

Determinantes do Fluxo de Investimentos de Portfólio para o Mercado Acionário Brasileiro

▪ ANDRÉ FRANZEN^{*}
▪ CARLOS EDUARDO SOARES GONÇALVES^{***}

▪ ROBERTO MEURER^{**}
▪ FERNANDO SEABRA^{****}

RESUMO

Este artigo estuda como os fluxos de investimento para o mercado acionário brasileiro são afetados pelo retorno do índice Ibovespa, variação cambial, taxa Selic e risco país. São utilizados dados mensais para o período entre 1995 e 2005 e verificadas as relações de causalidade e exogeneidade. Os resultados apontam para o comportamento racional do investidor estrangeiro, entrando no mercado após quedas e saindo após elevações. Os retornos defasados influenciam o fluxo. Há diminuição da posição do investidor estrangeiro quando a moeda doméstica se valoriza em relação ao dólar. A crise cambial de janeiro de 1999 afetou negativamente o investimento. A melhoria do indicador de risco país incentiva a entrada de investimentos. Os fluxos estão relacionados à taxa Selic, que influencia a formação de expectativas. O índice de Sharpe positivo mostra que o maior risco do mercado brasileiro é compensado por maior rendimento. 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 a country risk measure on foreign portfolio investment flows to the Brazilian equity market. Data is monthly from 1995 to 2005. Causality and exogeneity relations are tested. The results point out the rational behavior of foreign investors, who enter the market after a fall and withdraw after a rise of the Bovespa index. Past returns are found to be important in the investment decision. When the domestic currency appreciates in face to the US dollar, foreign investors reduce their exposure to the Brazilian market. The evidence also indicates the exchange crises of January 1999 affected foreign investment. Inflows of investments are stimulated by better external debt evaluation and are also related to the Brazilian interest rate. The Sharpe ratio shows that the higher risk of the Brazilian market is rewarded by higher return. After several diagnostic tests, the model proposed is found to be appropriate for inference use, but not for prediction or policy purposes.

KEYWORDS

portfolio investment, equity return, exchange rate variation

JEL CLASSIFICATION

F32, G15, G11

^{*} Mestre em Economia pela UFSC. E-mail: franzen.andre@gmail.com.

^{**} Professor do Departamento de Economia da UFSC. Endereço para contato: Departamento de Economia – CSE – UFSC. CEP: 88040-900 Florianópolis (SC). E-mail: rmeurer@mbbox1.ufsc.br.

^{***} Professor de Economia da FEA/USP. E-mail: cesg@usp.br.

^{****} Professor do Departamento de Economia da UFSC. E-mail: seabra@cse.ufsc.br.

(Recebido em outubro de 2007. Aceito para publicação em julho de 2008).

1 INTRODUÇÃO

A importância do capital externo no mercado acionário brasileiro é evidenciada pela participação de 36,7% dos investidores estrangeiros na capitalização total das empresas cotadas na Bolsa de Valores de São Paulo (Bovespa), em outubro de 2006, o que torna relevante identificar as relações que explicam os fluxos de investimentos externos nesse mercado.

Hoti (2004) faz uma resenha dos trabalhos que investigam investimento externo de portfólio. Os estudos anteriores são classificados de acordo com periodicidade e tipos de dados, métodos de estimação e testes de validação dos modelos. Sua análise chama atenção para a falta de testes diagnósticos aplicados aos estudos para verificar a confiabilidade dos resultados obtidos. A maioria das análises utiliza a metodologia de autorregressão vetorial (VAR) para investigar investimento de portfólio, retornos e variação cambial, com maior ênfase na equação dos retornos. Dessa forma, o foco é direcionado aos causadores do retorno, deixando-se de lado o fato de o investidor estrangeiro poder entrar no mercado em função do retorno e como ocorre essa dinâmica. Tendo em vista essas lacunas na literatura, é importante investigar os fluxos de investimento, atentando para causalidade e exogeneidade com relação à variação cambial e aos retornos do mercado acionário, que é o objetivo deste artigo.

A literatura sobre investimento externo de portfólio destaca a importância dos “*push*” e “*pull factors*” (HOTI, 2004). Calvo (1993) e Fernandez-Arias (1996) consideram que os determinantes dos fluxos de capitais para a América Latina no início da década de 1990 são os “*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 nas economias desenvolvidas. A análise desses fatores leva à conclusão de que os fluxos internacionais de investimentos são voláteis porque estão sujeitos a fatores fora do controle dos *policy-makers* (VIEIRA, 2004).

Calvo *et al.* (1996) destacam a importância 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 nas economias em desenvolvimento. Para as economias desenvolvidas os benefícios dos fluxos de investimentos internacionais são decorrentes da diversificação das carteiras de investimento, que possibilitam a diversificação do risco. Nos países receptores poderiam ocorrer custos em situações em que o rápido influxo de capital externo causasse expansão monetária e, como consequência, pressões inflacionárias, apreciação da moeda doméstica e déficits em conta corrente, deixando a economia mais vulnerável a choques externos. A interrupção da entrada de recursos na economia força um processo de ajustamento na conta corrente do balanço de pagamentos e na taxa real de câmbio

(KIM, 2000). Esse processo, originado por choques externos, pode culminar em episódios de crises de balanço de pagamentos como as ocorridas na década de 1990 em economias emergentes.

Fernandez-Arias (1996) analisa o investimento de portfólio através da ótica dos “*pull factors*”, internos à economia receptora de recursos, juntamente com fatores externos que afetam o fluxo internacional de capitais. Os fatores internos poderiam ser a melhora na classificação de risco, como consequência da estabilização macroeconômica, a abertura dos mercados financeiros e o equilíbrio das contas públicas. Este tipo de análise leva a uma visão otimista, de que a sustentabilidade desses fluxos de investimento depende das políticas domésticas, gerenciáveis nas próprias economias em desenvolvimento, mas não foi corroborada em sua evidência empírica. 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. Neste contexto, a relação entre o investimento externo no mercado acionário e os retornos desse mercado, além das outras variáveis, é importante tanto para decisões específicas no mercado de capitais quanto para a estrutura de capital das empresas e o planejamento macroeconômico de longo prazo.

