



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

ANDRÉ FRANZEN

**DETERMINANTES DO FLUXO DE INVESTIMENTO DE PORTFÓLIO
PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

Florianópolis
2007

ANDRÉ FRANZEN

**DETERMINANTES DO FLUXO DE INVESTIMENTO DE PORTFÓLIO
PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

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

Franzen, André.

Determinantes do Fluxo de Investimento de Portfólio para o Mercado Acionário Brasileiro / André Franzen, Florianópolis: UFSC, 2007, p. 49.

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

1. Investimento de Portfólio
2. Retorno de ações
3. Variação Cambial

ANDRÉ FRANZEN

**DETERMINANTES DO FLUXO DE INVESTIMENTO DE PORTFÓLIO
PARA O MERCADO ACIONÁRIO BRASILEIRO**

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 da UFSC

Prof. Dr. Carlos Eduardo Soares Gonçalves (Membro Titular)
Programa de Pós-Graduação em Economia da USP

Prof. PhD. Fernando Seabra (Membro Titular)
Programa de Pós-Graduação em Economia da UFSC

Aos que procuram transformar o mundo em um lugar melhor do que aquele que encontraram.

Agradecimentos

Aos meus pais, pelo incentivo e exemplo de dedicação, sempre proporcionando condições para a realização das diversas etapas de minha formação.

Aos meus tios José e Jussara, assim como meus primos Juliano, Andréia e Fábio, que acolheram eu e minha mãe por muito tempo nessa mudança de cidade. Essa hospitalidade mostra que nossos laços são resultantes de afinidades que revelam o verdadeiro sentido da família.

A minha namorada Luciana, sempre solícita em opinar e ajudar nas dificuldades encontradas na dissertação.

A meu orientador, Roberto Meurer, pela paciência, dedicação e compreensão nesse desafio de pesquisa.

A Evelise, secretária da PPGE-UFSC, essencial para o funcionamento do curso.

Aos professores do curso, pela dedicação, disponibilidade e transferência de conhecimento.

Aos colegas de turma, pela convivência, solidariedade e amizade.

Resumo

Este trabalho estuda como os fluxos de investimento de portfólio direcionados ao mercado acionário brasileiro são afetados pelo retorno do índice Ibovespa, variação cambial, primeira diferença da Taxa Selic e variação do risco-país. Relações de causalidade e exogeneidade são verificadas no modelo proposto, de modo a determinar sua correta aplicação. São utilizados dados mensais para o período compreendido entre 1995 e 2005. Os resultados obtidos apontam para o comportamento racional do investidor estrangeiro, entrando no mercado após o mesmo se recuperar de quedas. Ainda, ressaltam a importância dos retornos defasados na decisão de investir. No que tange ao câmbio, o agente externo à economia busca diminuir sua exposição ao risco cambial, vendendo suas posições no mercado brasileiro quando o Real se valoriza frente ao Dólar. Além disso, a crise cambial de janeiro de 1999 afetou o investimento de portfólio. Também é constatado que uma melhor classificação do risco-país incentiva a entrada de investimentos. Por fim, os fluxos de investimentos de portfólio estão relacionados com a Taxa Selic, a qual exerce papel na formação de expectativas com relação ao desempenho da economia. Após diversos testes diagnósticos, constata-se que o modelo proposto é adequado para inferência, mas não para a formulação de políticas e realização de previsões.

Palavras-chave: investimento de portfólio; retorno de ações; variação cambial.

Abstract

This work investigates the effects of equity returns, exchange rates, interest rates and the EMBI+BR index on foreign portfolio investment flows to the Brazilian stock market. Causal and exogenous relations are determined using monthly data from 1995 to 2005 in order to establish the correct application of the model. The results point out to the rational behavior of foreign investors, entering the market after a crash recovery. Past returns are found to be important in the investment decision making process. When domestic currency appreciates face US currency, foreigners reduce forex exposure. Evidence is found that the exchange crises of January 1999 affected foreign investment. Inflows of portfolio investments are stimulated buy a better classification of the Brazilian economy at EMBI+BR. Portfolio flows are also related to the Brazilian interest rate, which indicates future performance of the economy. After several diagnostics tests, the model proposed is found appropriate for inference use, but not to prediction or policy purposes.

Keywords: portfolio investment; equity return; exchange rate variation.

Lista de Figuras e Tabelas

Figura 3.1.1 - Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa e sua Primeira Diferença.....	25
Figura 3.1.2 - Retorno do Ibovespa.....	26
Figura 3.1.3 - Variação Cambial.....	26
Figura 3.1.4 - Taxa Selic e sua Primeira Diferença.....	27
Figura 3.1.5 - Variação do Risco-País.....	28
Figura 3.1.6 - Retorno do MSCI <i>World</i>	28
Tabela 3.1.1 - Estatísticas Descritivas das Séries.....	29
Tabela 3.2.1 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado.....	29
Tabela 3.2.2 - Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron.....	30
Tabela 3.2.3 - Matriz de Correlações.....	31
Tabela 3.2.1.1 - Estimacão da Equacão (3.2.1.1) por Máxima Verossimilhança(Marquardt)..	32
Tabela 3.2.1.2 - Estimacão da Equacão (3.2.1.2) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	32
Tabela 3.2.1.3 - Estimacão da Equacão (3.2.1.3) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	33
Tabela 3.2.1.4 - Teste de Exogeneidade Fraca de RIBOV, VC e VRP em Relacão à DPECB: Teste de Restricão de Coeficientes para ϵ DPECB, $t = 0$ em (3.2.1.1) (3.2.1.2) (3.2.1.3).....	34
Tabela 3.2.1.5 - Estimacão por Máxima Verossimilhança (Marquardt) da Equacão Marginal (3.2.1.4).....	34
Tabela 3.2.1.6 - Teste de Exogeneidade Fraca da Variação do Risco-País e do Retorno do MSCI World em Relacão ao Retorno do Ibovespa e, do Retorno do Ibovespa e da Variação do Risco-País em Relacão à Variação Cambial.....	35
Tabela 3.2.1.7 - Seleção de Defasagem Ótima para Teste de Causalidade de Granger Através do Critério de Informacão de Schwarz para DPECB, RIBOV, VC, DSELIC e VRP.....	35
Tabela 3.2.1.8 - Teste de Causalidade de Granger Utilizando as Séries Primeira Diferença da Participacão Estrangeira na Capitalizacão da Bovespa, Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Taxa Selic em Primeira Diferença, Variação do Risco-País.....	36
Tabela 3.2.1.9 - Teste de Exogeneidade Forte do Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Taxa Selic em Primeira Diferença e da Variação do Risco-País em Relacão à Primeira Diferença da Participacão Estrangeira na Capitalizacão da Bovespa.....	37
Tabela 3.2.1.10 - Teste de Superexogeneidade de Retorno do Ibovespa com Relacão à Primeira Diferença da Participacão Estrangeira na Capitalizacão da Bovespa.....	37
Tabela 3.2.1.11 - Teste de Superexogeneidade da Variação Cambial com Relacão à Primeira Diferença da Participacão Estrangeira na Capitalizacão da Bovespa.....	38
Tabela 3.2.1.12 - Teste de Superexogeneidade da Variação do Risco-País com Relacão à Primeira Diferença da Participacão Estrangeira na Capitalizacão da Bovespa.....	39
Tabela 3.2.2.1 - Estimacão da Equacão (3.2.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	40
Tabela 3.2.2.2 - Estimacão da Equacão (3.2.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	42
Tabela 3.2.2.3 - Estimacão da Equacão (3.2.6) por Mínimos Quadrados Ordinários.....	43
Figura 3.2.3.1 - Gráfico de Previsão da Equacão 3.2.2.1 para o Período 2006:01 até 2006:09.....	44

Lista de Fórmulas

Equação (3.1.1) – Fórmula da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa.....	22
Equação (3.1.2) – Fórmula do Retorno do Ibovespa.....	23
Equação (3.1.3) – Fórmula do Câmbio Real.....	23
Equação (3.1.4) – Fórmula da Variação Cambial.....	23
Equação (3.1.5) – Fórmula da Variação do Risco Brasil.....	24
Equação (3.1.6) – Fórmula do Retorno do MSCI World.....	24
Equação (3.2.1.1) – Equação marginal do retorno do Ibovespa.....	32
Equação (3.2.1.2) – Equação marginal da Variação Cambial.....	32
Equação (3.2.1.3) – Equação marginal da Variação do Risco-Pais.....	33
Equação (3.2.1.4) – Equação marginal do Retorno do MSCI World.....	34
Equação (3.2.2.1) – Modelo da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença como Função de Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Variação do Risco-País, Dummy (1999:01) e Taxa Selic em Primeira Diferença (MQO).....	40
Equação (3.2.3.1) – Previsão da Equação 3.2.2.1 para 1 período à frente.....	44
Equação (3.2.3.2) – Previsão da Equação 3.2.2.1 para períodos subsequentes.....	44

Lista de Notações Utilizadas nas Fórmulas e no Texto

ARCH	Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva
BACEN	Banco Central do Brasil
BOVESPA	Bolsa de Valores de São Paulo
CÂMBIO PTAX	Média das taxas efetivas de câmbio com transação no mercado interbancário, ponderada pelo volume de transações.
CTB	Capitalização Total da Bovespa
CVM	Comissão de Valores Mobiliários
DPECB	Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
DSELIC	Primeira Diferença da Taxa Selic
EMBI	<i>Emerging Market Bond Index</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
GARCH	Heteroscedasticidade condicional auto-regressiva generalizada
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
IPCBR	Índice de Preços ao Consumidor do Brasil
IPCUSA	Índice de Preços ao Consumidor dos Estados Unidos
MARQUARDT	Algoritmo de otimização de Marquardt
MQO	Mínimos quadrados ordinários
PA	Participação da Carteira de Estrangeiros na Bovespa
PECB	Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
PIB	Produto Interno Bruto
PUSD	Índice Bovespa Calculado em Dólar Ptax Venda
RIBOV	Retorno do Ibovespa
RMSCI	Retorno do <i>Morgan & Stanley Capital Index</i>
SELIC	Taxa Selic
VAR	Vetor Auto-Regressivo
VC	Variação Cambial
VCE	Valor da Carteira de Estrangeiros na Bovespa
VRP	Variação do Risco Brasil (<i>Emerging Markets Bond Index + Brazil</i>)

Sumário

1 – Introdução.....	12
2 - Investimento de Portfólio	15
2.1 - O Ressurgimento dos Fluxos de Capitais.....	16
2.2 - Investimento de Portfólio x Retorno de Ações.....	17
2.3 - Investimento de Portfólio x Variação Cambial.....	18
2.4 - Investimento de Portfólio x Taxas de Juros.....	19
2.5 - Investimento de Portfólio x Risco-País.....	20
3 - Evidência Empírica.....	22
3.1 - Metodologia e Fonte de Dados.....	22
3.2 – Resultados.....	29
3.2.1 - Testes de Exogeneidade.....	31
3.2.2 - Modelo Estimado.....	39
3.2.3 - Previsão.....	44
4 - Conclusão.....	46
Referências Bibliográficas	47
Apêndice 1 – Dados Originais.....	51

1 – Introdução

Existe relação entre investimento de portfólio e retornos do mercado acionário brasileiro? Como se apresenta? Qual o papel da variação cambial na avaliação do investidor estrangeiro para entrar nesse mercado? O risco-país é avaliado por esse investidor? Qual sua relação com o investimento? É possível construir um modelo robusto relacionando essas variáveis para explicar os fluxos de investimento de portfólio direcionados ao Brasil?

Essas questões são de grande importância para entendermos a dinâmica que rege o investimento de portfólio para o mercado acionário de um dos principais receptores de recursos na economia mundial desde a década de 1990. A relevância do capital externo está expressa na participação de investidores estrangeiros na capitalização da Bolsa de Valores de São Paulo, de aproximadamente 36,74% em outubro de 2006.

Tendo em vista essas constatações, faz-se relevante identificar uma relação estatisticamente significativa e robusta, capaz de explicar os fluxos de investimentos de portfólio após as crises do fim da década de 1990.

Hoti (2004) faz um apanhado sobre os trabalhos que investigam investimento de portfólio. Classifica-os de acordo com periodicidade, tipos de dados, métodos de estimação e aplicação de testes para avaliar os modelos selecionados. Sua análise chama atenção para um fato importante, a falta de testes diagnósticos aplicados aos estudos para verificar a confiabilidade dos resultados obtidos. Além disso, a maioria das análises utiliza a metodologia VAR para investigar investimento de portfólio, retornos e variação cambial, onde a equação dos retornos é estudada com mais atenção. Dessa forma, o foco é direcionado aos causadores do retorno, deixando-se de lado o fato do investidor estrangeiro entrar no mercado em função do retorno e como essa dinâmica ocorre. Tendo em vista essas lacunas na literatura, é importante investigar os fluxos de investimento de portfólio atentando para causalidade e exogeneidade com relação à variação cambial e retornos do mercado acionário. Sendo assim, o objetivo desse trabalho é explicar os fluxos de investimento em carteira direcionados ao mercado acionário brasileiro através dessas variáveis.

Além do apanhado geral sobre as características dos trabalhos acerca de investimento de portfólio, Hoti (2004) destaca a importância do estudo dessa modalidade de investimento resgatando os argumentos discutidos na literatura sobre “push” e “pull factors”. Calvo (1993)

estabelece que os determinantes dos fluxos de capitais para a América Latina no início da década de 1990 são os chamados “push factors”, fatores externos às economias emergentes como o aumento do capital disponível para financiamento, declínio sustentado das taxas de juros no mundo e recessão em economias industriais. A análise de tais fatores leva a conclusão de que os fluxos internacionais de investimentos são altamente voláteis porque estão sujeitos a fatores fora do controle dos policy-makers, conforme Vieira (2004).

Calvo (1996) destaca a importância do estudo de fluxos de investimentos de países ricos para países pobres, uma vez que o capital estrangeiro pode financiar e estimular o crescimento econômico, aumentando o padrão de vida das economias em desenvolvimento. Além disso, argumenta que essa dinâmica é capaz de proporcionar maior bem estar para os agentes do mundo em desenvolvimento, pois possibilita a suavização do consumo ao longo do tempo. Os benefícios dos fluxos de investimentos internacionais para as economias desenvolvidas são decorrentes da diversificação das carteiras de investimento, que possibilitam a divisão do risco em diversos mercados. Os malefícios que esse tipo de investimento pode causar às economias receptoras, de acordo com o autor, são atribuídos a situações onde o rápido influxo de capital externo pode causar expansão monetária, pressões inflacionárias, apreciação da taxa real de câmbio, e ampliar déficits em conta corrente. Esses efeitos macroeconômicos deixam a economia mais vulnerável a choques externos. Ainda sobre riscos do investimento de portfólio, Kim (2000) relata que a interrupção da entrada de recursos na economia força a mesma a um processo de ajustamento na conta corrente do balanço de pagamentos, assim como em sua taxa real de câmbio. O autor ainda destaca a dificuldade associada a esse processo originado por choques externos referentes a movimentos de capitais, os quais podem culminar em episódios de crises de pagamento como a do México e da Ásia, ocorridas na década de 1990.

