market Returns*. Pacific-Basin Finance Journal 9, 401–426.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO (2005). *Mercado / Ações e Informe Técnico*. <http://www.bovespa.com.br> [acesso em 2005 e 2006].
- CANUTO, O. e SANTOS, P.F.. (2003). *Risco-Soberano e Prêmios de Risco em Economias Emergentes*. Ministério da Fazenda, Secretaria de Assuntos Internacionais, *Temas de Economia Internacional* 01/2003.
- CHEN, N.F., ROLL, R., ROSS, S.A. (1986). *Economic Forces and the Stock Market*. Journal of Business 59, 383–403.
- CLARK, J. e BERKO, E. (1997). *Foreign Investment Fluctuations and Emerging Market Returns: The Case of México*. Staff Reports of Reserve Bank of New York, N° 24.
- COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS (2005). *Dados e Publicações CVM / Informativo CVM*. <http://www.cvm.gov.br> [acesso em 2005 e 2006].
- DORNBUSCH, R. e FISCHER, S. (1980). *Exchange Rates and Current Account*. American Economic Review, 70(5), 960–971.
- ENDERS, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, 4th. Tuscaloosa, Editora Wiley.
- ENGLE, R. (1982). *A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics*. Journal of Econometrics, v. 20, n. 1, 83-104.



\_\_\_\_\_ (1984). *Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics*. In: GRILICHES, Z., INTRILIGATOR, M. (eds.). *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: North-Holland Publishing Co.

ENGLE, R., HENDRY, D. F. e RICHARD, J-F. (1983). *Exogeneity*. *Econometrica*, Vol. 51, 277-304.

ERDEM, C., ARSLAN, C.K. e ERDEM, M. S. (2005). *Effects of Macroeconomics Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes*. *Applied Financial Economics*, 987-994.

ERRUNZA, V (2001). *Foreign Portfolio Equity Investments, Financial Liberalization, and Economic Development*. *Review of International Economics*, Vol. 9, N° 4, p. 703, Novembro de 2001.

FAMA, E.F. (1991). *Efficient Capital Markets: II*. *Journal of Finance* 46, 1575–1617.

FRENCH, K. e POTERBA, J. (1991), *Investor Diversification and International Equity Markets*. *American Economic Review* 81, 222-226.

FROOT, K. A.; O'CONNELL, P. G. J.; e SEASHOLES, M. (2001). *The Portfolio Flows of International Investors*, I. *Journal of Financial Economics* 59, n. 2, 151–93.

GRANGER, C. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica* 37, 24-36.

GREENE, W. (2003), *Econometric Analysis*. New York, Prentice Hall.

GUJARATI, D. (2000), *Econometria Básica*. São Paulo, Makron Books.

HARGIS, K. (1996). *The Internationalization of Emerging Equity Markets: Domestic Market Development or Retardation?* Working Paper. University of South Carolina, 27.

HARGIS, K. (2002). *Forms of Foreign Investment Liberalization and Risk in Emerging Stock Markets*. *Journal of Financial Research*, Col. 25, N ° 1, 19-38.

HARRIS, L e GUREL, E .(1986). *Price and Volume Effects Associated with Changes in S&P 500 List: New Evidence for the Existence of Price Pressures*. *Journal of Finance* 41, 815-829.

HARVEY, C.R., (1995). *The Risk Exposure of Emerging Equity Markets*. *World Bank Economic Review* 9, 19–50.

HENRY, P. B. (2000). *Stock Market Liberalization, Economic Reform, and Emerging Market Equity Prices*. *Journal of Finance*, Vol. 55, n 2.