O artigo está estruturado em quatro seções, incluindo esta introdução. Na seção 2 é apresentada a revisão da literatura, destacando aspectos teóricos, metodológicos e os resultados empíricos de estudos anteriores. Na terceira seção são apresentados os dados, os resultados e a sua análise. A última seção apresenta a conclusão.

2 INVESTIMENTO DE PORTFÓLIO

Lucas (1990), considerando que a maior parte dos fluxos de capital acontece entre economias desenvolvidas, ao invés de ser direcionada a países subdesenvolvidos em que o capital é escasso e teria maior rendimento, procura explicações para esta inconsistência entre teoria e realidade. Diferenças de capital humano, risco político e imperfeições de mercado seriam possíveis causas da ausência de fluxos de investimento de maior magnitude entre economias desenvolvidas e em desenvolvimento. Apesar da predominância de fluxos entre economias desenvolvidas, a partir da década de 1990 há uma retomada dos fluxos de investimento direto externo e de portfólio para as economias em desenvolvimento. Anteriormente, os principais componentes dos fluxos de capitais para economias emergentes eram empréstimos bancários. Esses fluxos bancários 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.

No contexto de investir localmente *versus* internacionalmente, Baxter e Jermann (1997) ressaltam o resultado de baixo grau de diversificação de portfólios e a ocorrência do viés doméstico (*home-bias*) nas decisões de investimento externo de carteira. A justificativa para este resultado está em duas proposições distintas. A primeira explicação para a ocorrência de *home-bias* em alocações de portfólio deve-se ao ajustamento lento das instituições que regulam e incentivam os fluxos de capitais. Embora outros fatores ajustem rapidamente (como retornos, juros e câmbio) e estimulem fluxos de capital entre mercados de diferentes países, aspectos institucionais restringem tais ajustamentos. A segunda razão tem base em custos de transação e de informação. Como mostram Tesar e Werner (1995), há maior propensão de investimento de portfólio entre países com maior proximidade cultural e intensidade de comércio, uma vez que ambos reduzem custos de informação.

Teoricamente, os fluxos de investimentos externos podem ser explicados por modelos do tipo IAPM – International Asset Pricing (SOLNIK, 1983) em que as expectativas de retorno são influenciadas por fatores, como no modelo APT – Arbitrage Price Theory, acrescidas de um prêmio pelo risco. A possibilidade de ocorrer segmentação dos mercados internacionais, entretanto, impede a generalização da arbitragem (LEVY YEYATI; SCHMUKLER; VAN HOREN, 2006). Do ponto de vista empírico, há a dificuldade com a hipótese de arbitragem internacional, por causa dos problemas de viés de composição e agregação ao se comparar retornos esperados ou observados de ativos não idênticos (LEVY YEYATI; SCHMUKLER; VAN HOREN, 2006). Estes problemas afetariam tanto situações em que a arbitragem considerasse um modelo de um fator único, como o CAPM internacional, quanto multifatorial, como o IAPM, porque para explicar os fluxos agregados não há como chegar às expectativas de retorno e risco dos ativos individuais.

A dificuldade gerada pelo viés de composição e agregação não afeta as situações em que o ativo negociado em diferentes mercados internacionais é o mesmo, como no caso de ADRs e ações no mercado do país de origem (LEVY YEYATI; SCHMUKLER; VAN HOREN, 2006). A hipótese de não arbitragem pode ocorrer mesmo quando o ativo negociado subjacente negociado em diferentes mercados for o mesmo, como explorado teórica e empiricamente para os mercados brasileiros de ações à vista e de opções por Yoshino (2001).

Apesar destas questões o Brasil não é exceção na dinâmica mundial de maior integração entre os mercados. Garcia e Valpassos (1998) mostram que as altas taxas de

juros praticadas na economia brasileira após 1992 ocasionaram um maciço influxo de investimentos, principalmente de curto prazo. 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. Passadas as crises, entretanto, normaliza-se a inserção do Brasil no mercado internacional.

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 protegeram integralmente 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. Estudam, também, 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 partem da hipótese de que aumentos dos preços das ações em mercado estrangeiro em comparação com o mercado doméstico desencadeariam um movimento de reformulação de carteiras, com o investidor reduzindo suas posições em ações estrangeiras de modo a diminuir sua exposição ao risco cambial. Como consequência, os investimentos sairiam da economia estrangeira e a moeda desse país se depreciaria ante a moeda do país de origem do investimento. Com isto, o comportamento do investidor internacional é entrar no mercado estrangeiro em um momento de baixa e sair em um momento de alta.

Apesar de ser aceita pela teoria econômica, a relação entre as variações da taxa de câmbio e o comportamento das ações não é amplamente comprovada empiricamente ou a sensibilidade é baixa, o que gera um dos importantes enigmas em finanças (CHEN; NAYLOR; LU, 2004). A existência desta diferença entre os resultados empíricos e o teórico tem de ser observada na análise dos resultados, considerando as características da economia brasileira e a composição do seu índice do mercado de ações.

Tabak (2003) 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 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. Também acha evidências de bicausalidade entre as séries, 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.

Froot *et al.* (2001) investigam a relação entre fluxos de investimento de portfólio e retornos de ações para uma amostra de dados diários de 44 países – 16 desenvolvidos e 28 emergentes –, utilizando VAR. Os retornos passados influenciam fortemente o fluxo de investimentos, e estes são persistentes. Há fortes evidências de correlação entre fluxos líquidos de investimento e defasagens de retornos e variação cambial, geralmente positiva. Com este padrão o investidor internacional adota o comportamento de *positive feedback trading*, em que os agentes compram na alta e vendem na baixa dos preços.