Com relação à análise do investimento de portfólio através da ótica “pull factors”, internos à economia receptora de recursos, o trabalho de Fernandez-Arias (1996) investiga-os juntamente com fatores externos que afetam o fluxo internacional de capitais. O autor cita como fatores internos, a melhora em classificação de risco da economia, como consequência da estabilização macroeconômica, abertura dos mercados financeiros e o equilíbrio das contas públicas. Argumenta que este tipo de análise leva a uma visão otimista, de que a sustentabilidade desses fluxos de investimento depende em sua maioria das políticas econômicas domésticas, sob o controle das economias em desenvolvimento. Athukorala e Rajapatirana (2003) afirmam que alguns desses fatores como reformas institucionais em

países em desenvolvimento e diversificação de investimentos por parte de fundos de pensão em países desenvolvidos, têm efeitos de longo prazo. Também relatam que existem evidências de que os grandes fluxos de investimento são uma realidade que chegou para ficar, como um importante fenômeno na economia global.

O cenário internacional a partir de 2002 é tido como dos melhores das últimas décadas pela abundância de recursos no mercado internacional e a ausência de graves crises. Levando em consideração essa alteração na conjuntura internacional, este trabalho tem como objetivo analisar os determinantes da entrada de fluxos de investimento de portfólio para o mercado acionário brasileiro utilizando o método de regressão clássico. O modelo adotado é submetido a diversos testes diagnósticos, atentando para a verificação de exogeneidade fraca, forte e superexogeneidade para que sua correta utilização seja identificada.

O capítulo seguinte aborda aspectos metodológicos, resultados alcançados e relações teóricas estabelecidas em estudos anteriores. O terceiro capítulo apresenta a metodologia empregada, fontes de dados e os resultados obtidos. Por fim, as principais conclusões da análise efetuada são apresentadas.

2 - Investimento de Portfólio

As diversas correntes teóricas procuram explicar fluxos de investimento de maneiras diferentes. A teoria neoclássica estabelece entre outros, um modelo simples de investimento constituído por dois países que produzem o mesmo bem, sujeitos à mesma função de produção com rendimentos constantes de escala. Essa função é composta por diferentes combinações de capital e mão-de-obra. Dessa forma, diferenças de nível de produção entre as duas economias são ocasionadas por diferenças nas dotações de capital ou força de trabalho. Partindo desse cenário, a lei dos rendimentos decrescentes de escala determinará que o produto marginal do capital será maior na economia menos produtiva. Caso o comércio de bens seja livre e competitivo entre estes países, novos investimentos serão direcionados à economia mais pobre, até o ponto onde salários e taxas de retorno do capital sejam equalizadas.

Partindo desse raciocínio, Lucas (1990) verifica que na realidade os grandes fluxos de capital acontecem entre economias desenvolvidas, e procura explicações para esta inconsistência entre teoria e realidade. Inicialmente, o autor utiliza dados de Summer e Heston (1988) para calcular as funções de produção de Índia e Estados Unidos. Obtém como resultado uma produtividade marginal do capital 58 vezes maior na Índia do que nos Estados Unidos. Essa enorme diferença deveria resultar em investimentos direcionados à economia indiana. Como isso não ocorre, são procuradas justificativas. Utilizando estatísticas de diferenças de capital humano e benefícios externos do capital humano, Lucas (1990) ajusta as funções de produção de ambas as economias e conclui que o produto marginal do capital na Índia é de apenas 1,04 vezes o da economia norte americana. O autor ainda cita imperfeições de mercado como outra possível causa da ausência de fluxos de investimento de maior magnitude entre economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Dentre elas, especialmente o risco político da economia pobre, receptora de recursos, não direcionar investimentos para a economia credora caso esta situação seja revertida.

Essa pesquisa iniciará com um breve relato sobre o ressurgimento dos fluxos de capitais para as economias em desenvolvimento ocorrido nos anos 1990. Após, as relações entre fluxos de investimentos de portfólio, variáveis financeiras e macroeconômicas serão investigadas.

2.1 - O Ressurgimento dos Fluxos de Capitais

A década de 1990 inicia trazendo destaque para os fluxos de capitais direcionados às economias em desenvolvimento, especificamente investimento direto externo e investimento de portfólio. Anteriormente, os principais componentes dos fluxos de capitais para economias emergentes eram empréstimos bancários. Esses fluxos diminuíram com a crise mexicana no final de 1994, caindo vertiginosamente após a crise asiática no segundo semestre de 1997. Calvo (1993) identifica o boom de investimentos como uma consequência de fatores internos às economias receptoras, assim como fatores externos, entre eles, baixas taxas de juros internacionais e redução da atividade econômica nas economias industriais.

Athukorala e Rajapatirana (2003) fazem um estudo demonstrando a evolução dos fluxos de investimento para a América Latina e Ásia. Relatam que o saldo líquido dos fluxos de capitais privados para os mercados emergentes aumentou de US\$ 10 bilhões no fim da década de 1980 para quase US\$ 200 bilhões na metade da década de 1990. Do total dos fluxos de investimento para esses países no período compreendido entre 1990 e 1997, quase 75% foram destinados a países da Ásia e América Latina. No início da década, esses fluxos eram divididos praticamente igualmente entre ambos os continentes. Porém, de 1993 a 1996, o fluxo de investimentos destinados à Ásia superou em muito o destinado à América Latina. Os efeitos da crise mexicana de 1994 são tidos como mínimos para os mercados asiáticos, ficando restritos ao México e Argentina. Entretanto, relatam que as consequências da crise asiática em 1997 foram muito mais severas para a mobilidade de capitais internacionais. Apenas em 2001 a Ásia volta a receber investimentos. Os efeitos da crise asiática foram aumentados pelas crises russa e brasileira e, com isso, os fluxos de investimento para a América Latina caíram de US\$ 68 bilhões para US\$ 39 bilhões em 2000. Os autores ainda destacam que a América Latina caracteriza-se por receber mais fluxos de investimento de portfólio do que investimento direto externo.

A economia brasileira segue o mesmo padrão da América Latina. Holland e Veríssimo (2004) fazem um relato mais detalhado sobre dinâmica dos fluxos de capitais para o Brasil. Avaliam as diferentes categorias do investimento de portfólio, como títulos públicos federais, títulos cambiais, títulos de renda fixa de longo prazo, derivativos e mercado de ações. O Brasil não difere dos padrões mundiais e de acordo com os autores, nas décadas de 1970 e 1980 empréstimos e financiamentos eram a parcela dominante dos recursos estrangeiros direcionados à economia brasileira. A partir dos anos 1990, perdem espaço para investimento

direto externo e de portfólio, sendo esses os responsáveis pelo crescente influxo de capitais externos no Brasil. Ainda afirmam que no período compreendido entre 1990 e 1994, os fluxos de portfólio foram significativos para a economia brasileira, conseqüência de medidas liberalizantes referentes à legislação de capitais que criaram instrumentos para o estímulo do investimento de não-residentes no país.

Garcia e Valpassos (1998) estabelecem que as altas taxas de juros praticadas na economia brasileira após 1992 ocasionaram um maciço influxo de investimentos, principalmente de curto prazo. Ainda, atribuem à estabilização econômica decorrente do Plano Real o saldo líquido recorde de US\$ 54 bilhões em investimentos de portfólio em 1994. Holland e Veríssimo (2004) afirmam que as crises asiática (1997), russa (1998) e brasileira (1999) serviram de freio para este tipo de investimento de característica mais volátil. Além disso, os autores atribuem a fuga de investimentos ocorrida ao aumento da dívida pública, aos níveis mais altos do risco-país e às expectativas de desvalorização do Real.

2.2 - Investimento de Portfólio x Retorno de Ações

O retorno de um investimento é um dos principais fatores na decisão de investir. Dessa forma, é imprescindível analisar sua relação com os fluxos de investimentos de portfólio. Hau e Rey (2004) investigam se os padrões de fluxos de investimento de portfólio no mercado acionário, as variações cambiais e os retornos internacionais de ações são consistentes com a hipótese de que investidores internacionais que não securitizaram suas operações através de *hedge*, reformulam suas carteiras de investimento para limitar exposição cambial quando da ocorrência de choques nos retornos de ações e choques cambiais. Além disso, estudam o reflexo de choques nos fluxos de investimentos de portfólio sobre as taxas de câmbio e preços de ações. O trabalho analisa o comportamento do investidor norte-americano nos mercados da Alemanha, França, Japão, Reino Unido e Suíça. Os autores assumem a seguinte hipótese para o relacionamento entre fluxo de investimentos e retorno de ações. Apreciações em mercados de ações estrangeiros com relação a mercados domésticos desencadeariam um movimento de reformulação de carteiras de investimento, no qual o investidor doméstico reduziria suas posições em ações estrangeiras de modo a diminuir sua exposição ao risco cambial. Como conseqüência, os investimentos iriam abandonar a economia e a moeda nacional seria desvalorizada frente ao dólar. Dentro dessa dinâmica, os autores destacam a importância do risco cambial para o investidor internacional. Assim, estabelecem que o aumento da parcela de ativos de um investidor doméstico em moeda estrangeira leva o mesmo a reduzir sua

crescente exposição ao risco cambial, vendendo ações para investidores estrangeiros que não se defrontem com a mesma vulnerabilidade cambial. Isso revela um comportamento em que o investidor internacional entra no mercado estrangeiro em um momento de baixa e sai em um momento de alta.

Tabak (2002) testa a hipótese de caminho aleatório para o mercado de ações brasileiro. Encontra uma relação de longo prazo entre o índice Ibovespa real e fluxos de investimento de portfólio. Utilizando a metodologia para teste de cointegração de Johansen, estima uma equação de cointegração para essas variáveis. Como resultado, obtém um coeficiente de cointegração positivo, o qual indica que aumentos no índice Ibovespa real são seguidos por aumentos de influxos de investimento de portfólio. O autor também acha evidências de bicausalidade entre ambas, onde fluxos de portfólio defasados explicam o retorno do Ibovespa e os termos defasados do Ibovespa ajudam a explicar a entrada de investimentos de portfólio no mercado acionário brasileiro, ou seja, aumentos do índice do mercado acionário brasileiro parecem induzir aumentos nos fluxos de portfólio.

Froot et al. (2001) investigam a relação entre fluxos de investimento de portfólio e retornos de ações através de uma amostra diária para 44 países, entre eles 16 desenvolvidos e 28 emergentes. Chegam a diversas conclusões, entre elas, a de que os retornos passados influenciam fortemente o fluxo de investimentos, e que os mesmos são persistentes. Encontram fortes evidências de correlação entre fluxos líquidos de investimento, defasagens de retornos e variação cambial, geralmente positiva. Sugerem que o investidor internacional adota o comportamento descrito pela teoria “positive feedback trading”, onde os agentes compram na alta e vendem na baixa do mercado. Utilizando vetores autorregressivos, concluem que defasagens dos fluxos de investimento de portfólio e dos retornos do mercado acionário são importantes na determinação dos fluxos de investimentos futuros. A análise da função Impulso-Resposta mostra que um choque de 1% nos fluxos de investimentos gera um aumento de 1,5% nos fluxos para os mercados emergentes. Além disso, um choque de 100% nos retornos das ações ocasiona um aumento de 0,05% nos fluxos de investimentos. Apesar dessa resposta ser economicamente muito pequena, mostra-se estatisticamente significativa.

2.3 - Investimento de Portfólio x Variação Cambial

Para o investidor internacional, o câmbio afeta a rentabilidade de seu investimento. A importância da relação entre fluxos de investimento de portfólio e variação cambial é

decorrente do fato apontado por Hau e Rey (2002). Os autores constatam que os fundos de investimentos internacionais norte-americanos operam com *hedge* incompleto de exposição ao risco cambial. Dessa forma, a variação cambial torna-se fator determinante para retorno das aplicações do investidor internacional. Conforme citado anteriormente, Hau e Rey (2004) investigam entre outras a relação de fluxos de investimento de portfólio para o mercado acionário e taxas de câmbio. A hipótese assumida para que um investidor reformule sua carteira de investimentos em detrimento de choques cambiais é a que segue. A apreciação da moeda estrangeira aumenta a parcela de ativos em dólares no mercado estrangeiro. A maior exposição ao risco cambial de investidores domésticos pode induzir a uma redução em suas posições no mercado estrangeiro, causando um fluxo de investimentos negativo para tal economia. Além disso, esses fluxos negativos devem ocasionar uma queda de preços das ações. Assim como na hipótese apresentada para a relação entre os fluxos de investimento de portfólio e retorno de ações, a reformulação das carteiras de investimento é atribuída a não securitização das operações através de *hedge* cambial. Nesse contexto, a modificação das carteiras é decorrente da variação cambial, e não da diferença no desempenho do mercado acionário. Sendo assim, o investidor doméstico fica sujeito a um crescente risco cambial após uma apreciação da moeda estrangeira. Portanto, o mesmo pode estar menos disposto a deter uma parcela crescente de ativos estrangeiros e por isso acaba vendendo suas posições, ocasionando um conseqüente fluxo negativo de investimentos no mercado acionário. Os autores assim estabelecem uma correlação positiva entre fluxos de portfólio e variação cambial, condicionada a choques nas taxas de câmbio. Ressalta-se que o foco da análise apresentada é a variação cambial, e não a volatilidade cambial.

2.4 - Investimento de Portfólio x Taxas de Juros

A análise da relação entre investimento de portfólio e taxa de juros é importante porque pode demonstrar como o investidor internacional forma suas expectativas sobre o desempenho futuro da economia.

Nunes et al. (2005) analisam a relação entre variáveis macroeconômicas e retornos do Ibovespa no período seguinte à implementação do Plano Real através da modelagem VAR. Entre outras, resgatam a hipótese “proxy effect” desenvolvida por Fama (1981). Tal hipótese argumenta que a relação negativa entre os retornos das ações e inflação é uma aproximação da relação negativa entre inflação e o nível de atividade econômica, contrariando a relação positiva exposta pela curva de Phillips. Merikas (2002) relata que a hipótese “proxy effect” é

decorrente da seguinte dinâmica: a forte atividade econômica ocasiona inflação e induz os policy-makers a implementar políticas macroeconômicas contra-cíclicas. Dessa forma, uma queda dos preços das ações frente ao maior nível de atividade econômica é justificada quando os efeitos esperados de uma política contracionista são superiores aos benefícios esperados pelo aumento da produção. Assim, caso os fluxos de investimento de portfólio sejam impulsionados pela busca de retorno em mercados emergentes, pode-se assumir uma relação positiva entre fluxos de investimento de portfólio e taxas de juros, pois um aumento da taxa de juros ocasionaria uma redução da inflação para o período seguinte, conseqüentemente, as empresas teriam um melhor desempenho.