- HOLLAND, M. e VERÍSSIMO, M. (2004). *Liberalização da Conta de Capital e Fluxos de Portfólio para o Brasil no Período 1995-2002*. XXXII Encontro Nacional da ANPEC. [www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A069.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A069.pdf) [acesso em 2006].
- IPEADATA (2005) *Dados Macroeconômicos*. <http://www.ipeadata.gov.br> [acesso em 2005 e 2006].
- J.P. MORGAN (2005). *Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)*. Database.
- JOHNSTON, J. e DI NARDO, J (1997). *Econometric Methods*, 4<sup>th</sup>. McGraw-Hill.
- KIM, H. e SINGAL, V. (2000). *The Fear of Globalizing Capital Markets*. *Emerging Markets Review*, 183–198.
- LEWIS, K. (1994). *Puzzles in International Financial Markets*. NBER Working Paper n. W4951.
- LUCAS, R (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1: 19–46.
- MERTON, R. (1987). *A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information*. *Journal of Finance*, Vol. 42, No. 3, Dezembro 28-30, 483-510.
- MOURA, G. e SILVA, S. (2005). *Testing the Equilibrium Exchange Rate Model*. *International Finance* 0505018, EconWPA.
- NAKANE, M. (1993). *Testes de Exogeneidade Fraca e de Superexogeneidade para a Demanda por Moeda no Brasil*. Dissertação de Mestrado, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil.
- NUNES, M., COSTA JR, N. e MEURER, R. (2005). *A Relação entre o Mercado de Ações e as Variáveis Macroeconômicas: Uma Análise Econométrica para o Brasil*. *Revista Brasileira de Economia* 59, n. 4.
- PERRON, P. (1997). *Further Evidence on Breaking Trends Functions in Macroeconomic Variables*. *Journal of Econometrics*, **80**, 355-385.
- PHILLIPS, P. e PERRON, P. (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. *Biometrika*, n. 75, v. 2.
- PHYLAKTIS, K., RAVAZZOLO, F., (2002). *Measuring Financial and Economic Integration with Equity Prices in Emerging Markets*. *Journal of International Money and Finance* 21, 879–904.
- SACHSIDA, A. (1999). *Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento*. IPEA:Texto para Discussão N<sup>o</sup> 659.

SHARPE, W. F. (1964). *Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk*, Journal of Finance 19, 425-442

SHLEIFER, A. (1986). *Do Demand Curves for Stock Slope Down?* Journal of Finance 41, 579-590.

STULZ, R. (1995). *International Portfolio Choice and Asset Pricing. An Integrative Survey* in, MAKSIMOVIC e ZIEMBA, eds., The Handbook of Modern Finance, North Holland.

STULZ, R. (1999). *International Portfolio Flows and Security Returns*. Unpublished working paper, New York Stock Exchange, New York, NY.

TABAK, B. (2002). *The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case*. Banco Central do Brasil: Trabalho para Discussão N<sup>o</sup> 58.

TESAR, L., WERNER, I. (1995). *Home Bias and High Turnover*. Journal of International Money and Finance 14, 467-492.

WARTHER, V. (1995). *Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns*. Journal of Financial Economics 39, 209-236.

## Apêndice 1 Dados Originais

Tabela A.1.1 Séries Originais de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa, Retorno do Ibovespa (estratégia *buy and hold*), Variação Cambial (cotação direta), Retorno do MSCI World, Variação do Risco Brasil (EMBI+BR).

	Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa	Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença	Retorno do Ibovespa Estratégia Buy and Hold	Variação do Câmbio Ptax Fim de Período Cotação Direta	Retorno do MSCI World	Variação do Risco Brasil (EMBI+BR)
fev/95	0,071098	-	-0,1076965	-0,011738	0,008807	0,148534
mar/95	0,071543	0,000445	-0,1580952	-0,049107	0,043761	0,186985
abr/95	0,095577	0,024034	-0,0892442	-0,018620	0,034467	-0,155448
mai/95	0,096380	0,000804	0,2802377	0,007726	0,009123	-0,129006
jun/95	0,093041	-0,003339	-0,0244382	-0,017567	-0,001662	0,043396
jul/95	0,104823	0,011782	-0,0315011	-0,014744	0,046542	0,002712
ago/95	0,115711	0,010888	0,0760692	-0,015773	-0,023613	-0,025248
set/95	0,107477	-0,008234	0,1116986	-0,003145	0,025725	-0,111933
out/95	0,099255	-0,008223	0,0834242	-0,008316	-0,018423	0,063542
nov/95	0,109619	0,010365	-0,1160146	-0,005171	0,029719	-0,000979
dez/95	0,112227	0,002608	0,0606061	-0,006166	0,028347	-0,085294
jan/96	0,124356	0,012129	-0,0181569	-0,005722	0,020583	-0,185423
fev/96	0,109796	-0,014560	0,1983019	-0,005690	0,002446	0,135526
mar/96	0,105509	-0,004287	-0,0376201	-0,003846	0,013665	-0,026651
abr/96	0,108970	0,003461	-0,0005648	-0,004534	0,022578	-0,091667
mai/96	0,112596	0,003626	0,0422208	-0,005909	-0,000705	-0,019659
jun/96	0,116543	0,003947	0,1091768	-0,005974	0,003761	-0,081551
jul/96	0,109480	-0,007063	0,0551511	-0,006725	-0,039057	-0,008734
ago/96	0,114639	0,005159	0,0131374	-0,005605	0,010579	-0,104258
set/96	0,118682	0,004043	0,0222433	-0,004503	0,035217	-0,126230
out/96	0,120734	0,002052	0,0299390	-0,005936	0,002391	0,114447
nov/96	0,121101	0,000367	0,0133865	-0,005420	0,051806	-0,080808
dez/96	0,126785	0,005683	0,0203426	-0,005965	-0,016057	-0,042125
jan/97	0,135041	0,008257	0,0560906	-0,006405	0,015234	-0,164436
fev/97	0,136060	0,001018	0,1313513	-0,005136	0,012111	-0,041190
mar/97	0,132017	-0,004042	0,1084926	-0,007363	-0,021689	0,119332
abr/97	0,143923	0,011905	0,0243864	-0,004230	0,030324	-0,025586
mai/97	0,145772	0,001850	0,1037152	-0,007371	0,057973	-0,115974
jun/97	0,154179	0,008406	0,1364456	-0,004829	0,049623	-0,029703
jul/97	0,150179	-0,004000	0,1078103	-0,006000	0,043761	-0,043367
ago/97	0,123373	-0,026806	0,0242699	-0,007512	-0,071500	0,032000
set/97	0,153569	0,030196	-0,1758080	-0,005013	0,051864	-0,069767
out/97	0,109016	-0,044553	0,1119804	-0,005439	-0,060901	0,880556
nov/97	0,134986	0,025971	-0,2382809	-0,006037	0,013872	-0,155096
dez/97	0,140259	0,005273	0,0454040	-0,005912	0,011627	-0,089161
jan/98	0,109162	-0,031097	0,0853736	-0,006496	0,020630	0,047985
fev/98	0,124504	0,015342	-0,0466850	-0,005927	0,067023	-0,093407
mar/98	0,135651	0,011147	0,0874486	-0,006154	0,041203	-0,105051
abr/98	0,124962	-0,010689	0,1301798	-0,006030	0,007996	0,054176
mai/98	0,106954	-0,018008	-0,0225180	-0,005389	-0,020403	0,233405
jun/98	0,119128	0,012174	-0,1568040	-0,005532	0,016673	0,151042
jul/98	0,136107	0,016980	-0,0170628	-0,005587	-0,001068	-0,082956
ago/98	0,081593	-0,054514	0,1063236	-0,011471	-0,141503	0,337171
set/98	0,102226	0,020633	-0,3955356	-0,007338	0,018319	-0,066854
out/98	0,110070	0,007843	0,0186959	-0,006369	0,089822	-0,101056
nov/98	0,128004	0,017934	0,0688609	-0,006660	0,059354	-0,182047
dez/98	0,089397	-0,038607	0,2247765	-0,006205	0,045020	0,262564
jan/99	0,069730	-0,019667	-0,2139961	-0,0390530	0,019210	0,224208
fev/99	0,080030	0,010300	0,2044517	-0,039520	-0,026351	-0,086928
mar/99	0,135241	0,055212	0,0904418	0,199071	0,043627	-0,243459
abr/99	0,133538	-0,001704	0,2004489	0,036912	0,041944	-0,161383
mai/99	0,109540	-0,023998	0,0611444	-0,036717	-0,036648	0,221077
jun/99	0,111489	0,001949	-0,0229956	-0,025713	0,048520	-0,102251
jul/99	0,107195	-0,004294	0,0484264	-0,011011	-0,005307	0,100313
ago/99	0,106072	-0,001122	-0,1019267	-0,066131	-0,002403	0,067426
set/99	0,119492	0,013419	0,0117805	-0,003329	-0,011989	-0,124555
out/99	0,114894	-0,004597	0,0513063	-0,015719	0,049450	-0,135163
nov/99	0,128491	0,013597	0,0534846	0,015759	0,029958	-0,052879
dez/99	0,126552	-0,001939	0,1776068	0,074734	0,082194	-0,210918
jan/00	0,099051	-0,027501	0,2404558	-0,007435	-0,055008	0,191824