A análise da relação entre investimento de portfólio e taxa de juros é importante porque os juros podem influenciar as expectativas sobre o desempenho da economia. A hipótese *proxy effect*, desenvolvida por Fama (1981), sugere 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 na curva de Phillips. Merikas (2002) relata que a hipótese *proxy effect* é decorrente da seguinte dinâmica: o aumento da atividade econômica ocasiona inflação e induz os *policy-makers* a implementar políticas macroeconômicas contracíclicas. Dessa forma, uma queda dos preços das ações ante o 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 e, conseqüentemente, as empresas teriam um melhor desempenho. Geske e Roll (1983) sugerem a “causalidade reversa”, pela qual o mercado de ações sinaliza as variações no processo inflacionário. Geske e Roll (1983) 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 para a 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. Os juros no país de origem do investimento também poderiam afetar os fluxos pela sua influência sobre a taxa de desconto utilizada para avaliar os retornos esperados (FERNANDEZ-ARIAS, 1996).

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 taxas de retorno, mas também pelo risco atribuído à operação. Razin e Sadka (2002) fazem uma análise da economia brasileira incorporando risco país e o medo da moratória da dívida. O modelo utilizado estabelece que o risco país depende positivamente do investimento agregado, e este é exógeno a governo e empresas. A conclusão é de que uma melhora na avaliação de crédito de um país pode levar à redução de taxas de juros, aumento de investimentos e redução do déficit fiscal. Vieira (2004), utilizando VAR, investiga o papel que o risco país e o diferencial das taxas de juros exercem sobre o grau de endividamento público e a influência que o endividamento público exerce sobre fluxo de capitais total, risco país e diferencial de taxas de juros. Pela decomposição da variância, constata que apenas 2,1% da variância dos fluxos de capitais é explicada pelo risco país, e a função impulso-resposta mostra 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 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 a 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 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 verificam que os choques do risco país foram relevantes na previsão dos movimentos do total dos capitais de portfólio, explicando 18,85% de sua variância.

3 EVIDÊNCIA EMPÍRICA

3.1 Dados

Os dados utilizados neste trabalho têm periodicidade mensal e compreendem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005, posterior à estabilização macroeconômica e à liberalização comercial e financeira do Brasil. Engloba o auge do processo de privatizações iniciado em 1987, além da mudança do regime cambial de semifixo para flutuante, em janeiro de 1999. As séries utilizadas são: 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), em que o investimento estrangeiro em carteira é 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 na CVM (Comissão de Valores Mobiliários). VCE e CTB são expressas em milhões de dólares. A participação estrangeira na capitalização da Bovespa é obtida de acordo com a fórmula (1).

$$PECB_t = \frac{VCE_t \cdot PA_t}{CTB_t} \quad (1)$$

Uma limitação desse procedimento é que a utilização de PECB como indicativa do investimento estrangeiro em ações pode refletir apenas a composição da carteira dos investidores estrangeiros. Um aumento da participação estrangeira poderia ocorrer com o melhor desempenho da carteira desses investidores, sem ocorrer fluxo de recursos. Uma alternativa seria utilizar a série de investimento estrangeiro em ações do balanço de pagamentos, mas as séries apresentam comportamento muito próximo.

O índice Ibovespa é o mais importante indicador de desempenho das ações negociadas na Bovespa. O retorno do Ibovespa em dólares americanos foi obtido através do software Economática, que utiliza as cotações do Dólar Ptax venda do último dia do mês.

A taxa de câmbio real foi calculada com as séries da taxa de câmbio Ptax venda de fim de período (Banco Central do Brasil) e dos índices de preços ao consumidor do Brasil e dos Estados Unidos (séries obtidas no IFS do FMI), expressa em dólares por real. Foi utilizada a variação percentual da taxa de câmbio real (VC).

Para a taxa de juros Selic (SELIC), a taxa básica de juros da economia brasileira, é utilizada a série das taxas efetivas ao mês, obtida no Ipeadata.

A variação do risco Brasil é a variação percentual do índice EMBI+BR. O *Emerging Markets Bond Index Plus* é um indicador calculado pelo J.P. Morgan para avaliar o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos. 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. Utilizou-se a variação percentual do EMBI+BR.

O *MSCI World* é um índice de capitalização de mercado para as 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. Foi utilizado o seu retorno percentual.

3.2 Estacionariedade e Exogeneidade

A estacionariedade das séries foi verificada através do teste Dickey-Fuller aumentado, que detectou raiz unitária nas séries da participação estrangeira na capitalização do Ibovespa e da taxa Selic, enquanto as demais são estacionárias. PECB e SELIC são estacionárias em primeira diferença, como pode ser observado na Tabela I. A adoção do teste de Phillips-Perron produz resultados qualitativamente semelhantes.

TABELA 1 - TESTE DE RAIZ UNITÁRIA DICKEY-FULLER AUMENTADO
- JAN/1995 A DEZ/2006

Variáveis	Variáveis Exógenas	Observações	Estatística Teste Dickey-Fuller Aumentado	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

Nota: *Valor-p unicaudal de Mckinnon (1996).

A série de variação cambial apresenta uma quebra estrutural em janeiro de 1999. 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.

Justifica-se a adoção da variável participação estrangeira na capitalização da Bovespa em primeira diferença (denotada por DEPCB) não apenas pelos resultados dos testes de raiz unitária, mas também pela razão de que a série em primeira diferença expressa o fluxo (e não o estoque) de investimento estrangeiro. Dado que este estudo enfatiza as relações de curto prazo e que as demais variáveis estão em retorno – como é o caso do retorno do índice Bovespa e o retorno da taxa de câmbio – a variável DEPCB é mais adequada. No caso da taxa Selic, o uso da primeira diferença encontra respaldo no argumento de que a decisão de investir é, muitas vezes, mais sensível à variabilidade da taxa de juros do que ao seu nível. Isso ocorre especialmente no contexto de incerteza em que a opção de esperar pelo momento de investir é uma estratégia válida (INGERSOLL; ROSS, 1992). No caso em questão, considerando a estabilidade e o papel ativo do Banco Central sobre a determinação da taxa Selic, pode-se afirmar que o fluxo de investimento tende a ser determinado especialmente pelas mudanças no nível da taxa Selic (DSELIC).

A Tabela 2 apresenta a matriz de correlações entre as variáveis utilizadas. Destaca-se que a participação estrangeira em primeira diferença, o fluxo, apresenta correlação contemporânea com as demais variáveis praticamente duas vezes maior do que a mesma série em nível, o estoque.