Também é apresentada a contrapartida da hipótese “proxy effect”, de Geske e Roll (1983), os quais ampliaram a mesma incluindo o setor governamental e políticas monetária e fiscal. Denominada “causalidade reversa”, estabelece que o mercado de ações sinaliza as variações no processo inflacionário. De outra forma, Geske e Roll identificam uma relação em que os agentes adaptam suas expectativas quanto à inflação, em virtude das modificações econômicas antecipadas pelas variações nos preços dos ativos. Essa reversão de causalidade seria caracterizada por um conjunto de eventos macroeconômicos, com destaque à interação do processo de geração de receita do governo e as variações dos preços dos ativos. Dessa forma, quando o preço das ações declina em resposta às variações antecipadas de condições econômicas adversas, existe uma forte tendência para déficit governamental. Por exemplo, se o governo monetizar suas dívidas e os indivíduos anteciparem essa ação, a taxa de inflação deve aumentar. Assim, as variações nos preços dos ativos estarão ligadas às variações na taxa de inflação e não ao desempenho da economia.

2.5 - Investimento de Portfólio x Risco-País

A importância do risco-país na investigação dos fluxos de investimento de portfólio reside no fato de que os capitais não são regidos apenas por maiores taxas de retorno, também leva-se em consideração o risco atribuído à operação. Sendo assim, os capitais serão investidos em ativos mais arriscados apenas se o retorno esperado dos mesmos mais do que compensar o risco envolvido na operação.

Razin e Sadka (2002) fazem uma análise da economia brasileira incorporando risco-país e o medo da moratória. Verificam como essas variáveis podem influenciar fluxos de capitais elevando o diferencial das taxas de juros, assim como o custo da dívida pública. O modelo

apresentado pelos autores estabelece uma relação positiva entre o risco-país e o investimento agregado, exógeno a governo e empresas. Entre outras conclusões, os autores relatam que uma melhora na avaliação de crédito de um país pode ter reflexos como redução de taxas de juros, aumento de investimentos e redução do déficit fiscal.

Vieira (2004) através de uma análise por vetores autorregressivos investiga duas questões referentes ao mercado brasileiro. Primeiro, o papel que o risco-país e o diferencial das taxas de juros exercem sobre o grau de endividamento público. Segundo, a influência que o endividamento público exerce sobre fluxo de capitais, risco-país e diferencial de taxas de juros. Através da análise de decomposição da variância, constata que apenas 2,1% da variância dos fluxos de capitais são explicadas pelo risco-país. A função Impulso-Resposta revela que o fluxo de capital é afetado negativamente pelo risco-país no curto prazo.

Holland e Veríssimo (2004) analisam as relações entre fluxos de capitais de portfólio e as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país e legislação de capitais para a economia brasileira. Suas conclusões destacam a importância da paridade descoberta da taxa de juros e do risco-país na determinação dos fluxos de portfólio totais e daqueles direcionados aos títulos públicos. Porém, ressaltam que os fluxos de portfólio direcionados ao mercado acionário são pouco sensíveis ao risco-país, à paridade descoberta da taxa de juros e às medidas liberalizantes de mercado. Atribuem esse resultado às especificidades do próprio mercado acionário. De maneira mais específica, concluem que os choques advindos do risco-país implicam em um movimento de redução dos fluxos de capitais estrangeiros para investimento de portfólio total e para os mercados de títulos de renda fixa e derivativos. No entanto, para o mercado acionário encontram uma relação inicialmente positiva, onde o aumento do risco-país resultou em um aumento no fluxo de investimento em ações. Conforme a análise da função de decomposição de variância para o volume de investimento estrangeiro em carteira total, os autores revelam que os choques do risco-país foram relevantes na previsão dos movimentos do total dos capitais de portfólio, explicando 18,85% de sua variância.

O capítulo seguinte apresenta a metodologia empregada para verificar a relação entre as variáveis citadas e o investimento de portfólio para a economia brasileira. Procura estabelecer um modelo e faz sua avaliação através de testes diagnósticos e da verificação dos diferentes níveis de exogeneidade, com o intuito de assegurar sua correta utilização.

3 - Evidência Empírica

3.1 - Metodologia e Fonte de Dados

A construção de um modelo para análise do investimento de portfólio no mercado acionário brasileiro será submetida a diversos testes, para garantir que as estimações sejam não-viesadas, consistentes e eficientes. Para tanto, serão testadas autocorrelação serial, heterocedasticidade, omissão de variável relevante, forma funcional inadequada, heterocedasticidade condicional e exogeneidade fraca. Ainda, serão testadas exogeneidade forte e super forte, de maneira a estabelecer qual a correta aplicação do modelo proposto.

A amostra utilizada para a construção de tal modelo é mensal e compreende o período de janeiro de 1995 até dezembro de 2005, sendo posterior à estabilização macroeconômica e à liberalização comercial e financeira do Brasil. Apesar disso, engloba o auge do processo de privatizações iniciado em 1987, além da mudança do regime cambial de semi-fixo para flutuante, em janeiro de 1999. Essa amostra é formada pela participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB), retorno do Ibovespa (RIBOV), variação cambial (VC), Taxa Selic (SELIC), variação do risco-país (VRP) e retorno do índice MSCI *World* (RMSCI).

O investimento de portfólio é representado pela participação estrangeira na capitalização da Bovespa e segue a metodologia empregada por Clark e Berko (1997) e Warther (1995), a qual estabelece que o investimento estrangeiro em carteira seja dividido pela capitalização do mercado. Dessa forma, a participação estrangeira na capitalização da Bovespa é calculada a partir das seguintes 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. Assim, a participação estrangeira na capitalização da Bovespa é obtida de acordo com a fórmula (3.1.1).

$$PECB_t = \frac{VCE_t \cdot PA_t}{CTB_t} \quad (3.1.1)$$

Uma crítica em relação a esse procedimento é que a utilização de PECB como representante do investimento estrangeiro em ações pode refletir a composição da carteira dos investidores estrangeiros. Dessa forma, poderia ocorrer um aumento da participação estrangeira decorrente do melhor desempenho da carteira de investimentos, sem que realmente tivesse ocorrido

ingresso de recursos. Uma alternativa para superar essa limitação seria utilizar a série investimento estrangeiro em ações. Entretanto, essa série engloba além do investimento estrangeiro em ações no mercado à vista, as operações com derivativos. Como o índice utilizado é o Ibovespa, representativo do mercado à vista e não de opções e futuros, essa alternativa não é utilizada.

O índice Ibovespa é o mais importante indicador de desempenho médio da bolsa de valores de São Paulo. Consiste em uma carteira teórica de ações que representam mais de 80% do volume negociado no mercado à vista e as empresas que a compõem correspondem à aproximadamente 70% da capitalização bursátil total da Bovespa. O índice Ibovespa em dólares americanos foi obtido através do software Economatica. Foram utilizadas cotações do último dia do mês em Dólar Ptax venda. Seu retorno foi calculado conforme a fórmula (3.1.2).

$$RIBOV_t = \frac{PUSD_t - PUSD_{t-1}}{PUSD_{t-1}} \quad (3.1.2)$$

onde PUSD é o índice Ibovespa em pontos calculado em dólares americanos.

A variação cambial foi obtida utilizando-se a variação percentual da taxa de câmbio real, calculada através das séries Taxa de câmbio Ptax nominal fim de período (BACEN) e dos Índices de preços ao consumidor do Brasil e dos Estados Unidos (FMI), de acordo com a fórmula (3.1.3). A Taxa de câmbio Ptax é a média das taxas efetivas de câmbio transacionadas no mercado interbancário, ponderada pelo volume das transações. O Índice de Preços ao Consumidor mede o movimento médio de preços de determinado conjunto de bens e serviços no mercado varejista. Além disso, como o intuito deste trabalho é analisar a ótica do investidor estrangeiro, foi adotada a cotação Dólares americanos por Reais, ou seja, quanto custa uma unidade de Real em moeda norte-americana. A fórmula (3.1.3) demonstra como a variação cambial foi calculada.

$$C_t = \frac{US\$_t / R\$_t \cdot IPCBR_t}{IPCUSA_t} \quad (3.1.3)$$

$$VC_t = \frac{E_t - E_{t-1}}{E_{t-1}} \quad (3.1.4)$$

onde $E = \frac{US\$}{R\$}$.

A Taxa Selic é a taxa média ponderada e ajustada dos financiamentos diários apurados no Sistema Especial de Liquidação e Custódia para títulos federais. A série mensal refere-se às taxas diárias acumuladas no mês. A Taxa Selic é a taxa básica de juros da economia brasileira. Esta série foi obtida através do portal IPEADATA, sem alterações.

A variação do risco Brasil é a variação percentual do índice 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. É composto por uma cesta de títulos referenciados em moeda estrangeira e emitidos pelos governos centrais das seguintes economias emergentes: África do Sul, Argentina, Brasil, Bulgária, Filipinas, Marrocos, México, Nigéria, Polônia, Rússia. A partir desse índice são calculados os indicadores de cada economia que o compõe, como é o caso do Brasil. O cálculo da variação do EMBI+BR foi obtido conforme a fórmula (3.1.4).

$$VRP_t = \frac{(EMBI + BR)_t - (EMBI + BR)_{t-1}}{(EMBI + BR)_{t-1}} \quad (3.1.5)$$

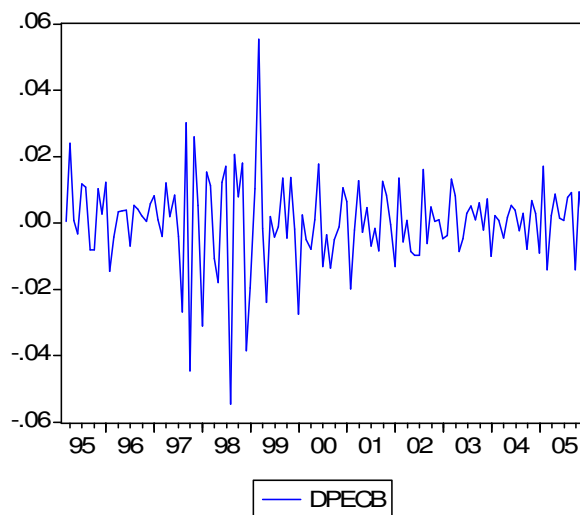
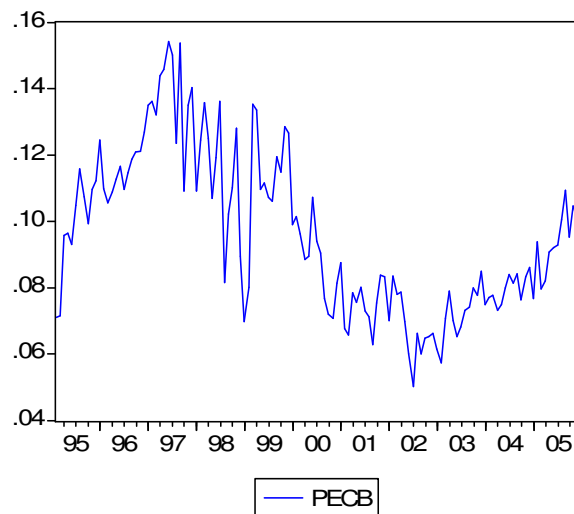
O *MSCI World* é um índice de capitalização de mercado onde o peso das empresas é determinado pelas ações disponíveis para negociação no mercado. É uma medida de desempenho relativa às economias desenvolvidas e sua composição engloba os seguintes países: Alemanha, Austrália, Áustria, Bélgica, Canadá, Cingapura, Dinamarca, Espanha, Estados Unidos, Finlândia, França, Grécia, Holanda, Hong Kong, Irlanda, Itália, Japão, Nova Zelândia, Noruega, Portugal, Suécia, Suíça e Reino Unido. Seu retorno foi calculado de acordo com a fórmula (3.1.5).

$$RMSCI_t = \frac{MSCI_t - MSCI_{t-1}}{MSCI_{t-1}} \quad (3.1.6)$$

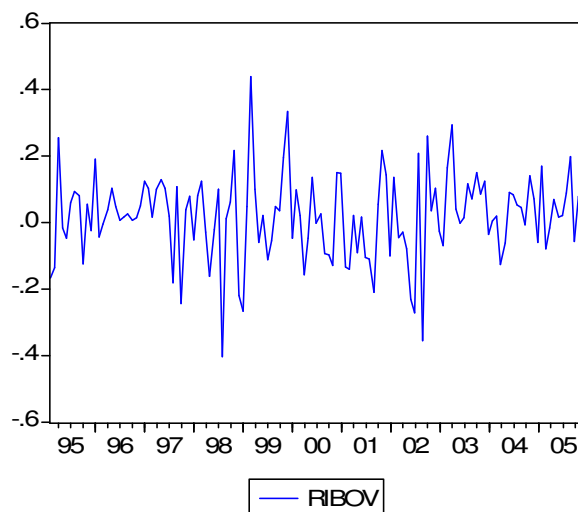
Os gráficos das séries serão apresentados a seguir.

A Figura 3.1.1 mostra a evolução da participação estrangeira na capitalização da Bovespa e de sua primeira diferença. Quanto à série em nível, o gráfico deixa dúvidas em relação à sua estacionariedade. Também nota-se uma queda contínua da participação estrangeira na capitalização da Bovespa a partir da segunda metade de 1997. Esse movimento só é revertido a partir do segundo semestre de 2002. Com relação à sua primeira diferença, aparenta ter comportamento estacionário.

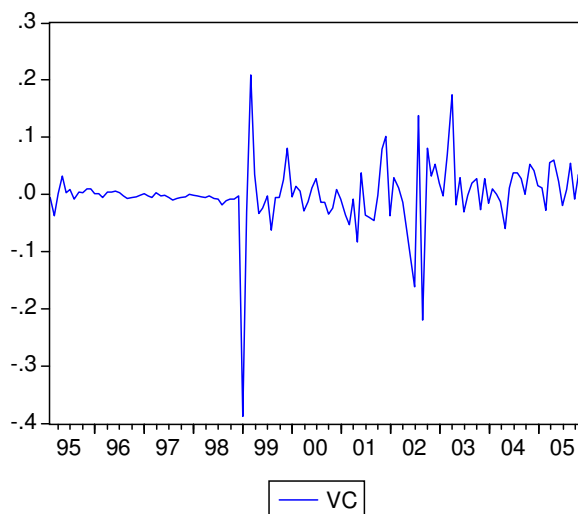
Figura 3.1.1 - Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa e sua Primeira Diferença



A Figura 3.1.2 demonstra a evolução do retorno do índice de ações da Bolsa de Valores de São Paulo em dólares americanos. O gráfico não denuncia nenhuma suspeita de não estacionariedade.