fev/00	0,101337	0,002286	-0,0411328	0,019169	0,002348	-0,092348
mar/00	0,096242	-0,005095	0,0776178	0,012133	0,064606	-0,013081
abr/00	0,088436	-0,007806	0,0090600	-0,032878	-0,045904	0,092784
mai/00	0,089346	0,000910	-0,1281145	-0,010895	-0,027102	0,067385
jun/00	0,107170	0,017825	-0,0373946	0,014778	-0,032626	-0,088384
jul/00	0,094093	-0,013077	0,1184140	0,014199	-0,030432	-0,013850
ago/00	0,090498	-0,003595	-0,0163209	-0,026654	0,029988	-0,056180
set/00	0,076836	-0,013662	0,0542117	-0,011010	-0,055956	0,049107
out/00	0,071861	-0,004976	-0,0817480	-0,034206	-0,020603	0,075177
nov/00	0,070700	-0,001161	-0,0666123	-0,025822	-0,063015	0,093668
dez/00	0,081209	0,010509	-0,1062756	0,002148	0,015510	-0,096502
jan/01	0,087578	0,006369	0,1484157	-0,007965	0,024673	-0,096128
fev/01	0,067737	-0,019841	0,1581362	-0,036231	-0,085118	0,112260
mar/01	0,065655	-0,002082	-0,1007809	-0,053849	-0,069313	0,077025
abr/01	0,078351	0,012696	-0,0914354	-0,010574	0,071003	0,001233
mai/01	0,075455	-0,002896	0,0331763	-0,083330	-0,013704	0,056650
jun/01	0,080090	0,004636	-0,0179661	0,034014	-0,031903	-0,012821
jul/01	0,073034	-0,007056	-0,0061438	-0,051989	-0,016620	0,147580
ago/01	0,071254	-0,001781	-0,0552923	-0,047184	-0,047646	-0,018519
set/01	0,062820	-0,008434	-0,0664534	-0,044772	-0,092623	0,221174
out/01	0,075329	0,012509	-0,1717290	-0,013224	0,020554	-0,001717
nov/01	0,083805	0,008476	0,0685472	0,070550	0,060219	-0,160791
dez/01	0,083211	-0,000593	0,1378916	0,089769	0,008542	-0,117828
jan/02	0,070037	-0,013174	0,0499575	-0,040483	-0,028225	0,005807
fev/02	0,083559	0,013522	-0,0630478	0,029853	-0,008789	-0,093533
mar/02	0,077888	-0,005671	0,1031365	0,010587	0,043091	-0,085350
abr/02	0,078639	0,000751	-0,0555120	-0,016466	-0,033337	0,182451
mai/02	0,069911	-0,008728	-0,0127509	-0,063243	-0,001317	0,155477
jun/02	0,060088	-0,009823	-0,0171188	-0,113346	-0,062588	-0,577982
jul/02	0,050217	-0,009871	-0,1338932	-0,170366	-0,084870	0,512274
ago/02	0,066250	0,016032	-0,1236197	0,134401	0,000586	-0,303716
set/02	0,059975	-0,006275	0,0635116	-0,224037	-0,111191	0,469325
out/02	0,064787	0,004812	-0,1695242	0,068560	0,072422	-0,272651
nov/02	0,065312	0,000526	0,1791928	0,002337	0,053100	-0,078071
dez/02	0,066158	0,000845	0,0335399	0,029208	-0,048887	-0,099004
jan/03	0,061356	-0,004802	0,0723258	0,002127	-0,030210	-0,088459