TABELA 2 - 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

Para assegurar a eficiência do modelo estimado, avalia-se 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 utilizado é uma versão do teste proposto por Engle (1982 e 1984) e demonstrado por Nakane (1993), que busca verificar a significância dos resíduos da equação da primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa (equação 6, cujos resultados são discutidos na próxima sub-seção, após os testes de exogeneidade) nos processos marginais. Assume-se como exógena a variação da Taxa Selic, tendo em vista a independência operacional 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.

A equação marginal do retorno do Ibovespa, utilizando ARCH, foi estimada conforme (2), e os resultados aparecem na Tabela 3. Os mesmos critérios de seleção aplicados à equação (6) 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.

$$RIBOV_t = \rho_0 h_t + \rho_1 RMSCI_t + \rho_1 VRP_t + \varepsilon_{RIBOV,t} \quad (2)$$

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

TABELA 3 - ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (2) 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
ε ² _{RIBOV,t}	0,464904	0,166177	2,797652	0,0051
Jarque-Bera	1,6585			0,436376
Teste ARCH(17)	1,009614			0,455153
R ²	0,692674	Akaike	-2,444675	
R ² Ajustado	0,680381	Schwarz	-2,312986	
Durbin-Watson	2,033201	Observações	131	

Obs: Erros padrão e Covariância robustos de Bollerslev-Wooldrige.

A equação marginal da variação cambial foi modelada conforme (3) e a tabela 4 apresenta os resultados. É detectada a presença de heterocedasticidade e é utilizada a correção de White para as estimações de covariância e erros padrão consistentes na presença de heterocedasticidade.

$$VC_t = +\varphi_0 RIBOV_t + \varphi_1 D(1995:02n1998:12) * VRP_t + \varphi_2 VRP_t + \varepsilon_{vc,t} \quad (3)$$

TABELA 4 - ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (3) 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
R ²	0,579331	Akaike	-3,673865	
R ² Ajustado	0,572758	Schwarz	-3,608021	
Durbin-Watson	2,012175	Observações	131	

O processo marginal da variação do risco país foi estimado conforme a equação (4), e os resultados de sua estimação são apresentados pela Tabela 5.

$$VRP_t = \psi_0 VRP_{t-12} + \psi_1 \varepsilon_{VRP,t-12} + \varepsilon_{VRP,t} \quad (4)$$

TABELA 5 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (4) 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
$\varepsilon^2_{VRP,t-12}$	-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
R ²	0,120980	Akaike	-0,851539	
R ² Ajustado	0,113467	Schwarz	-0,804831	
Durbin-Watson	1,961206	Observações	119	

Para executar o teste de exogeneidade fraca, o resíduo da equação condicional (6) é 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, que consiste em um teste F para averiguar se a restrição $\varepsilon_{DPE,t} = 0$ é verdadeira, ou seja, se o resíduo da equação (6) não é significante nos processos marginais. Como pode ser visto na Tabela 6, não é possível rejeitar que o coeficiente de $\varepsilon_{DPE,t}$ seja nulo nas equações, e é comprovada a exogeneidade fraca das variáveis explicativas.

TABELA 6 – TESTE DE EXOGENEIDADE FRACA DE RIBOV, VC E VRP EM RELAÇÃO À DPECB: TESTE DE RESTRIÇÃO DE COEFICIENTES PARA $\varepsilon_{DPECB,t} = 0$ EM (2), (3) E (4)

Equação	Wald	(Parâmetros, observações)	Valor-p
RIBOV (2)	0,003803	(1, 117)	0,9509*
VC (3)	3,044032	(1, 120)	0,0836*
VRP (4)	2.324982	(1, 109)	0.1302*

Nota: * indica aceitação da hipótese nula a 5%.

Ainda é necessário aplicar o mesmo procedimento às equações marginais (2) e (3) para verificar a exogeneidade fraca do 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 (5), com ARCH. Os testes diagnósticos não apontam nenhum problema, como pode ser observado na Tabela 7. 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 tal hipótese.

$$RMSCI_t = \kappa_0 RMSCI_{t-15} + \kappa_1 \varepsilon_{RMSCI,t-15} + \varepsilon_{RMSCI,t} \quad (5)$$

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

TABELA 7 – ESTIMAÇÃO POR MÁXIMA VEROSSIMILHANÇA (MARQUARDT) DA EQUAÇÃO MARGINAL (5)

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
R ²	0,259618	Schwarz	-3,612971	
R ² Ajustado	0,225965	Akaike	-3,755398	
Durbin-Watson	1,908015	Observações	116	

A mesma metodologia utilizada para verificar a exogeneidade fraca na equação condicional (6) é aplicada nas equações marginais. A Tabela 8 mostra que a exogeneidade fraca é comprovada nas equações marginais através da aceitação da hipótese nula de que os coeficientes dos resíduos inseridos nas equações (2), (3) e (5) são iguais a zero, e pode-se afirmar que a estimação de um modelo para o fluxo de investimento estrangeiro através de (6) é eficiente.

TABELA 8 – TESTE DE EXOGENEIDADE FRACA DA VARIAÇÃO DO RISCO PAÍS E DO RETORNO DO MSCI WORLD EM RELAÇÃO AO RETORNO DO IBOVESPA, 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 (4)	1,127842	(1, 116)	0,2904*
$\varepsilon_{RIBOV,t}=0$	RMSCI (5)	0,589960	(1, 109)	0,4441*
$\varepsilon_{VC,t}=0$	RIBOV (2)	0,095387	(1, 124)	0,7580*
$\varepsilon_{VC,t}=0$	VRP (4)	0,377566	(1, 116)	0,5401*

Nota: * indica aceitação da hipótese nula a 5%.

O passo seguinte 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 (6). 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 testada a causalidade no sentido de Granger entre as variáveis da equação (6).

A Tabela 9 mostra os resultados do teste de causalidade de Granger entre as séries, utilizando as defasagens sugeridas pelo critério de informação de Schwarz. É rejeitada a hipótese de que o retorno do Ibovespa não Granger causa a primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa. Aceita-se a hipótese de que a primeira diferença da participação estrangeira na capitalização da Bovespa não causa no sentido de Granger a variação do risco país. A Tabela 10 resume os resultados do teste de exogeneidade forte. Constatou-se que a equação (6) não é adequada para fins de previsão, uma vez que as variáveis explicativas câmbio e risco país não são fortemente exógenas.