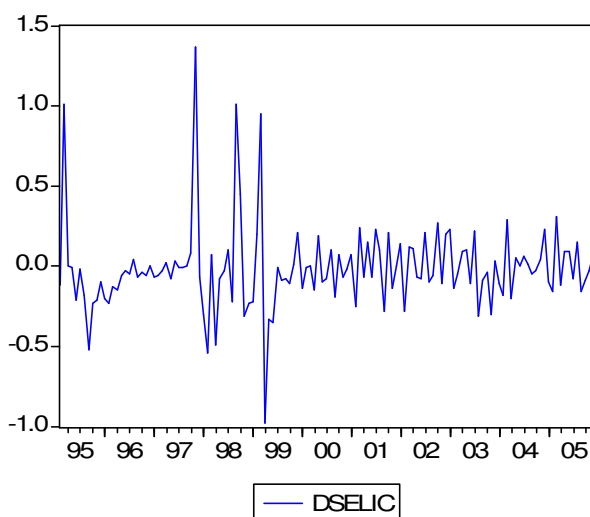
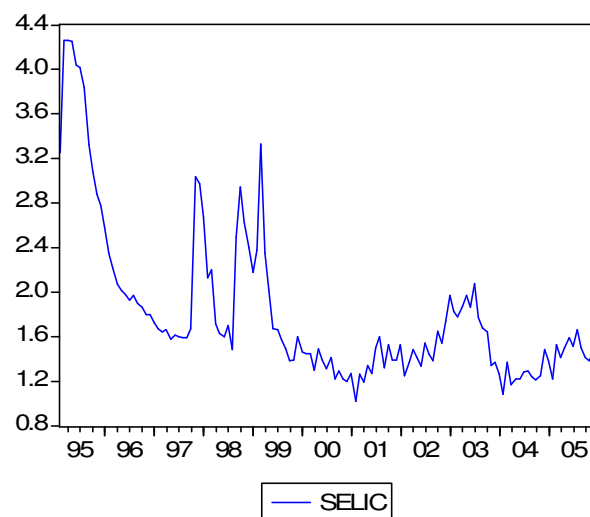
Figura 3.1.2 - Retorno do Ibovespa em Dólares Americanos

O gráfico da Figura 3.1.3 apresenta a evolução da variação cambial Dólares americanos por Reais. O período de câmbio administrado apresenta volatilidade menor do que o restante da série. Em janeiro de 1999 constata-se uma quebra estrutural em decorrência da alteração de regime cambial, de semi-fixo para flutuante.

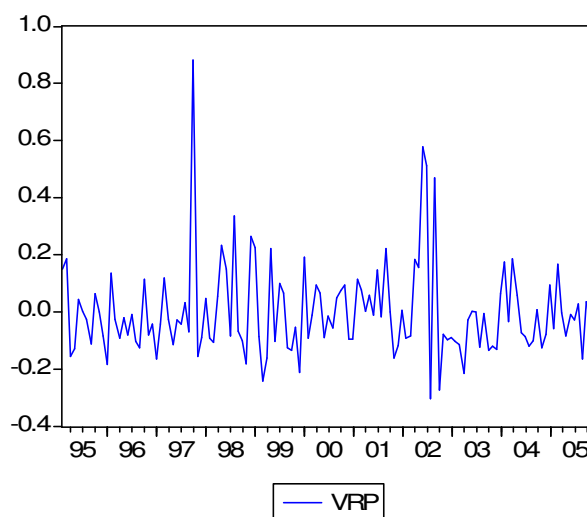
Figura 3.1.3 - Variação Cambial (US\$/R\$)

A Figura 3.1.4 exibe a evolução da Taxa Selic em nível e em primeira diferença. Em nível, a série apresenta clara tendência decrescente, além de uma possível quebra estrutural. Aparentemente sua primeira diferença é estacionária.

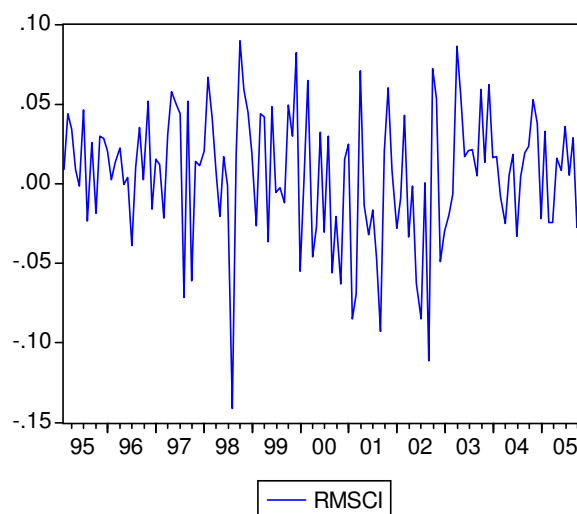
Figura 3.1.4 - Taxa Selic e sua Primeira Diferença



O gráfico da Figura 3.1.5 mostra a evolução da variação do risco-país. Aparentemente, a série é estacionária.

Figura 3.1.5 - Variação do Risco-País

A Figura 3.1.6 exibe o retorno do índice global de ações MSCI *World*, sugerindo sua estacionariedade.

Figura 3.1.6 - Retorno do MSCI *World*

A análise gráfica das séries PECB, DPECB, RIBOV, SELIC, DSELIC, VRP e RMSCI indica um aumento da volatilidade em períodos que coincidem com as crises asiática (1997) e russa (1998). A exceção do retorno do MSCI *World*, a mudança de regime cambial no Brasil em

janeiro de 1999 também parece contribuir para esse aumento de volatilidade. Destaca-se ainda o aumento na variância de VC, SELIC e VRP no período eleitoral de 2002.

A Tabela 3.1.1 apresenta características das séries adotadas.

Tabela 3.1.1 – Estatísticas Descritivas das Séries

	PECB	DPECB	RIBOV	VC	SELIC	DSELIC	VRP	RMSCI
Média	0,095800	0,000223	0,017373	-0,001107	1,825420	-0,013692	-0,002359	0,006294
Mediana	0,092068	0,000954	0,021468	-0,002320	1,590000	-0,045000	-0,029703	0,012111
Máximo	0,154179	0,055212	0,439423	0,208597	4,260000	1,370000	0,880556	0,089822
Mínimo	0,050217	-0,054514	-0,402469	-0,387756	1,020000	-0,980000	-0,303716	-0,141503
Desvio Padrão	0,024199	0,013590	0,130234	0,058310	0,708411	0,270985	0,162403	0,041209
Simetria	0,460340	-0,485625	-0,222797	-2,096319	1,870245	1,725251	2,043806	-0,692662
Curtose	2,291012	6,912094	4,135945	19,543830	6,123685	11,56674	10,164211	3,778638
Jarque-Bera (JB)	7,370470	88,008940	8,127050	1589,885000	129,6282	462,0149	371,354954	13,78448
Valor-p (JB)	0,025091	0,000000	0,017188	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,001016
Soma	12,549760	0,028951	2,275889	-0,144968	239,1300	-1,780000	-0,309026	0,824500
Soma dos quadrados	0,076130	0,023824	2,204913	0,442003	65,24005	9,472828	3,428711	0,220761
Obs.	131	130	131	131	131	130	131	131

3.2 – Resultados

Como pode ser constatado nos gráficos da seção anterior, todas as séries à exceção da participação estrangeira na capitalização da Bovespa e da Taxa Selic aparentam ser estacionárias. Essas séries apresentam tendências claras, portanto, é preciso analisar a existência de estacionariedade em torno de uma tendência linear.

O teste de raiz unitária Dickey-Fuller aumentado não identifica a presença de raiz unitária nas séries testadas, com exceção da participação estrangeira na capitalização do Ibovespa e da Taxa Selic, mesmo quando são inseridos intercepto e tendência. As duas séries em primeira diferença são verificadas estacionárias. A Tabela 3.2.1 apresenta os resultados.

Tabela 3.2.1 - Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado

Variáveis	Variáveis Exógenas	Observações	Estatística Teste	Valor-p*	Valores Críticos do Teste:		
					1%	5%	10%
PECB	Constante, Tendência	127	-2,0704	0,5569	-4,0319	-3,4456	-3,1477
DPECB	-	127	-10,7831	0,0000	-2,5833	-1,9434	-1,6150
RIBOV	-	130	-11,1233	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
VC	-	130	-11,4392	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
SELIC	Constante, Tendência	130	-2,966445	0,1458	-4,0319	-3,4456	-3,1477
DSELIC	-	129	-12,36686	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
VRP	-	130	-11,6792	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
RMSCI	-	130	-10,7630	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151

*Valor-p unicaudal de McKinnon (1996)

Para comprovar a consistência dos resultados apresentados acima, também foi realizado o teste de Phillips-Perron (1988) para raiz unitária. A Tabela 3.2.2 demonstra os resultados.

Tabela 3.2.2 - Teste de Raiz Unitária de Phillips-Perron

Variáveis	Variáveis Exógenas	Observações	Tamanho do Intervalo	Estatística Teste Phillips-Perron*	Valor-p**	Valores Críticos do Teste:		
						1%	5%	10%
PECB	Constante, Tendência	130	5	-4,3369	0,0038	-4,0302	-3,4448	-3,1472
DPECB	-	129	15	-18,4195	0,0000	-2,5833	-1,9434	-1,6150
RIBOV	-	130	0	-11,1233	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
VC	-	130	1	-11,4392	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
SELIC	Constante, Tendência	130	2	-2,963929	0,1465	-4,0319	-3,4456	-3,1477
DSELIC	-	129	5	-12,48407	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
VRP	-	130	1	-11,6804	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
RMSCI	-	130	1	-10,7627	0,0000	-2,5829	-1,9433	-1,6151
*Métodos de estimação espectral de Bartlett Kernel e tamanho do intervalo de Newey-West								
**Valor-p unicaudal de Mckinnon (1996)								

A variação cambial apresenta uma quebra estrutural em janeiro de 1999, portanto, atenção especial deve ser dada à verificação da existência de raiz unitária na série. A quebra estrutural leva ao viés de aceitação da hipótese de existência de raiz unitária no teste Dickey-Fuller aumentado (Enders, 2003). Mesmo assim, a estacionariedade da série não é rejeitada, resultado de acordo com Moura e Silva (2005).

Ocorre divergência nos resultados dos testes aplicados. A metodologia de Phillips-Perron (1988) verifica que a série de participação estrangeira na capitalização do Ibovespa é estacionária em nível, com a utilização de intercepto e tendência. Resultado contrário é obtido com a metodologia do teste Dickey-Fuller aumentado, o qual rejeita a estacionariedade da mesma. Ambos os testes constatam a existência de raiz unitária para a Taxa Selic em nível. Para as demais, os resultados são unânimes em atestar a estacionariedade das séries.

A participação estrangeira na capitalização da Bovespa (PECB) utilizada para analisar o comportamento do investimento de portfólio, 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. Se houver maior entrada do que saída de recursos estrangeiros, DPECB é positiva; e, no caso contrário, DPECB é negativa. Portanto, uma diferença importante entre utilizar a participação

estrangeira em nível ou sua primeira diferença é que a primeira analisa o estoque de investimento e, a segunda, o seu fluxo. A Tabela 3.2.3 apresenta a matriz de correlações entre todas as variáveis utilizadas neste estudo. Destaca-se que a participação estrangeira em primeira diferença apresenta correlação contemporânea com as demais variáveis praticamente duas vezes maior do que a mesma série em nível.

Tabela 3.2.3 - Matriz de Correlações

	PECB	DPECB	RIBOV	VC	DSELIC	VRP	RMSCI
PECB	1						
DPECB	0,273807	1					
RIBOV	0,355227	0,735567	1				
VC	0,180774	0,366088	0,677567	1			
DSELIC	-0,059414	0,323449	0,090120	0,095991	1		
VRP	-0,255638	-0,631420	-0,801598	-0,555601	-0,054531	1	
RMSCI	0,347141	0,491230	0,675500	0,348713	0,062437	-0,601830	1

Tendo em vista a divergência entre os resultados dos testes de raiz unitária e a maior correlação da primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa com as demais variáveis, opta-se pelo uso da primeira diferença.

Será proposta uma metodologia robusta e consistente para a estimação de um modelo com apenas uma equação, de modo a verificar quais fatores influenciam o fluxo de investimento estrangeiro no mercado acionário brasileiro. Ainda nesse intuito, será verificada a existência de exogeneidade fraca, forte e super forte para estabelecer qual a correta utilização do modelo proposto.

3.2.1 - Testes de Exogeneidade

Para assegurar a eficiência do modelo estimado, será procedido o teste de exogeneidade fraca das variáveis explicativas em relação à DPECB. De acordo com Sachsida (1999), o viés de endogeneidade é o fator determinante da necessidade de verificar-se a exogeneidade fraca, ou seja, assumir que uma variável é exógena a um modelo, quando na verdade ela não é. Essa implicação resulta em maior eficiência de estimação através de modelos de equações simultâneas. O teste de exogeneidade a ser utilizado é uma versão do teste proposto por Engle (1982 e 1984) e demonstrado por Nakane (1994). Tal teste busca verificar a significância dos resíduos da equação da primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa (3.2.2.1) nos processos marginais. Assume-se como exógena a primeira diferença da Taxa Selic, tendo em vista a independência do Banco Central para a formulação de política

monetária. Além disso, estimar a função de reação do Banco Central brasileiro não é o foco deste trabalho. Para as demais variáveis foram criadas equações marginais, de modo a proceder ao teste citado.

A equação marginal do retorno do Ibovespa foi estimada conforme (3.2.1.1) e seus resultados aparecem na Tabela (3.2.1.1).

$$RIBOV_t = \rho_0 h_t + \rho_1 RMSCI_t + \rho_1 VRP_t + \varepsilon_{RIBOV,t} \quad (3.2.1.1)$$

$$h_t = \gamma_0 h_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon^2_{RIBOV,t}$$

Tabela 3.2.1.1 – Estimação da Equação (3.2.1.1) por Máxima Verossimilhança (Marquardt)
Variável Dependente: $RIBOV_t$

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-z	Valor-p
h_t	2,832314	1,230406	2,301934	0,0213
$RMSCI_t$	1,075782	0,186948	5,754441	0
VRP_t	-0,437732	0,060648	-7,217641	0
Equação da Variância				
C	0,001235	0,000712	1,733687	0,083
h_{t-1}	0,300766	0,105106	2,861544	0,0042
$\varepsilon^2_{RIBOV,t}$	0,464904	0,166177	2,797652	0,0051
Jarque-Bera	1,6585			0,436376
Teste ARCH(17)	1,009614			0,455153
R²	0,692674	Akaike	-2,444675	
R² Ajustado	0,680381	Schwarz	-2,312986	
Durbin-Watson	2,033201	Observações	131	

Erros-padrão e Covariância robustos de Bollerslev-Wooldrige

Os mesmos critérios de seleção aplicados à equação (3.2.2.1) são utilizados na formulação das equações marginais. A análise do correlograma do quadrado dos resíduos sugeriu um possível problema em sua 17ª defasagem. Em razão disso, foi realizado o teste ARCH para 17 defasagens, o qual rejeitou a hipótese de heterocedasticidade condicional.