fev/03	0,057448	-0,003907	-0,0290202	-0,010496	-0,019548	-0,103867
mar/03	0,070711	0,013263	-0,0604150	0,062658	-0,006697	-0,113367
abr/03	0,078814	0,008103	0,0965953	0,160323	0,086304	-0,215649
mai/03	0,070177	-0,008637	0,1138118	-0,025560	0,055080	-0,027981
jun/03	0,065276	-0,004901	0,0688914	0,032591	0,017159	0,002503
jul/03	0,068034	0,002758	-0,0334550	-0,031529	0,020830	0,000000
ago/03	0,073061	0,005027	0,0461764	-0,000337	0,021650	-0,122347
set/03	0,074059	0,000998	0,1181195	0,014743	0,004806	-0,007112
out/03	0,079951	0,005892	0,0550942	0,023528	0,059436	-0,133238
nov/03	0,077712	-0,002238	0,1231730	-0,031600	0,013669	-0,119008
dez/03	0,085017	0,007305	0,1224002	0,021119	0,062206	-0,131332
jan/04	0,074891	-0,010126	0,1017193	-0,017852	0,016183	0,064795
fev/04	0,076960	0,002070	-0,0173143	0,009301	0,016913	0,174442
mar/04	0,077640	0,000680	-0,0043934	0,001788	-0,008019	-0,034542
abr/04	0,073155	-0,004485	0,0177890	-0,012259	-0,025242	0,186047
mai/04	0,074743	0,001588	-0,1144883	-0,058931	0,005364	0,057315
jun/04	0,079966	0,005224	-0,0032131	0,006951	0,018301	-0,072753
jul/04	0,083874	0,003908	0,0820712	0,026662	-0,032869	-0,087692
ago/04	0,081376	-0,002498	0,0561755	0,031700	0,004250	-0,121417
set/04	0,084169	0,002793	0,0209080	0,026307	0,019502	-0,099808
out/04	0,076348	-0,007821	0,0193834	0,000735	0,023611	0,008529
nov/04	0,083139	0,006791	-0,0083029	0,046069	0,052965	-0,124736
dez/04	0,086006	0,002867	0,0900573	0,028745	0,037754	-0,077295
jan/05	0,076856	-0,009150	0,0425024	0,011277	-0,021868	0,094241
fev/05	0,093763	0,016907	-0,0850512	0,011484	0,033040	-0,059809
mar/05	0,079738	-0,014025	0,1740237	-0,026705	-0,024286	0,165394
abr/05	0,081968	0,002231	-0,0543374	0,053293	-0,024277	-0,002183
mai/05	0,090699	0,008731	-0,0664036	0,053041	0,015974	-0,085339
jun/05	0,092068	0,001368	0,0146520	0,022720	0,008501	-0,009569
jul/05	0,092725	0,000657	-0,0061888	-0,016775	0,036129	-0,028986
ago/05	0,100446	0,007721	0,0395593	0,011338	0,005617	0,027363
set/05	0,109450	0,009004	0,0768758	0,063676	0,028754	-0,164649
out/05	0,095240	-0,014210	0,1261946	-0,014239	-0,027561	0,034783
nov/05	0,104620	0,009380	-0,0440110	0,021432	0,034596	-0,042017
dez/05	0,100050	-0,004571	0,0570662	-0,057120	0,023800	-0,108187
Fonte:	Comissão de Valores Mobiliários	Comissão de Valores Mobiliários	Bovespa	Banco Central do Brasil	Morgan Stanley	JP Morgan