TABELA 9 – 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
RIBOV não Granger causa DPECB	128	4,46414	0,01344
DPECB não Granger causa RIBOV		0,28579	0,75192
VC não Granger causa DPECB	128	4,75114	0,01029
DPECB não Granger causa VC		3,64591	0,02896
DSELIC não Granger causa DPECB	129	11,0465	0,00116
DPECB não Granger causa DSELIC		13,6509	0,00033
VRP não Granger causa DPECB	128	0,81289	0,44594
DPECB não Granger causa VRP		0,32465	0,7234

TABELA 10 – 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

Para completar a análise das possibilidades de aplicação da equação (6), deve-se averiguar a existência de superexogeneidade das variáveis explicativas com 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, o que é efetuado através do teste proposto por Sachsida (1999), que consiste em testar a significância conjunta, onde o quadrado dos resíduos estimados no processo marginal e suas defasagens são incluídos na equação condicional (6). Para que a hipótese de superexogeneidade seja aceita, no conjunto, os resíduos não devem ser significativos. Sendo assim, a equação (6) foi reestimada, agora com a inclusão do quadrado dos erros das equações marginais e suas defasagens. Foram utilizadas cinco defasagens, conforme sugerido por Sachsida (1999). A Tabela 11 apresenta os resultados.

TABELA 11 – TESTE DE SUPEREXOGENEIDADE DO RETORNO DO IBOVESPA, VARIAÇÃO CAMBIAL E VARIAÇÃO DO RISCO PAÍS COM RELAÇÃO À PRIMEIRA DIFERENÇA DA PARTICIPAÇÃO ESTRANGEIRA NA CAPITALIZAÇÃO DA BOVESPA

Quadrado dos resíduos e suas defasagens	Wald	(Parâmetros, observações)	Valor-p
$\varepsilon^2_{RIBOV,t} = \varepsilon^2_{RIBOV,t-1} = \varepsilon^2_{RIBOV,t-2} = \varepsilon^2_{RIBOV,t-3} = \varepsilon^2_{RIBOV,t-4} = \varepsilon^2_{RIBOV,t-5} = 0$	1,258699	(6,108)	0,2826
$E^2_{vc,t} = \varepsilon^2_{vc,t-1} = \varepsilon^2_{vc,t-2} = \varepsilon^2_{vc,t-3} = \varepsilon^2_{vc,t-4} = \varepsilon^2_{vc,t-5} = 0$	3,397762	(6, 108)	0,0041*
$\varepsilon^2_{VRP,t} = \varepsilon^2_{VRP,t-1} = \varepsilon^2_{VRP,t-2} = \varepsilon^2_{VRP,t-3} = \varepsilon^2_{VRP,t-4} = \varepsilon^2_{VRP,t-5} = 0$	3,265983	(6,97)	0,0057*

Nota: * indica rejeição da hipótese nula a 1%.

O teste de Wald para restrições de coeficientes é utilizado para verificar a hipótese de superexogeneidade. A hipótese nula é de que $\varepsilon^2_{RIBOV,t}$ e suas defasagens, $\varepsilon^2_{vc,t}$ e suas defasagens e $\varepsilon^2_{VRP,t}$ e suas defasagens são conjuntamente iguais a zero. Apenas a superexogeneidade do retorno do Ibovespa não pode ser rejeitada. Dessa maneira, o modelo proposto para o fluxo de investimento estrangeiro, equação (6), pode ser utilizado apenas para fins de inferência, uma vez que não possui as propriedades necessárias para efetuar previsões ou formular políticas.

3.3 Modelo Estimado

Para a seleção do modelo, partiu-se da matriz de correlações ampliada, utilizando até seis defasagens das variáveis analisadas. Em seguida, utilizando-se o método

geral-específico, excluíram-se as variáveis e defasagens não significantes até chegar-se à equação (6). Os resultados de sua estimação são apresentados na Tabela 12. 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 detectam a sua presença. 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 12, a correta especificação do modelo é atestada a um nível de significância de mais de 5%.

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

TABELA 12 – ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (6) 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
R ²	0,858787	Akaike	-7,551669	
R ² Ajustado	0,847639	Schwarz	-7,324227	
Durbin-Watson	1,959092	Observações	124	

A significância e os coeficientes das defasagens do retorno do Ibovespa mostram que o investidor estrangeiro leva em consideração os retornos passados na formulação de sua estratégia de investimento. O efeito do retorno contemporâneo do Ibovespa sobre o investimento é positivo. São também significativos os retornos com um e com quatro meses de defasagens (respectivamente, com impacto negativo e positivo). O efeito líquido no tempo é de um aumento da participação de estrangeiros em 3% após retorno positivo de 1% no Ibovespa. A relação positiva do fluxo de investimentos com os retornos contemporâneos mostra ainda que o investidor estrangeiro ingressa no mercado quando este inicia um movimento de recuperação. Isso comprova o comportamento racional do agente externo participante da Bovespa, resultado consistente com Tabak (2003) e Froot *et al.* (2001).

Como os efeitos defasados da variação cambial praticamente se anulam, o efeito líquido relevante deve-se ao impacto da variação cambial contemporânea. O coeficiente estimado de VC_t revela que o comportamento descrito por Hau e Rey (2004) aplica-se também ao caso do investidor externo no mercado brasileiro – isto é, o investidor externo limita sua exposição ao risco cambial, assumindo uma operação de *hedging* cambial incompleto em suas operações na Bovespa. Uma apreciação real da moeda brasileira em 1% leva a uma saída de recursos correspondente a 6,6% da participação estrangeira na capitalização do Ibovespa. Esse resultado indica que os fluxos de investimento são influenciados pela taxa de câmbio através do efeito sobre o preço relativo das ações da Bovespa, que se tornam mais baratas para o investidor estrangeiro quando há depreciação da moeda brasileira.