A equação marginal da variação cambial foi modelada conforme (3.2.1.2) e a Tabela (3.2.1.2) demonstra o resultado da estimação.

$$VC_t = +\varphi_0 RIBOV_t + \varphi_1 D(1995:02 - 1998:12) * VRP_t + \varphi_2 VRP_t + \varepsilon_{VC,t} \quad (3.2.1.2)$$

Tabela 3.2.1.2 - Estimação da Equação (3.2.1.2) por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável Dependente: VC_t

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
$RIBOV_t$	0,212652	0,056905	3,736967	0,000300
$D(1995:02-1998:12)*VRP_t$	0,274566	0,046205	5,942303	0,000000

VRP_t	-0,178071	0,038531	-4,62147	0,000000
Jarque-Bera	3460,556			0,000000
Breusch-Godfrey (2)	0,149799			0,861034
White	2,443396			0,028791
White (Cross-Terms)	3,332637			0,001753
Teste ARCH (1)	0,042121			0,837715
Teste RESET (1)	0,979381			0,324233
R²	0,579331	Akaike	-3,673865	
R² Ajustado	0,572758	Schwarz	-3,608021	
Durbin-Watson	2,012175	Observações	131	

A presença de heterocedasticidade é detectada. Portanto, o modelo utiliza a correção de White para as estimações de covariância e erros padrões consistentes na presença de heterocedasticidade.

O processo marginal da variação do risco-país foi estimado conforme a equação (3.2.1.3) e os resultados de sua estimação são apresentados pela Tabela (3.2.1.3).

$$VRP_t = \psi_0 VRP_{t-12} + \psi_1 \varepsilon_{VRP,t-12} + \varepsilon_{VRP,t} \quad (3.2.1.3)$$

Tabela 3.2.1.3 - Estimação da Equação (3.2.1.3) por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável Dependente: VRP_t

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
VRP_{t-12}	0,729967	0,066063	11,04962	0,000000
ε²_{VRP,t-12}	-0,931558	0,027374	-34,03130	0,000000
Jarque-Bera	177,1085			0,000000
Breusch-Godfrey(2)	0,431524			0,650566
Teste ARCH(1)	2,273237			0,134343
Teste RESET(1)	2,005636			0,159395
R²	0,120980	Akaike	-0,851539	
R² Ajustado	0,113467	Schwarz	-0,804831	
Durbin-Watson	1,961206	Observações	119	

Para executar o teste de exogeneidade fraca, o resíduo da equação condicional (3.2.2.1) será inserido nos processos marginais. Para que a hipótese de exogeneidade fraca seja aceita, o resíduo da estimação do modelo condicional não deve ser significativo nas equações marginais. Com esse intuito será aplicado o teste de restrição de coeficientes de Wald. Consiste em um teste F para averiguar se uma restrição é verdadeira, no caso testa se $\varepsilon_{DPE,t} = 0$, ou seja, se o resíduo da equação (3.2.2.1) não é significativo nos processos marginais. Como podemos ver pela Tabela (3.2.1.4), a mais de 5% de significância constata-

se que $\varepsilon_{DPE,t}$ é nulo nas equações testadas e a exogeneidade fraca das variáveis explicativas em relação à DPECB é comprovada.

Tabela 3.2.1.4 - Teste de Exogeneidade Fraca de RIBOV, VC e VRP em Relação à DPECB: Teste de Restrição de Coeficientes para $\varepsilon_{DPECB,t} = 0$ em (3.2.1.1) (3.2.1.2) (3.2.1.3)

Equação	Wald	(Parâmetros, observações)	Valor-p
RIBOV (3.2.1.1)	0,003803	(1, 117)	0,9509*
VC (3.2.1.2)	3,044032	(1, 120)	0,0836*
VRP (3.2.1.3)	2.324982	(1, 109)	0.1302*

* indica aceitação da hipótese nula a 5%

Ainda é necessário aplicar o mesmo procedimento às equações marginais (3.2.1.1) e (3.2.1.2), para verificar a exogeneidade fraca de suas variáveis explicativas: retorno do Ibovespa, variação do risco-país e retorno do MSCI *World*. Para tanto, a equação marginal do retorno do MSCI *World* é estimada conforme (3.2.1.4).

$$RMSCI_t = \kappa_0 RMSCI_{t-15} + \kappa_1 \varepsilon_{RMSCI,t-15} + \varepsilon_{RMSCI,t} \quad (3.2.1.4)$$

$$h_t = \gamma_0 h_{t-1} + \gamma_1 h_{t-2} + \gamma_2 \varepsilon_{RMSCI,t}^2$$

Tabela 3.2.1.5 – Estimação por Máxima Verossimilhança (Marquardt) da Equação Marginal (3.2.1.4) Variável Dependente: $RMSCI_t$

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-z	Valor-p
$RMSCI_{t-15}$	0,445296	0,057774	7,707499	0,0000
$\varepsilon_{RMSCI,t-15}$	-0,917253	0,023916	-38,35348	0,0000
Equação da Variância				
C	8,77E-05	9,69E-05	0,904772	0,3656
h_{t-1}	-0,134061	0,042891	-3,125647	0,0018
h_{t-2}	0,224307	0,084197	2,664069	0,0077
$\varepsilon_{RMSCI,t}^2$	0,848029	0,097786	8,672276	0,0000
Teste ARCH(17)	1,095301			0,3728
Jarque-Bera	0,792613			0,6728
R²	0,259618	Schwarz	-3,612971	
R² Ajustado	0,225965	Akaike	-3,755398	
Durbin-Watson	1,908015	Observações	116	

Os testes diagnósticos não apontam nenhum problema em (3.2.1.4). Novamente, o teste ARCH foi efetuado para 17 defasagens devido à indicação, pelo correlograma do quadrado dos resíduos, de uma possível heterocedasticidade condicional remanescente. O teste refutou esta hipótese.

A mesma metodologia utilizada para verificar a exogeneidade fraca na equação condicional (3.2.2.1) será aplicada nas equações marginais. A Tabela (3.2.1.6) demonstra que a exogeneidade fraca é comprovada nas equações marginais através da aceitação da hipótese nula de que os coeficientes dos resíduos inseridos nas equações (3.2.1.1), (3.2.1.2) e (3.2.1.4) são iguais a zero. Tendo isso em vista, podemos afirmar que a estimação de um modelo para o fluxo de investimento estrangeiro através de (3.2.2.1) é eficiente.

Tabela 3.2.1.6 – Teste de Exogeneidade Fraca da Variação do Risco-País e do Retorno do MSCI World em Relação ao Retorno do Ibovespa e, do Retorno do Ibovespa e da Variação do Risco-País em Relação à Variação Cambial

Teste	Equação	Wald	(Parâmetros, observações)	Valor-p
$\varepsilon_{RIBOV,t}=0$	VRP (3.2.1.3)	1,127842	(1, 116)	0,2904*
$\varepsilon_{RIBOV,t}=0$	RMSCI (3.2.1.4)	0,589960	(1, 109)	0,4441*
$\varepsilon_{VC,t}=0$	RIBOV (3.2.1.1)	0,095387	(1, 124)	0,7580*
$\varepsilon_{VC,t}=0$	VRP (3.2.1.3)	0,377566	(1, 116)	0,5401*

* indica aceitação da hipótese nula a 5%

O próximo passo consiste em verificar a exogeneidade forte das variáveis retorno do Ibovespa, variação cambial, primeira diferença da Taxa Selic e variação do risco-país na equação (3.2.2.1). Conforme Engle, Hendry e Richard (1983), a exogeneidade forte é uma propriedade necessária para que o modelo seja adequado a previsões. Para que um modelo seja considerado fortemente exógeno, as variáveis explicativas devem ser fracamente exógenas em relação à explicada e, a variável explicada não pode causar, no sentido de Granger, as variáveis explicativas. Dessa forma, será investigada a causalidade no sentido de Granger entre as variáveis da equação (3.2.2.1), tendo em vista que a exogeneidade fraca do retorno do Ibovespa, da variação cambial e da variação do risco-país com relação à primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa já foi comprovada.

A Tabela 3.2.1.7 demonstra o resultado do teste de defasagem ótima para as variáveis RIBOV, VC, DSELIC e VRP par a par com DPECB, de modo a definir qual a defasagem a ser utilizada no teste de causalidade de Granger.

Tabela 3.2.1.7 - Seleção de Defasagem Ótima para Teste de Causalidade de Granger Através do Critério de Informação de Schwarz para DPECB, RIBOV, VC, DSELIC e VRP

Variáveis Endógenas: DPECB, RIBOV, DSELIC, VRP				
Variável Exógena: Constante				
Observações	118	118	118	118
Defasagens	RIBOV	VC	DSELIC	VRP
0	-7,661259	-8,561376	-5,649739	-6,925374
1	-7,926130	-8,640142	-5,696206*	-6,916119
			-5,660050	-6,934535*
2	-8,025801*	-8,723415*		

3	-7,922926	-8,660127	-5,607177	-6,874311
4	-7,812771	-8,523048	-5,482907	-6,763892
5	-7,661149	-8,377583	-5,360172	-6,614739
6	-7,510825	-8,284180	-5,237800	-6,467905
7	-7,393119	-8,176231	-5,129890	-6,321571
8	-7,282462	-8,051223	-5,045020	-6,178196
9	-7,157685	-7,910103	-4,927922	-6,052943
10	-7,055155	-7,779038	-4,836138	-5,937284
11	-6,928165	-7,648575	-4,709587	-5,821698
12	-6,784707	-7,591986	-4,565986	-5,722144
* Indica a defasagem ótima selecionada pelo Critério de Informação de Schwarz				

A Tabela (3.2.1.8) demonstra os resultados do teste de causalidade de Granger entre as séries, utilizando as defasagens sugeridas pelo critério de informação de Schwarz apresentados na Tabela 3.2.1.7.

Tabela 3.2.1.8 – Teste de Causalidade de Granger Utilizando as Séries Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa, Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Taxa Selic em Primeira Diferença, Variação do Risco-País

Hipótese Nula:	Observações	Estatística-F	Valor-p
Retorno do Ibovespa não Granger Causa a Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa	128	4,46414	0,01344
Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa não Granger Causa Retorno do Ibovespa		0,28579	0,75192
Variação Cambial não Granger Causa Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa	128	4,75114	0,01029
Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa não Granger Causa Variação Cambial		3,64591	0,02896
Primeira Diferença da Taxa Selic não Granger Causa Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa	129	11,0465	0,00116
Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa não Granger Causa Primeira Diferença Taxa Selic		13,6509	0,00033
Variação do Risco-País não Granger Causa Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa	128	0,81289	0,44594
Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Bovespa não Granger Causa Variação do Risco-País		0,32465	0,7234

Não é possível rejeitar as hipóteses de que o retorno do Ibovespa Granger causa a primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa, e que a mesma, causa no sentido de Granger a variação do risco-país. A Tabela (3.2.1.9) apresenta os resultados para o teste de exogeneidade forte.

Tabela 3.2.1.9 – Teste de Exogeneidade Forte do Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Taxa Selic em Primeira Diferença e da Variação do Risco-País em Relação à Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa

Variáveis	Exogeneidade Fraca	Causalidade de Granger	Exogeneidade Forte
RIBOV	Sim	DPECB não Granger causa RIBOV	Sim
VC	Sim	DPECB Granger causa VC	Não
DSELIC	Sim	DPECB Granger causa DSELIC	Não
VRP	Sim	DPECB não Granger causa VRP	Sim

Com o resultado apontado pela Tabela (3.2.1.9), constatamos que a equação (3.2.2.1) não é adequada para fins de previsão, uma vez que as variáveis explicativas do modelo não são todas fortemente exógenas.

Por fim, para uma completa análise das possibilidades de aplicação da equação (3.2.2.1) deve-se averiguar a existência de superexogeneidade das variáveis explicativas em relação à explicada. A superexogeneidade é necessária para que um modelo não esteja sujeito à crítica de Lucas e possa ser utilizado na formulação de políticas. Para que uma variável seja considerada superexógena, a mesma deve ser fracamente exógena e invariante estruturalmente. Tal pressuposto será investigado através do teste proposto por Sachsida (1999). Consiste em um teste de significância conjunta, onde o quadrado dos resíduos estimados no processo marginal e suas defasagens são incluídos na equação condicional (3.2.2.1). Para que a hipótese de superexogeneidade seja aceita, no conjunto, os resíduos não devem ser significativos. Sendo assim, a equação (3.2.2.1) foi reestimada, agora com a inclusão dos erros das equações marginais e suas defasagens. A Tabela (3.2.1.10) demonstra o teste com relação ao retorno do Ibovespa.

Tabela 3.2.1.10 – Teste de Superexogeneidade de Retorno do Ibovespa com Relação à Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
Variável Dependente: DPECB_t
Método de Estimação: Mínimos Quadrados Ordinários

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
RIBOV_t	0,079605	0,007138	11,15166	0,0000
RIBOV_{t-1}	-0,061048	0,005338	-11,43679	0,0000
RIBOV_{t-4}	0,013065	0,003689	3,542029	0,0006
VC_t	-0,072998	0,016418	-4,446198	0,0000
VC_{t-1}	0,060441	0,012085	5,001344	0,0000
VC_{t-2}	-0,059129	0,009192	-6,432345	0,0000
DSELIC_{t-6}	0,004488	0,001758	2,553747	0,0121
VRP_t	-0,013976	0,005102	-2,739338	0,0072
D(1999:01)	-0,034663	0,009244	-3,749606	0,0003
$\varepsilon^2_{RIBOV,t}$	-0,041877	0,079240	-0,528481	0,5982

$\varepsilon^2_{RIBOV,t-1}$	0,079539	0,066286	1,199931	0,2328
$\varepsilon^2_{RIBOV,t-2}$	0,080218	0,068851	1,165099	0,2465
$\varepsilon^2_{RIBOV,t-3}$	-0,058418	0,066151	-0,883107	0,3791
$\varepsilon^2_{RIBOV,t-4}$	0,015198	0,064765	0,234660	0,8149
$\varepsilon^2_{RIBOV,t-5}$	-0,103444	0,058973	-1,754107	0,0822
DPECB_{t-1}	-0,348372	0,092925	-3,748966	0,0003
Wald (6, 108)	1,258699			0,2826*
R²	0,867994	Akaike	-7,522313	
R² Ajustado	0,849660	Schwarz	-7,158405	
Durbin-Watson	1,980006	Observações	124	

* indica aceitação da hipótese nula a 5%

O fator de interesse na Tabela (3.2.1.10) é o teste de Wald para restrições de coeficientes. A hipótese nula é a de que $\varepsilon^2_{RIBOV,t}$ e suas defasagens são conjuntamente iguais a zero. Dessa maneira, a superexogeneidade do retorno do Ibovespa não pode ser rejeitada.

A Tabela (3.2.1.11) apresenta o resultado do mesmo procedimento utilizando o resíduo da equação marginal da variação cambial.

Tabela 3.2.1.11 – Teste de Superexogeneidade da Variação Cambial com Relação à Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
Variável Dependente: DPECB_t
Método de Estimação: Mínimos Quadrados Ordinários

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
RIBOV_t	0,081431	0,006729	12,10080	0,0000
RIBOV_{t-1}	-0,066792	0,005242	-12,74153	0,0000
RIBOV_{t-4}	0,010590	0,003452	3,067619	0,0027
VC_t	-0,082497	0,014811	-5,569989	0,0000
VC_{t-1}	0,085639	0,015435	5,548522	0,0000
VC_{t-2}	-0,043347	0,010727	-4,041038	0,0001
DSELIC_{t-6}	0,002439	0,001702	1,433016	0,1547
VRP_t	-0,011963	0,004532	-2,639455	0,0095
D(1999:01)	0,013027	0,030685	0,424531	0,6720
$\varepsilon^2_{vc,t}$	-0,649205	0,358497	-1,810906	0,0729
$\varepsilon^2_{vc,t-1}$	0,226654	0,090243	2,511611	0,0135
$\varepsilon^2_{vc,t-2}$	0,239738	0,092214	2,599807	0,0106
$\varepsilon^2_{vc,t-3}$	0,005713	0,074123	0,077074	0,9387
$\varepsilon^2_{vc,t-4}$	-0,062270	0,075847	-0,821002	0,4135
$\varepsilon^2_{vc,t-5}$	2,85E-05	0,062742	0,000454	0,9996
DPECB_{t-1}	-0,447997	0,087211	-5,136907	0,0000
Wald (6, 108)	3,397762			0,0041*
R²	0,880292	Akaike	-7,620106	
R² Ajustado	0,863666	Schwarz	-7,256198	
Durbin-Watson	1,999783	Observações	124	

* indica rejeição da hipótese nula a 1%

O teste de Wald rejeita a hipótese de superexogeneidade da variação cambial a menos de 1% de significância. Por fim, a Tabela (3.2.1.12) apresenta o teste referente à variação do risco-país.

Tabela 3.2.1.12 – Teste de Superexogeneidade da Variação do Risco-País com Relação à Primeira Diferença da Participação Estrangeira na Capitalização da Bovespa
Variável Dependente: $DPECB_t$

Método de Estimação: Mínimos Quadrados Ordinários

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
$RIBOV_t$	0,083473	0,006947	12,01609	0,0000
$RIBOV_{t-1}$	-0,056293	0,005650	-9,963111	0,0000
$RIBOV_{t-4}$	0,012432	0,003685	3,373412	0,0011
VC_t	-0,065913	0,016052	-4,106128	0,0001
VC_{t-1}	0,051569	0,011687	4,412454	0,0000
VC_{t-2}	-0,056767	0,007932	-7,156335	0,0000
$DSELIC_{t-6}$	0,004694	0,001937	2,423896	0,0172
VRP_t	-0,006353	0,005700	-1,114614	0,2678
$D(1999:01)$	-0,036160	0,007527	-4,804353	0,0000
$\varepsilon^2_{VRP,t}$	-0,090765	0,040619	-2,234518	0,0277
$\varepsilon^2_{VRP,t-1}$	0,027881	0,033334	0,836400	0,4050
$\varepsilon^2_{VRP,t-2}$	0,023959	0,030836	0,776972	0,4391
$\varepsilon^2_{VRP,t-3}$	-0,110511	0,030692	-3,600602	0,0005
$\varepsilon^2_{VRP,t-4}$	0,031225	0,031768	0,982910	0,3281
$\varepsilon^2_{VRP,t-5}$	0,029707	0,035677	0,832663	0,4071
$DPECB_{t-1}$	-0,242358	0,102511	-2,364216	0,0201
Wald (6, 97)	3,265983			0,0057*
R²	0,890058	Akaike	-7,618869	
R² Ajustado	0,873057	Schwarz	-7,232691	
Durbin-Watson	1,980881	Observações	113	

*indica rejeição da hipótese nula a 1%

Como pode ser constatado, a hipótese de superexogeneidade da variação do risco-país também foi rejeitada a menos de 1% de significância. Portanto, o modelo proposto para o fluxo de investimento estrangeiro, equação (3.2.2.1), pode ser utilizado apenas para fins de inferência, uma vez que não possui as propriedades necessárias para efetuar previsões ou formular políticas.

3.2.2 - Modelo Estimado

Para a seleção do modelo, partiu-se da matriz de correlações ampliada, utilizando até seis defasagem das variáveis analisadas. Após, utilizando-se o método de estimação geral para o específico, excluíram-se as variáveis e defasagens não significantes até chegar-se à equação (3.2.2.1). Os resultados de sua estimação são apresentados na Tabela (3.2.2.1).

$$DPECB_t = \rho_1 RIBOV_t + \rho_2 RIBOV_{t-1} + \rho_3 RIBOV_{t-4} + \rho_4 VC_t + \rho_5 VC_{t-1} + \rho_6 VC_{t-2} + \rho_7 DSELIC_{t-6} + \rho_8 VRP_t + \rho_9 D(1999:01) + \rho_{10} DPECB_{t-1} + \varepsilon_{DPECB,t} \quad (3.2.2.1)$$

Tabela 3.2.2.1 - Estimação da Equação (3.2.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável Dependente: DPECB

Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
RIBOV_t	0,079695	0,006920	11,51612	0,0000
RIBOV_{t-1}	-0,060614	0,005187	-11,68514	0,0000
RIBOV_{t-4}	0,010789	0,003521	3,064338	0,0027
VC_t	-0,066306	0,014909	-4,447217	0,0000
VC_{t-1}	0,057458	0,011745	4,891986	0,0000
VC_{t-2}	-0,057167	0,008319	-6,872139	0,0000
DSELIC_{t-6}	0,004402	0,001724	2,554093	0,0120
VRP_t	-0,013260	0,004737	-2,799490	0,0060
D(1999:01)	-0,032324	0,006905	-4,681083	0,0000
DPECB_{t-1}	-0,361810	0,088772	-4,075710	0,0001
Jarque-Bera	30,21458			0,000000
Breusch-Godfrey (2)	0,134095			0,874647
White	0,896334			0,579691
White (Cross-Terms)	0,555062			0,983028
Teste ARCH (1)	0,030362			0,861964
Teste RESET (1)	1,476623			0,226837
R²	0,858787	Akaike	-7,551669	
R² Ajustado	0,847639	Schwarz	-7,324227	
Durbin-Watson	1,959092	Observações	124	

O Teste ARCH descarta a presença de heterocedasticidade condicional no resíduo. A estatística de Breusch-Godfrey atesta a não existência de correlação serial no modelo. Os testes de White para heterocedasticidade e heterocedasticidade incluindo termos cruzados não constata a presença da mesma.

Para avaliar a correta especificação do modelo proposto utilizou-se o teste RESET, de Ramsey, o qual identifica problemas de especificação como omissão de variável relevante e forma funcional inadequada. De acordo com a Tabela (3.2.2.1), a correta especificação do modelo é atestada a um nível de significância de mais de 5%.

A significância e os coeficientes das defasagens do retorno do Ibovespa demonstram que o investidor estrangeiro leva em consideração os retornos passados na formulação de sua estratégia de investimento. Uma variação de 1% no retorno do Ibovespa ocasionaria uma queda de 9,4% nos fluxos de investimento. Variações de 1% em suas defasagens em um e quatro períodos resultariam em variações de respectivamente -47,2% e +10% nos fluxos de

capitais de portfólio. O efeito líquido negativo das defasagens revela que o agente externo ingressa no mercado após um momento de queda. A correlação positiva do fluxo de investimentos com os retornos contemporâneos mostra ainda que o investidor estrangeiro aporta recursos para o mercado acionário brasileiro quando o mesmo inicia um movimento de recuperação. Isso comprova o comportamento racional do agente externo participante da Bovespa, resultado consistente com Tabak (2002) e Froot et al. (2001).

Tendo em vista que o efeito líquido praticamente nulo das defasagens da variação cambial demonstra um movimento de ajuste da mesma, a análise mais importante é a contemporânea. O coeficiente da variação cambial contemporânea revela que o comportamento descrito por Hau e Rey (2004) aplica-se ao investidor externo presente no mercado brasileiro. Um aumento de 1% na variação cambial representaria um crescimento de 35,6% nos fluxos de capitais direcionados à Bovespa. A relação entre o investimento de portfólio e variação cambial é negativa, o agente estrangeiro sai do mercado quando há uma apreciação do Real frente ao Dólar. Conforme os autores, essa dinâmica é decorrente da necessidade do investidor limitar sua exposição ao risco cambial, assumindo que o mesmo faça *hedge* cambial incompleto em suas operações na Bovespa.

A primeira diferença da Taxa Selic defasada em seis meses mostrou-se significativa e positivamente correlacionada com os fluxos de investimento. Essa evidência corrobora com Nunes et al. (2005), na qual os investidores internacionais associam um aumento da Taxa Selic com um melhor desempenho das empresas para o semestre seguinte, decorrente de uma queda na taxa de inflação. Ainda, temos que um aumento de 1% nesta variável representa uma elevação de 5,3% na entrada de capitais no mercado à vista da Bovespa para o semestre seguinte.

O risco-país em variação correlaciona-se negativamente com os fluxos de investimento. Este resultado é concordante com Razin e Sadka (2002) e Vieira (2004). Constata-se que o investidor externo leva em consideração as avaliações de agências internacionais de crédito, e também que uma melhora na classificação de uma economia está relacionada com o aumento de investimentos estrangeiros para a mesma. Um aumento de 1% na variação do risco-país representaria 15,2% mais fluxos de investimentos de portfólio.

A crise de mudança de regime cambial ocorrida em janeiro de 1999 mostrou-se significativa. O fluxo de capitais de portfólio para o mercado acionário brasileiro é afetado negativamente por esse evento.

O componente autorregressivo dos fluxos de investimentos de portfólio tem coeficiente negativo. Existe uma extensa literatura (Clark e Berko, 1997 e Warther, 1995) afirmando que os próprios fluxos de capitais são responsáveis pelo aumento dos preços das ações em mercados receptores e conseqüente aumento de retornos. O sinal negativo desse coeficiente indica que o investidor atenta para o fluxo passado, onde uma retirada de investimentos da economia em questão pode causar queda nos preços das ações. Dessa maneira, o agente externo ingressa no mercado em um momento de baixa, com os preços das ações desvalorizados. Evidência que reforça a conclusão de comportamento racional do agente externo. 1% de variação positiva no componente autorregressivo resultaria em uma queda de 33% nos fluxos de portfólio.

Ainda, foi testada a inclusão de uma variável fiscal no modelo selecionado, Dívida Líquida do Setor Público com relação ao PIB. Entretanto, a mesma não se mostrou significativa. Também se destaca que a inclusão de variáveis dummy de pulso e nível para modelar a série de variação cambial, conforme indicado pela Figura 3.1.3, não foram significativas.

O período em que a equação 3.2.2.1 é estimada engloba regimes de câmbio diferenciados. De 1995 até dezembro de 1998 o câmbio brasileiro é administrado pelo Banco Central. A partir de Janeiro de 1999, ocorre uma mudança na política cambial brasileira, na qual o país adota o câmbio flutuante. Com isso em mente, a equação 3.2.2.1 será estimada para cada um desses períodos, de modo a verificar qual o comportamento da mesma. A Tabela 3.2.2.2 apresenta o resultado da estimação para o período de câmbio administrado.

Tabela 3.2.2.2 - Estimação da Equação (3.2.2.1) por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável Dependente: DPECB

Período: 1995:02-1998:12				
Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
RIBOV_t	0,109903	0,012106	9,078062	0,0000
RIBOV_{t-1}	-0,066964	0,007927	-8,447766	0,0000
RIBOV_{t-4}	0,009076	0,008717	1,04123	0,3061
VC_t	0,18079	0,243327	0,742995	0,4633
VC_{t-1}	-0,364127	0,365218	-0,997014	0,3267
VC_{t-2}	0,269088	0,235004	1,145037	0,2612
DSELIC_{t-6}	0,002824	0,00279	1,01205	0,3196

VRP_t	-0,006098	0,0075	-0,813139	0,4225
$DPECB_{t-1}$	-0,520085	0,135788	-3,830124	0,0006
Jarque-Bera	37,27956			0,0000
Breusch-Godfrey (2)	1,614709			0,21693
White	0,235809			0,99768
White (Cross-Terms)	-			-
Teste ARCH (1)	0,004154			0,94896
Teste RESET (1)	0,327526			0,57153
R²	0,928748	Akaike	-7,361723	
R² Ajustado	0,909747	Schwarz	-6,977824	
Durbin-Watson	1,853258	Observações	39	

A variação cambial contemporânea e suas defasagens não se mostram significantes nesse regime. Fato decorrente do investidor não levar em conta a plenitude do custo do hedge cambial na situação de câmbio administrado. A Tabela 3.2.2.3 demonstra o resultado da estimação da mesma equação 3.2.2.1 para o período seguinte, de câmbio flutuante.

Tabela 3.2.2.3 - Estimação da Equação (3.2.6) por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável Dependente: DPECB

Período: 1999:02-2005:12				
Variáveis	Coefficiente	Erro Padrão	Estatística-t	Valor-p
$RIBOV_t$	0,05999	0,007387	8,121213	0,0000
$RIBOV_{t-1}$	-0,05115	0,00605	-8,454700	0,0000
$RIBOV_{t-4}$	0,010184	0,003172	3,210671	0,0020
VC_t	-0,025837	0,014992	-1,723368	0,0890
VC_{t-1}	0,044432	0,01227	3,621047	0,0005
VC_{t-2}	-0,054192	0,006753	-8,024545	0,0000
$DSELIC_{t-6}$	0,009041	0,001953	4,628844	0,0000
VRP_t	-0,007574	0,00534	-1,418315	0,1603
$DPECB_{t-1}$	-0,29415	0,1017	-2,892324	0,0050
Jarque-Bera	0,194181			0,907474
Breusch-Godfrey (2)	0,445292			0,642389
White	2,041092			0,022661
White (Cross-Terms)	2,081242			0,011492
Teste ARCH (1)	2,588540			0,111579
Teste RESET (1)	2,170066			0,145019
R²	0,866411	Akaike	-8,01472500	
R² Ajustado	0,851968	Schwarz	-7,75244100	
Durbin-Watson	1,866979	Observações	83	

Essa estimativa se aproxima mais do resultado inicial para a amostra de janeiro de 1995 até dezembro de 2005, a qual engloba ambos os regimes cambiais. Nesse período o custo do hedge cambial é levado em plena consideração no processo de investimento, portanto, as defasagens da variação cambial voltam a ser significantes.