Este resultado indica que não ocorre o enigma em relação ao efeito da taxa de câmbio sobre o preço das ações no mercado brasileiro de modo consistente com os resultados encontrados por Chen, Naylor e Lu (2004) para a Nova Zelândia. As explicações para este comportamento devem estar relacionadas à composição do Ibovespa porque os efeitos do câmbio sobre o preço das ações dependem muito da situação individual de cada empresa e não se manifestam quando empresas são agregadas (CHOI; PRASAD, 1995). Os resultados de pouca influência da taxa de câmbio sobre o desempenho agregado das ações, o enigma, não se manifesta no mercado da Nova Zelândia e neste trabalho não foi detectado para o caso brasileiro. Isto provavelmente se deve à maior presença no Ibovespa de empresas cujo valor é afetado positivamente por uma depreciação da moeda brasileira, o que é incorporado ao preço das ações e influencia o comportamento dos investidores estrangeiros.

A primeira diferença da Taxa Selic defasada em seis meses mostrou-se significativa e positivamente correlacionada com os fluxos de investimento, indicando que os investidores internacionais associam um aumento da taxa Selic com um melhor desempenho das empresas, possivelmente em decorrência de uma queda esperada na taxa

de inflação, o que é consistente com Nunes *et al.* (2005). Um aumento de 1 ponto percentual na taxa Selic está associado a uma elevação de 0,44% na participação dos investidores estrangeiros na capitalização da Bovespa, após seis meses.

A variação do risco país tem relação negativa com os fluxos de investimento. Este resultado é concordante com Razin e Sadka (2002) e Vieira (2004). Uma redução de 1% na variação do risco país representaria acréscimo de 1,3% na participação estrangeira na capitalização da Bovespa.

A 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; BERKO, 1997 e WARTHER, 1995) que afirma que os próprios fluxos de capitais são responsáveis pelo aumento dos preços das ações em mercados receptores e consequente aumento de retornos. O sinal negativo desse coeficiente indica que o investidor atenta para o fluxo passado, em que uma retirada de investimentos 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 baixos, evidência que reforça a conclusão de comportamento racional do agente externo. Os fluxos atuais correspondem a 33% em sentido inverso ao observado no período anterior.

Foi testada a inclusão de uma variável fiscal no modelo selecionado, a Dívida Líquida do Setor Público com relação ao PIB, possível indicadora de comportamento futuro da economia e de sua capacidade de solvência, que não se mostrou significativa.

O período para o qual é estimada a equação (6) engloba diferentes regimes cambiais. De 1995 até dezembro de 1998 adota-se o regime de bandas cambiais, administrado pelo Banco Central. A partir de janeiro de 1999 o País adota câmbio flutuante. Por isso, a equação (6) será estimada para cada um desses períodos. A Tabela 13 apresenta o resultado da estimação para o período de câmbio administrado. A variação cambial contemporânea e suas defasagens não são significantes porque, dada a sua previsibilidade, o investidor não necessita dar-lhe maior importância e não há efeito sobre preços ou comportamento dos investidores (CHEN; NAYLOR; LU, 2004).

TABELA 13 – RESULTADO DA ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (6) POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

Variável Dependente: DPECB				
Período: Fev/1995 a Dez/1998				
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
R ²	0,928748	Akaike	-7,361723	
R ² Ajustado	0,909747	Schwarz	-6,977824	
Durbin-Watson	1,853258	Observações	39	

A Tabela 14 mostra o resultado da estimação da mesma equação (6) para o período de câmbio flutuante. 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, e as defasagens da variação cambial voltam a ser significantes por afetarem o preço das ações.

TABELA 14 - ESTIMAÇÃO DA EQUAÇÃO (6) POR MÍNIMOS QUADRADOS ORDINÁRIOS

Variável Dependente: DPECB				
Período: Fev/1999 a Dez/2005				
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
R ²	0,866411	Akaike	-8,01472500	
R ² Ajustado	0,851968	Schwarz	-7,75244100	
Durbin-Watson	1,866979	Observações	83	

3.4 Previsão

Embora não apoiadas pelos resultados do teste de exogeneidade forte, efetuam-se, a seguir, previsões a partir da equação (6) para um período fora da amostra (janeiro a setembro de 2006). A metodologia empregada é a de previsão dinâmica. A observação inicial da amostra de previsão utiliza o valor observado da variável DPECB defasada. Portanto, sendo t a primeira observação do período de previsão, a previsão será computada pela equação (7).

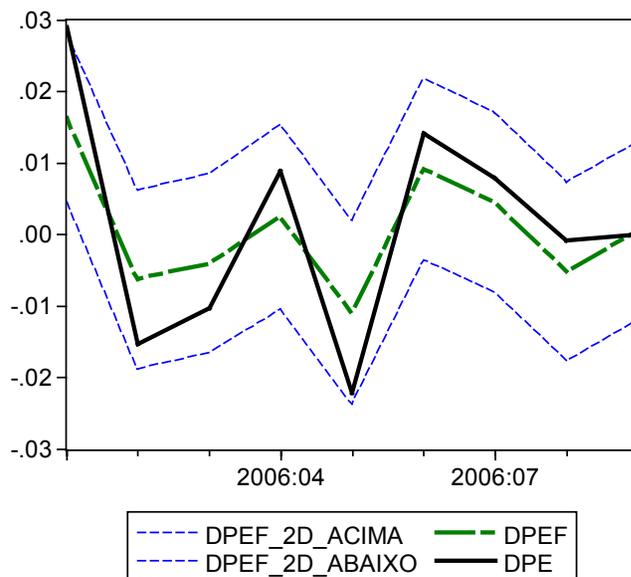
$$\begin{aligned} \hat{DPECB}_t = & \hat{\rho}_1 RIBOV_t + \hat{\rho}_2 RIBOV_{t-1} + \hat{\rho}_3 RIBOV_{t-4} + \hat{\rho}_4 VC_t + \hat{\rho}_5 VC_{t-1} \\ & + \hat{\rho}_6 VC_{t-2} + \hat{\rho}_7 DSELIC_{t-6} + \hat{\rho}_8 VRP_t + \hat{\rho}_9 D(1999:01) + \hat{\rho}_{10} DPECB_{t-1} \end{aligned} \quad (7)$$

Previsões para períodos subsequentes usarão o valor da previsão anterior de DPECB, conforme equação (8).

$$\hat{DPECB}_{t+k} = \hat{\rho}_1 RIBOV_{t+k} + \hat{\rho}_2 RIBOV_{t+k-1} + \hat{\rho}_3 RIBOV_{t+k-4} + \hat{\rho}_4 VC_{t+k} + \hat{\rho}_5 VC_{t+k-1} + \hat{\rho}_6 VC_{t+k-2} + \hat{\rho}_7 DSELIC_{t+k-6} + \hat{\rho}_8 VRP_t + \hat{\rho}_9 D(1999:01) + \hat{\rho}_{10} DPECB_{t+k-1} \quad (8)$$

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 1 apresenta o resultado da previsão para os valores dos fluxos de investimento. O gráfico mostra que os fluxos realizados (DPE) encontram-se dentro da faixa de dois desvios padrão.