3.2.3 - Previsão

Mesmo com a constatação através do teste de exogeneidade forte de que a equação 3.2.2.1 não é adequada para efetuar previsões, a mesma será utilizada para que o modelo seja avaliado na prática. A metodologia empregada é a de previsão dinâmica do software Eviews 4.1. Conforme tal metodologia, a observação inicial da amostra de previsão irá utilizar o valor real da variável DPECB defasada. Portanto, se t é a primeira observação do período de previsão, a previsão será computada como:

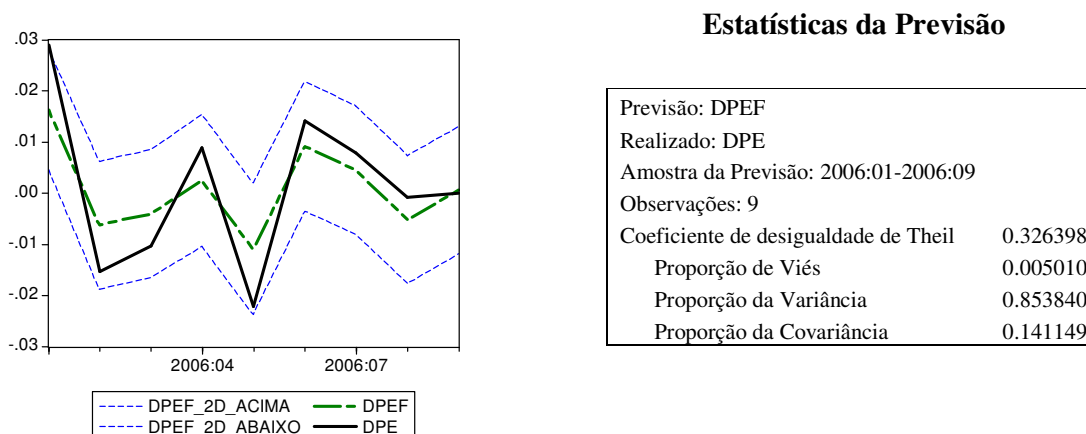
$$\begin{aligned} \hat{DPECB}_t = & \hat{\rho}_1 RIBOV_t + \hat{\rho}_2 RIBOV_{t-1} + \hat{\rho}_3 RIBOV_{t-4} + \hat{\rho}_4 VC_t + \hat{\rho}_5 VC_{t-1} \\ & + \hat{\rho}_6 VC_{t-2} + \hat{\rho}_7 DSELIC_{t-6} + \hat{\rho}_8 VRP_t + \hat{\rho}_9 D(1999:01) + \hat{\rho}_{10} DPECB_{t-1} \end{aligned} \quad (3.2.3.1)$$

Previsões para períodos subsequentes usarão o valor da previsão anterior de DPECB.

$$\begin{aligned} \hat{DPECB}_{t+k} = & \hat{\rho}_1 RIBOV_{t+k} + \hat{\rho}_2 RIBOV_{t+k-1} + \hat{\rho}_3 RIBOV_{t+k-4} + \hat{\rho}_4 VC_{t+k} + \hat{\rho}_5 VC_{t+k-1} \\ & + \hat{\rho}_6 VC_{t+k-2} + \hat{\rho}_7 DSELIC_{t+k-6} + \hat{\rho}_8 VRP_t + \hat{\rho}_9 D(1999:01) + \hat{\rho}_{10} DPECB_{t+k-1} \end{aligned} \quad (3.2.3.2)$$

A interpretação desse método é de que as previsões para os períodos subsequentes são feitas utilizando a informação disponível no início do período de previsão. A Figura 3.2.3.1 apresenta o resultado da previsão da equação 3.2.2.1 para os valores dos fluxos de investimento de portfólio no período compreendido entre janeiro e setembro de 2006.

Figura 3.2.3.1 – Gráfico de Previsão da Equação 3.2.2.1 para o Período 2006:01 até 2006:09



O gráfico demonstra que os fluxos de investimentos de portfólio realizados (DPE) encontram-se praticamente em sua totalidade dentro da faixa de dois desvios padrões para cima e para baixo (DPEF_2D_ACIMA e DPEF_2D_ABAIXO) da previsão estimada do modelo (DPEF).

Quatro critérios são utilizados para avaliar-se o desempenho de previsão para fora da amostra do modelo selecionado. O primeiro é o coeficiente de desigualdade de Theil, medida com valores compreendidos entre 0 e 1. Zero indica o ajuste perfeito, ou seja, a previsão do modelo é igual à variável realizada. Por sua vez, o valor igual a 1 corresponde ao perfeito desajuste entre os valores reais e os previstos pelo modelo. O segundo critério é a proporção de viés, o qual indica quão distante a média da previsão está da média da série realizada. O terceiro, a proporção da variância, indica quão distante a variância da previsão está da variância da série real. Por fim, a proporção da covariância indica os erros de previsão não-sistemáticos remanescentes. Para que a previsão da equação 3.2.2.1 seja boa, as proporções de viés e variância devem ser pequenas e a maioria dos desvios devem estar concentrados nas proporções da covariância. Além disso, o coeficiente de desigualdade de Theil deve ser baixo, aproximando-se de zero.

As previsões acompanham o movimento dos dados realizados, mesmo com relativa falta de precisão. Os meses de maior divergência são Janeiro, Fevereiro e Maio. A principal responsável por essa ineficiência é a ausência de exogeneidade forte. Além disso, a alta dos preços do Petróleo no mercado internacional ocorrida no mês de Janeiro e o aumento da taxa básica de juros norte-americana em Maio aliado às incertezas com relação ao rumo da política monetária dos Estados Unidos resultaram em um cenário de instabilidade internacional. Como consequência, ocorreram oscilações nos fluxos de investimento de portfólio no mercado de ações, com destaque para a queda mais acentuada no mês de maio. De acordo com essas evidências, o modelo demonstra-se distante do ajuste perfeito de previsão tanto pelo alto coeficiente de desigualdade de Theil (0,372111), assim como pela alta proporção da variância (0,853840).

4 - Conclusão

O modelo clássico de regressão linear adotado demonstrou que o investidor estrangeiro tem comportamento racional, entrando no mercado quando o mesmo se recupera de baixas. Também mostrou a importância dos retornos defasados na decisão de investir. No que tange à variação cambial, os não-residentes buscam diminuir sua exposição ao risco cambial saindo do mercado brasileiro quando o Real se valoriza frente ao Dólar. Isso demonstra que os agentes ao entrarem na Bovespa, não fazem *hedge* completo para se defenderem de riscos de desvalorização da moeda local. Ainda, a crise cambial de janeiro de 1999 afetou negativamente a entrada de capitais de portfólio no país. Também se constata que a avaliação de agências de risco internacionais é considerada pelos investidores ao ingressarem na Bovespa. Identifica-se uma relação negativa entre fluxos de portfólio e risco-país, ou seja, uma melhor classificação da economia incentiva a entrada de investimentos. Por fim, apesar de pequena, a relação positiva com a primeira diferença da Taxa Selic defasada em seis meses revela que os agentes externos formam expectativas com relação ao desempenho da economia, onde um aumento dos juros seria seguido de uma queda na inflação e de um conseqüente melhor desempenho das empresas.

O alto poder explicativo do modelo adotado, o qual explica aproximadamente 85% da variância dos fluxos de investimento de portfólio, ressalta a importância dos fatores internos à economia brasileira na atração de investimentos dessa natureza no período estudado.

Os diversos testes diagnósticos aplicados no processo resultaram em um modelo robusto. Os testes de exogeneidade garantiram que o modelo proposto pode ser utilizado para fins de inferência, mas é inapropriado para a formulação de políticas e realização de previsões, conforme verificado através da previsão do modelo para o período compreendido entre janeiro e setembro de 2006.

Referências Bibliográficas

- ATHUKORALA, P. E RAJAPATIRANA, S. (2003). *Capital Inflows and the Real Exchange Rate: A Comparative Study of Asia and Latin America*. The World Economy, Vol. 26, N° 4, p. 613–637.
- 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., HARVEY, C. (2000). *Foreign Speculators and Emerging Equity Markets*. Journal of Finance 55, p. 565–613.
- BEKAERT, G. HARVEY, C. R. e LUNDBLAD, C. (2005). *Does Financial Liberalization Spur Growth?* Journal of Financial Economics 77, p. 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, p. 401–426.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO (2005). *Mercado / Ações e Informe Técnico*. <http://www.bovespa.com.br> [acesso em 2005 e 2006].
- CALVO, G. A., LEIDERMAN, L. e REINHART, C. M. (1993). *Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America*. IMF Staff Papers. Vol. 40 (1). Washington, D.C. IMF, Março.
- CALVO, G. A., LEIDERMAN, L. e REINHART, C. M. (1996). *Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 10, N° 2, p. 123–139.
- 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, p. 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].
- ENDERS, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, Quarta edição. Tuscaloosa, Editora Wiley.
- ENGLE, R. (1982). *A General Approach to Lagrange Multiplier Model Diagnostics*. Journal of Econometrics, Vol. 20, N° 1, p. 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, p. 277-304.
- ERDEM, C., ARSLAN, C.K. e ERDEM, M. S. (2005). *Effects of Macroeconomics Variables on Istanbul Stock Exchange Indexes*. *Applied Financial Economics*, p. 987-994.
- ERRUNZA, V (2001). *Foreign Portfolio Equity Investments, Financial Liberalization, and Economic Development*. *Review of International Economics*, Vol. 9, N° 4, p. 703.
- FAMA, E. F. (1981). *Stock returns, real activity, inflation and money*. *American Economic Review*, Vol. 71, N° 4, p. 545–565.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. (1996). *The New Wave of Private Capital Inflows: Push or Pull?* *Journal of Development Economics*, Vol. 48, N° 2, p. 389-418.
- 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* Vol. 59, N° 2, p. 151–193.
- GARCIA, M. G. P. e VALPASSOS, M. V. F. (1998). *Capital Flows, Capital Controls and Currency Crisis: The Case of the Brazil in the Nineties*. Texto para Discussão PUC-Rio N° 389, Rio de Janeiro, Novembro.
- GESKE, R. e ROLL, R. (1983). *The Fiscal and Monetary Linkage Between Stock Returns and Inflation*. *Journal of Finance*, N° 38, Vol.1, p.1-33.
- GRANGER, C. (1969). *Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods*. *Econometrica* 37, p. 24-36.
- GREENE, W. (2003), *Econometric Analysis*, Quinta edição. New York, Prentice Hall.
- GUJARATI, D. (2000), *Econometria Básica*. São Paulo, Makron Books.
- HARGIS, K. (2002). *Forms of Foreign Investment Liberalization and Risk in Emerging Stock Markets*. *Journal of Financial Research*, Col. 25, N° 1, p. 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, p. 815-829.
- HARVEY, C.R., (1995). *The Risk Exposure of Emerging Equity Markets*. *World Bank Economic Review* 9, p. 19–50.
- HAU, H. e REY, H., (2002). *Exchange Rates, Equity Prices and Capital Flows*. NBER Working Paper N° 9398, p. 1-45.

- HAU, H. e REY, H., (2004). *Can Portfolio Rebalancing Explain the Dynamics of Equity Returns, Equity Flows and Exchange Rates?* NBER Working Paper N° 10476, p. 1-17.
- 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 [acesso em 2006].
- HOTI, S. (2004). *An Empirical Evaluation of International Capital Flows for Developing Countries*. Mathematics and Computers in Simulation 64, 143-160.
- 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*, Quarta edição. Editora McGraw-Hill.
- KIM, H. e SINGAL, V. (2000). *The Fear of Globalizing Capital Markets*. Emerging Markets Review, p. 183-198.
- KIM, Y. (2000). *Causes of Capital Flows in Developing Countries*. Journal of International Money and Finance, Vol. 19, N° 2, p. 235-253.
- LEWIS, K. (1994). *Puzzles in International Financial Markets*. NBER Working Paper N° W4951, p. 1-73.
- LUCAS, R. (1976). *Econometric Policy Evaluation: A Critique*. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy 1, p. 19-46.
- LUCAS, R. E. (1990). *Why Doesn't Capital Flow from Rich to Poor Countries?* The American Economic Review, Maio 1990, N° 80, Vol. 2, p. 92-96.
- MERIKAS, A. G. (2002). *Stock prices response to real economic variables: The case of Germany*. EFMA London Meetings, p. 1-6.
- MERTON, R. (1987). *A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information*. Journal of Finance, Vol. 42, N° 3, Dezembro 28-30, p. 483-510.
- MOURA, G. e SILVA, S. (2005). *Testing the Equilibrium Exchange Rate Model*. International Finance from EconWPA, N° 0505018, p. 1-12.
- 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, p. 1-165.
- 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, p. 585-607.

- PERRON, P. (1997). *Further Evidence on Breaking Trends Functions in Macroeconomic Variables*. Journal of Econometrics, 80, p. 355-385.
- PHILLIPS, P. e PERRON, P. (1988). *Testing for a Unit Root in Time Series Regression*. Biometrika, N° 75, Vol. 2.
- RAZIN, A. e SADKA, E. (2002). *A Brazilian Debt Crisis*. NBER Working Paper Series, N° 9160, p.1-7.
- SACHSIDA, A. (1999). *Testes de Exogeneidade sobre a Correlação Poupança Doméstica e Investimento*. IPEA:Texto para Discussão N° 659, p. 1-37.
- SUMMERS, R. e HESTON, A. (1988). *A New Set of International Comparisons of Real Product and Price Levels: Estimates for 130 Countries, 1950-1985*. Review of Income and Wealth, Março 1988, N° 34,p. 1-25.
- STULZ, R. (1995). *International Portolio 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° 58, p.1-30.
- TESAR, L., WERNER, I. (1995). *Home Bias and High Turnover*. Journal of International Money and Finance 14, p. 467-492.
- VIEIRA, F. V. (2004). *Endividamento Público e Impactos sobre os Fluxos de Capitais, Risco-País e Diferencial de Juros no Brasil: Modelo VAR e Testes de Causalidade*. Análise Econômica, UFRGS, Vol. 22, p. 129-148.
- WARTHER, V. (1995). *Aggregate Mutual Fund Flows and Security Returns*. Journal of Financial Economics 39, p. 209-236.

Apêndice 1 – Dados Originais

Tabela A.1.1 – Séries Originais de Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa, Retorno do Ibovespa, Variação Cambial, Retorno do MSCI World, Variação do Risco Brasil (EMBI+BR) e Taxa Selic.

	Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa	Participação de Estrangeiros na Capitalização da Bovespa em Primeira Diferença	Retorno do Ibovespa	Variação Cambial	Retorno do MSCI World	Variação do Risco Brasil (EMBI+BR)	Taxa Selic	Taxa Selic em Primeira Diferença
1995:02	0,071098	NA	-0,166999	-0,005633	0,008807	0,148534	3,250000	NA
1995:03	0,071543	0,000445	-0,134985	-0,037551	0,043761	0,186985	4,260000	1,010000
1995:04	0,095577	0,024034	0,256400	0,001922	0,034467	-0,155448	4,260000	0,000000
1995:05	0,096380	0,000804	-0,016901	0,032589	0,009123	-0,129006	4,250000	-0,010000
1995:06	0,093041	-0,003339	-0,048308	0,002655	-0,001662	0,043396	4,040000	-0,210000
1995:07	0,104823	0,011782	0,059974	0,008508	0,046542	0,002712	4,020000	-0,020000
1995:08	0,115711	0,010888	0,094164	-0,008617	-0,023613	-0,025248	3,840000	-0,180000
1995:09	0,107477	-0,008234	0,080017	0,004750	0,025725	-0,111933	3,320000	-0,520000
1995:10	0,099255	-0,008223	-0,123275	0,002387	-0,018423	0,063542	3,090000	-0,230000
1995:11	0,109619	0,010365	0,055449	0,010112	0,029719	-0,000979	2,880000	-0,210000
1995:12	0,112227	0,002608	-0,024214	0,009992	0,028347	-0,085294	2,780000	-0,100000
1996:01	0,124356	0,012129	0,190955	0,001734	0,020583	-0,185423	2,580000	-0,200000
1996:02	0,109796	-0,014560	-0,043096	0,001304	0,002446	0,135526	2,350000	-0,230000
1996:03	0,105509	-0,004287	-0,004409	-0,005496	0,013665	-0,026651	2,220000	-0,130000
1996:04	0,108970	0,003461	0,037495	0,004140	0,022578	-0,091667	2,070000	-0,150000
1996:05	0,112596	0,003626	0,102622	0,004290	-0,000705	-0,019659	2,010000	-0,060000
1996:06	0,116543	0,003947	0,048848	0,005214	0,003761	-0,081551	1,980000	-0,030000
1996:07	0,109480	-0,007063	0,006324	0,002378	-0,039057	-0,008734	1,930000	-0,050000
1996:08	0,114639	0,005159	0,016513	-0,003127	0,010579	-0,104258	1,970000	0,040000
1996:09	0,118682	0,004043	0,025301	-0,006181	0,035217	-0,126230	1,900000	-0,070000
1996:10	0,120734	0,002052	0,007371	-0,006090	0,002391	0,114447	1,860000	-0,040000
1996:11	0,121101	0,000367	0,014812	-0,004129	0,051806	-0,080808	1,800000	-0,060000
1996:12	0,126785	0,005683	0,049791	-0,001290	-0,016057	-0,042125	1,800000	0,000000
1997:01	0,135041	0,008257	0,124105	0,002151	0,015234	-0,164436	1,730000	-0,070000
1997:02	0,136060	0,001018	0,102800	-0,003284	0,012111	-0,041190	1,670000	-0,060000
1997:03	0,132017	-0,004042	0,016844	-0,004793	-0,021689	0,119332	1,640000	-0,030000
1997:04	0,143923	0,011905	0,099046	0,003275	0,030324	-0,025586	1,660000	0,020000
1997:05	0,145772	0,001850	0,127963	-0,002682	0,057973	-0,115974	1,580000	-0,080000
1997:06	0,154179	0,008406	0,102564	-0,000699	0,049623	-0,029703	1,610000	0,030000
1997:07	0,150179	-0,004000	0,018125	-0,005061	0,043761	-0,043367	1,600000	-0,010000
1997:08	0,123373	-0,026806	-0,182074	-0,009555	-0,071500	0,032000	1,590000	-0,010000
1997:09	0,153569	0,030196	0,107213	-0,006885	0,051864	-0,069767	1,590000	0,000000
1997:10	0,109016	-0,044553	-0,242907	-0,005616	-0,060901	0,880556	1,670000	0,080000
1997:11	0,134986	0,025971	0,039093	-0,003733	0,013872	-0,155096	3,040000	1,370000
1997:12	0,140259	0,005273	0,078957	-0,000405	0,011627	-0,089161	2,970000	-0,070000
1998:01	0,109162	-0,031097	-0,052878	-0,001292	0,020630	0,047985	2,670000	-0,300000
1998:02	0,124504	0,015342	0,081003	-0,003215	0,067023	-0,093407	2,130000	-0,540000
1998:03	0,135651	0,011147	0,123224	-0,004613	0,041203	-0,105051	2,200000	0,070000
1998:04	0,124962	-0,010689	-0,028412	-0,005488	0,007996	0,054176	1,710000	-0,490000
1998:05	0,106954	-0,018008	-0,161348	-0,002257	-0,020403	0,233405	1,630000	-0,080000
1998:06	0,119128	0,012174	-0,022500	-0,006551	0,016673	0,151042	1,600000	-0,030000
1998:07	0,136107	0,016980	0,100143	-0,008000	-0,001068	-0,082956	1,700000	0,100000
1998:08	0,081593	-0,054514	-0,402469	-0,017716	-0,141503	0,337171	1,480000	-0,220000

1998:09	0,102226	0,020633	0,011135	-0,010731	0,018319	-0,066854	2,490000	1,010000
1998:10	0,110070	0,007843	0,062143	-0,008589	0,089822	-0,101056	2,940000	0,450000
1998:11	0,128004	0,017934	0,216721	-0,007855	0,059354	-0,182047	2,630000	-0,310000
1998:12	0,089397	-0,038607	-0,218680	-0,002320	0,045020	0,262564	2,400000	-0,230000
1999:01	0,069730	-0,019667	-0,266166	-0,387756	0,019210	0,224208	2,180000	-0,220000
1999:02	0,080030	0,010300	0,047348	-0,030627	-0,026351	-0,086928	2,380000	0,200000
1999:03	0,135241	0,055212	0,439423	0,208597	0,043627	-0,243459	3,330000	0,950000
1999:04	0,133538	-0,001704	0,100314	0,035183	0,041944	-0,161383	2,350000	-0,980000
1999:05	0,109540	-0,023998	-0,058868	-0,033823	-0,036648	0,221077	2,020000	-0,330000
1999:06	0,111489	0,001949	0,021468	-0,023859	0,048520	-0,102251	1,670000	-0,350000
1999:07	0,107195	-0,004294	-0,111815	-0,003225	-0,005307	0,100313	1,660000	-0,010000
1999:08	0,106072	-0,001122	-0,055129	-0,063152	-0,002403	0,067426	1,570000	-0,090000
1999:09	0,119492	0,013419	0,047806	-0,005008	-0,011989	-0,124555	1,490000	-0,080000
1999:10	0,114894	-0,004597	0,036925	-0,005784	0,049450	-0,135163	1,380000	-0,110000
1999:11	0,128491	0,013597	0,196165	0,024808	0,029958	-0,052879	1,390000	0,010000
1999:12	0,126552	-0,001939	0,333161	0,081182	0,082194	-0,210918	1,600000	0,210000
2000:01	0,099051	-0,027501	-0,048262	-0,004245	-0,055008	0,191824	1,460000	-0,140000
2000:02	0,101337	0,002286	0,098274	0,014491	0,002348	-0,092348	1,450000	-0,010000
2000:03	0,096242	-0,005095	0,021303	0,006063	0,064606	-0,013081	1,450000	0,000000
2000:04	0,088436	-0,007806	-0,156780	-0,029380	-0,045904	0,092784	1,300000	-0,150000
2000:05	0,089346	0,000910	-0,047882	-0,011956	-0,027102	0,067385	1,490000	0,190000
2000:06	0,107170	0,017825	0,134942	0,011804	0,032626	-0,088384	1,390000	-0,100000
2000:07	0,094093	-0,013077	-0,002354	0,028146	-0,030432	-0,013850	1,310000	-0,080000
2000:08	0,090498	-0,003595	0,026113	-0,013899	0,029988	-0,056180	1,410000	0,100000
2000:09	0,076836	-0,013662	-0,091858	-0,013882	-0,055956	0,049107	1,220000	-0,190000
2000:10	0,071861	-0,004976	-0,098540	-0,034515	-0,020603	0,075177	1,290000	0,070000
2000:11	0,070700	-0,001161	-0,129353	-0,023268	-0,063015	0,093668	1,220000	-0,070000
2000:12	0,081209	0,010509	0,150883	0,008644	0,015510	-0,096502	1,200000	-0,020000
2001:01	0,087578	0,006369	0,148911	-0,008585	0,024673	-0,096128	1,270000	0,070000
2001:02	0,067737	-0,019841	-0,133361	-0,035658	-0,085118	0,112260	1,020000	-0,250000
2001:03	0,065655	-0,002082	-0,140361	-0,052407	-0,069313	0,077025	1,260000	0,240000
2001:04	0,078351	0,012696	0,022252	-0,008770	0,071003	0,001233	1,190000	-0,070000
2001:05	0,075455	-0,002896	-0,090911	-0,083713	-0,013704	0,056650	1,340000	0,150000
2001:06	0,080090	0,004636	0,017615	0,037642	-0,031903	-0,012821	1,270000	-0,070000
2001:07	0,073034	-0,007056	-0,104406	-0,036677	-0,016620	0,147580	1,500000	0,230000
2001:08	0,071254	-0,001781	-0,110502	-0,040518	-0,047646	-0,018519	1,600000	0,100000
2001:09	0,062820	-0,008434	-0,208812	-0,046387	-0,092623	0,221174	1,320000	-0,280000
2001:10	0,075329	0,012509	0,054416	-0,001686	0,020554	-0,001717	1,530000	0,210000
2001:11	0,083805	0,008476	0,218170	0,079982	0,060219	-0,160791	1,390000	-0,140000
2001:12	0,083211	-0,000593	0,144211	0,101198	0,008542	-0,117828	1,390000	0,000000
2002:01	0,070037	-0,013174	-0,100978	-0,037680	-0,028225	0,005807	1,530000	0,140000
2002:02	0,083559	0,013522	0,136068	0,029497	-0,008789	-0,093533	1,250000	-0,280000
2002:03	0,077888	-0,005671	-0,045513	0,010965	0,043091	-0,085350	1,370000	0,120000
2002:04	0,078639	0,000751	-0,029007	-0,014109	-0,033337	0,182451	1,480000	0,110000
2002:05	0,069911	-0,008728	-0,079280	-0,061276	-0,001317	0,155477	1,410000	-0,070000
2002:06	0,060088	-0,009823	-0,232062	-0,110125	-0,062588	0,577982	1,330000	-0,080000
2002:07	0,050217	-0,009871	-0,272925	-0,161426	-0,084870	0,512274	1,540000	0,210000
2002:08	0,066250	0,016032	0,206449	0,137996	0,000586	-0,303716	1,440000	-0,100000
2002:09	0,059975	-0,006275	-0,355581	-0,219746	-0,111191	0,469325	1,380000	-0,060000
2002:10	0,064787	0,004812	0,260038	0,080762	0,072422	-0,272651	1,650000	0,270000
2002:11	0,065312	0,000526	0,035956	0,032603	0,053100	-0,078071	1,540000	-0,110000
2002:12	0,066158	0,000845	0,103646	0,053149	-0,048887	-0,099004	1,740000	0,200000
2003:01	0,061356	-0,004802	-0,026955	0,020166	-0,030210	-0,088459	1,970000	0,230000
2003:02	0,057448	-0,003907	-0,070277	-0,002649	-0,019548	-0,103867	1,830000	-0,140000
2003:03	0,070711	0,013263	0,165306	0,069306	-0,006697	-0,113367	1,780000	-0,050000
2003:04	0,078814	0,008103	0,292381	0,174132	0,086304	-0,215649	1,870000	0,090000
2003:05	0,070177	-0,008637	0,041571	-0,018017	0,055080	-0,027981	1,970000	0,100000
2003:06	0,065276	-0,004901	-0,001955	0,029926	0,017159	0,002503	1,860000	-0,110000

2003:07	0,068034	0,002758	0,013191	-0,030646	0,020830	0,000000	2,080000	0,220000
2003:08	0,073061	0,005027	0,117743	-0,000754	0,021650	-0,122347	1,770000	-0,310000
2003:09	0,074059	0,000998	0,070650	0,019352	0,004806	-0,007112	1,680000	-0,090000
2003:10	0,079951	0,005892	0,149599	0,027607	0,059436	-0,133238	1,640000	-0,040000
2003:11	0,077712	-0,002238	0,086933	-0,025680	0,013669	-0,119008	1,340000	-0,300000
2003:12	0,085017	0,007305	0,124675	0,027542	0,062206	-0,131332	1,370000	0,030000
2004:01	0,074891	-0,010126	-0,034590	-0,015188	0,016183	0,064795	1,260000	-0,110000
2004:02	0,076960	0,002070	0,004866	0,009997	0,016913	0,174442	1,080000	-0,180000
2004:03	0,077640	0,000680	0,019609	5,53E-05	-0,008019	-0,034542	1,370000	0,290000
2004:04	0,073155	-0,004485	-0,125344	-0,011769	-0,025242	0,186047	1,170000	-0,200000
2004:05	0,074743	0,001588	-0,061954	-0,059638	0,005364	0,057315	1,220000	0,050000
2004:06	0,079966	0,005224	0,089593	0,010894	0,018301	-0,072753	1,220000	0,000000
2004:07	0,083874	0,003908	0,084335	0,037651	-0,032869	-0,087692	1,280000	0,060000
2004:08	0,081376	-0,002498	0,053270	0,038272	0,004250	-0,121417	1,290000	0,010000
2004:09	0,084169	0,002793	0,046200	0,027498	0,019502	-0,099808	1,240000	-0,050000
2004:10	0,076348	-0,007821	-0,007574	-7,52E-05	0,023611	0,008529	1,210000	-0,030000
2004:11	0,083139	0,006791	0,140275	0,052725	0,052965	-0,124736	1,250000	0,040000
2004:12	0,086006	0,002867	0,072469	0,041426	0,037754	-0,077295	1,480000	0,230000
2005:01	0,076856	-0,009150	-0,059986	0,014974	-0,021868	0,094241	1,380000	-0,100000
2005:02	0,093763	0,016907	0,168876	0,011614	0,033040	-0,059809	1,220000	-0,160000
2005:03	0,079738	-0,014025	-0,079591	-0,028365	-0,024286	0,165394	1,530000	0,310000
2005:04	0,081968	0,002231	-0,016650	0,055355	-0,024277	-0,002183	1,410000	-0,120000
2005:05	0,090699	0,008731	0,068470	0,059290	0,015974	-0,085339	1,500000	0,090000
2005:06	0,092068	0,001368	0,016390	0,021992	0,008501	-0,009569	1,590000	0,090000
2005:07	0,092725	0,000657	0,022121	-0,018867	0,036129	-0,028986	1,510000	-0,080000
2005:08	0,100446	0,007721	0,089086	0,008219	0,005617	0,027363	1,660000	0,150000
2005:09	0,109450	0,009004	0,197906	0,054532	0,028740	-0,164649	1,500000	-0,160000
2005:10	0,095240	-0,014210	-0,057624	-0,008842	-0,027545	0,034783	1,410000	-0,090000
2005:11	0,104620	0,009380	0,079721	0,035365	0,034585	-0,042017	1,380000	-0,030000
2005:12	0,100050	-0,004571	-0,011654	-0,049884	0,023807	-0,108187	1,470000	0,090000
Fonte:	Comissão de Valores Mobiliários	Comissão de Valores Mobiliários	Economática	Banco Central do Brasil	Morgan Stanley	JP Morgan	IPEADATA	IPEADATA