FIGURA 1 – PREVISÃO DOS FLUXOS PARA O PERÍODO 2006:01 ATÉ 2006:09



ESTATÍSTICAS DA PREVISÃO

Previsão: DPEF	
Realizado: DPE	
Amostra da Previsão: 2006:01-2006:09	
Observações: 9	
Coefficiente de desigualdade da Cauda	0.326398
Proporção de Viés	0.005010
Proporção da Variância	0.853840
Proporção da Covariância	0.141149

Para avaliar-se o desempenho da previsão do modelo utilizam-se quatro medidas. O coeficiente de desigualdade da cauda, uma medida com valores entre 0 e 1. Zero indica o ajuste perfeito entre previsão e dados realizados. A proporção de viés indica quão distante a média da previsão está da média da série realizada. A proporção da variância indica quão distante a variância da previsão está da variância da série real. A proporção da covariância indica os erros de previsão não-sistemáticos remanescentes. Para que a previsão seja adequada, as proporções de viés e variância devem ser pequenas e a maioria dos desvios deve estar concentrada nas proporções da covariância. Além disso, o coeficiente de desigualdade da cauda deve ser baixo.

As previsões acompanham o movimento dos dados realizados. Os meses de maior divergência são janeiro, fevereiro e maio. A principal razão para esses desvios pode ser atribuída às instabilidades da economia internacional, com elevação dos preços do petróleo e preocupação com o rumo da política monetária nos Estados Unidos. Essas instabilidades levaram a fortes saídas de capital do mercado brasileiro. Como consequência, ocorreram oscilações nos fluxos de investimento no mercado de ações, com destaque para a saída acentuada no mês de maio. Essas alterações de fluxos são originadas por causas para as quais não há variável explicativa no modelo estimado – já que não são captadas pelo risco país. O modelo não tem ajuste perfeito para os dados fora da amostra, como indicam o coeficiente de desigualdade de Theil (0,372111), e a alta proporção da variância (0,853840), mas consegue acompanhar a tendência dos fluxos.

3.5 Relação Risco-Retorno – Índice de Sharpe

A hipótese de não-arbitragem entre os mercados, existindo alguma integração entre mercados, mas não sendo os mesmos os ativos negociados nos mercados internacionais, torna interessante verificar se é mantida a relação positiva entre risco e retorno para os investimentos de portfólio aqui analisados. Isto é efetuado considerando um Índice de Sharpe para o Ibovespa, considerando o índice MSCI-World como referência para o investidor internacional. Como a volatilidade do retorno do índice de referência não é constante ao longo do tempo, utilizou-se a versão modificada do índice de Sharpe (SHARPE, 1994), que não restringe o índice de referência a ser uma taxa livre de risco, ou seja, permite alterações em sua volatilidade.

Como era esperado, a variabilidade dos retornos do Ibovespa em dólar foi superior à do MSCI-World, de 13% e 4%, respectivamente. O índice de Sharpe para o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 foi positivo, de 0,08. Considerando uma média móvel de 30 meses, com o primeiro cálculo findando em junho de 1997, o índice é positivo em 69 dos 103 casos, o equivalente a 67%. Isto indica que no perí-

odo há uma remuneração positiva pela variabilidade incorrida nos retornos em dólar do Ibovespa em relação ao MSCI-World, o que é coerente com o comportamento de *positive feedback* dos investidores e o influxo de recursos no período.

4 CONCLUSÃO

O modelo estimado mostrou que, no período 1995-2005, o investidor estrangeiro tem comportamento racional, entrando no mercado quando o mesmo se recupera de baixas. Os resultados também destacam 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 ao entrarem na Bovespa, os agentes não fazem *hedge* completo para se defender de riscos de desvalorização da moeda local. A crise cambial de janeiro de 1999 afetou negativamente a entrada de capitais de portfólio no País. Os resultados demonstram também uma relação negativa entre fluxos de portfólio e risco país; ou seja, a percepção de uma redução de risco incentiva a entrada de investimentos, como indicado em Froot *et. al.* (2001). A aversão do investidor ao risco sistemático de um país corrobora o argumento de *home-bias* nas decisões de investimento de portfólio; isto é, na presença de riscos não totalmente seguráveis, a decisão do investidor é de reduzir a diversificação de seu portfólio e optar por ativos domésticos.

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, em que um aumento dos juros seria seguido de uma queda na inflação e de um conseqüente melhor desempenho das empresas.

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 teoricamente inapropriado para a formulação de políticas e realização de previsões. Apesar disso, como pode ser verificado através da previsão para o período compreendido entre janeiro e setembro de 2006, há aderência entre as previsões e os valores observados.

O alto poder explicativo do modelo estimado, que 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. Isto tem importância para as alocações de recursos no mercado de capitais, para as decisões de estrutura de capital das empresas e de política econômica.

REFERÊNCIAS

- ATHUKORALA, P.; RAJAPATIRANA, S. Capital inflows and the real exchange rate: a comparative study of Asia and Latin America. *The World Economy*, v. 26, n. 4, p. 613-637, 2003.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL. *Economia e Finanças / Séries Temporais*. Brasília: Banco Central do Brasil. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: 2005.
- BAXTER, M.; JERMANN, U.J. The international diversification puzzle is worse than you think. *American Economic Review*, v. 87, n. 1, p. 170-18, 1997.
- BOLSA DE VALORES DE SÃO PAULO. Mercado/Ações e Informe Técnico. Disponível em: <<http://www.bovespa.com.br>>. Acesso em: 2005 e 2006.
- CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America. *IMF Staff Papers*, v. 40, n. 1, 1993.
- _____. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. *Journal of Economic Perspectives*, v. 10, n. 2, p. 123-139, 1996.
- CHEN, J.; NAYLOR, M.; LU, X. Some insights into the foreign exchange pricing puzzle: evidence from a small open economy. *Pacific-Basin Finance Journal*, v. 12, n. 1, p. 41-64, 2004.
- CHOI, J.J.; PRASAD, A.M. Exchange rate sensitivity and its determinants: a firm and industry analysis of US multinational. *Financial Management*. v. 24, n. 3, p. 77-88, 1995.
- CLARK, J.; BERKO, E. *Foreign investment fluctuations and emerging market returns: the case of México*. Federal Reserve of New York, 1997. (Staff Report n. 24).
- COMISSÃO DE VALORES MOBILIÁRIOS. Dados e Publicações CVM/ *Informativo CVM*. Disponível em: <<http://www.cvm.gov.br>>. Acesso em: 2005 e 2006.
- ENDERS, W. *Applied Econometric Time Series*. 2. ed., New York: John Wiley, 2004..
- ENGLE, R. A general approach to Lagrange multiplier model diagnostics. *Journal of Econometrics*, v. 20, n. 1, p. 83-104, 1982.
- _____. Wald, Likelihood Ratio and Lagrange Multiplier Tests in Econometrics. In: GRILICHES, Z.; INTRILIGATOR, M. (Ed.). *Handbook of Econometrics*. Amsterdam: North-Holland, 1984.
- _____.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J-F. Exogeneity. *Econometrica*, v. 51, n. 2, p. 277-304, 1983.

- FAMA, E. F. Stock returns, real activity, inflation and money. *American Economic Review*, v. 71, n. 4, p. 545-565, 1981.
- FERNANDEZ-ARIAS, E. The new wave of private capital inflows: push or pull? *Journal of Development Economics*, v. 48, n. 2, p. 389-418, 1996.
- FROOT, K. A.; O'CONNELL, P. G. J.; SEASHOLES, M. The portfolio flows of international investors. *Journal of Financial Economics*, v. 59, n. 2, p. 151-193, 2001.
- GARCIA, M. G. P.; VALPASSOS, M. V. F. *Capital flows, capital controls and currency crisis: the case of the Brazil in the Nineties*. Rio de Janeiro: PUC-Rio, 1998. (Texto para Discussão, n. 389)
- GESKE, R.; ROLL, R. The fiscal and monetary linkage between stock returns and inflation. *Journal of Finance*, v. 38, n.1, p.1-33, 1983.
- HAU, H.; REY, H. Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows and exchange rates? *NBER Working Paper* N° 10476, p. 1-17, 2004.
- HOLLAND, M.; VERÍSSIMO, M. Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período 1995-2002. *XXXII Encontro Nacional da ANPEC*. 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A069.pdf>>. Acesso em: 2006.
- HOTI, S. An empirical evaluation of international capital flows for developing countries. *Mathematics and Computers in Simulation*, v. 64, p. 143-160, 2004.
- INGERSOLL JR, J.E.; ROSS, S.A. Waiting to invest: investment and uncertainty. *Journal of Business*, v. 65, n. 1, p.1-29, 1992.
- IPEADATA. *Dados Macroeconômicos*. 2005. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 2005 e 2006.
- J. P. MORGAN. *Emerging Markets Bond Index Plus (EMBI+)*. Database, 2005.
- KIM, Y. Causes of capital flows in developing countries. *Journal of International Money and Finance*, v. 19, n. 2, p. 235-253, 2000.
- LEVY YEYATI, E.; SCHMUKLER, S.L.; VAN HOREN, N. International financial integration through the Law of One Price. *World Bank Policy Research Working Paper*, n. 3897, 2006.
- LUCAS, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? *American Economic Review*, v. 80, n. 2, p. 92-96, 1990.
- MERIKAS, A. G. Stock prices response to real economic variables: The case of Germany. *EFMA London Meetings*, 2002, p. 1-6.
- NAKANE, M. *Testes de exogeneidade fraca e de superexogeneidade para a demanda por moeda no Brasil*. 1993. Dissertação (Mestrado) – Universidade de São Paulo. São Paulo, p. 1-165.

- NUNES, M.; COSTA JR, N.; MEURER, R. A relação entre o mercado de ações e as variáveis macroeconômicas: uma análise econométrica para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, v. 59, n. 4, p. 585-607, 2005.
- RAZIN, A.; SADKA, E. A Brazilian debt crisis. *NBER Working Paper Series*, n. 9160, p. 1-7, 2002.
- SACHSIDA, A. *Testes de exogeneidade sobre a correlação poupança doméstica e investimento*. IPEA, 1999. (Texto para Discussão, n. 659, p. 1-37).
- SHARPE, W.F. The Sharpe Ratio. *Journal of Portfolio Management*. v. 21, n.1, p. 49-58, 1994.
- SOLNIK, B. International arbitrage pricing theory. *Journal of Finance*, v. 38, n. 2, p. 449-457, 1983.
- TABAK, B. The Random Walk hypothesis and the behavior of foreign capital portfolio flows: the Brazilian stock market case. *Applied Financial Economics*, v. 13, p. 369-378, 2003.
- TESAR, L.L.; WERNER, L.M. Home bias and high turnover. *Journal of International Money and Finance*, v. 14, n.4, p. 467-492, 1995.
- VIEIRA, F. V. 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, v. 22, p. 129-148, 2004.
- WARTHER, V. Aggregate mutual fund flows and security returns. *Journal of Financial Economics*, v. 39, p. 209-236, 1995.
- YOSHINO, J. Uma metodologia para a estimação do risco no mercado acionário brasileiro: preço Arrow-Debreu. *Pesquisa e Planejamento Econômico*, v. 31, n. 1, p. 125-152, 2001.