

Universidade Federal de Santa Catarina
Centro Sócio-Econômico – CSE
Programa de Pós-Graduação em Economia (mestrado)

Lúcio Otávio Seixas Barbosa

**DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM
CARTEIRA DE 1995 A 2009**

Dissertação submetida ao Programa de
Pós-Graduação em Economia da Uni-
versidade Federal de Santa Catarina
para obtenção do Grau de Mestre em
Economia

Orientador: Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis

2010

Catálogo na fonte elaborada pela biblioteca da
Universidade Federal de Santa Catarina

B238d Barbosa, Lúcio Otávio Seixas

Determinantes do investimento estrangeiro em carteira de
1995 a 2009 [dissertação] / Lúcio Otávio Seixas Barbosa;
orientador, Roberto Meurer. - Florianópolis, SC, 2010.
94 p.: tabs., figuras

Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Santa
Catarina, Centro Sócio-Econômico. Programa de Pós-Graduação
em Economia.

Inclui referências

1. Economia. 2. Investimentos estrangeiros. 3. Títulos
de crédito. 4. Fatores. I. Meurer, Roberto. II. Universidade
Federal de Santa Catarina. Programa de Pós-Graduação em
Economia. III. Título.

CDU 33

Lúcio Otávio Seixas Barbosa

**DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM
CARTEIRA DE 1995 A 2009**

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

Florianópolis, 01 de Dezembro de 2010

Prof. Hoyêdo Nunes Lins, Dr.
Coordenador do Curso

Banca examinadora

Prof. Dr. Roberto Meurer (Presidente)
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Luciano Nakabashi (Membro)
Universidade Federal do Paraná

Prof. Dr. Fernando Seabra (Membro)
Universidade Federal de Santa Catarina

Prof. Dr. Maurício Simiano Nunes (Membro)
Universidade Federal de Santa Catarina

Resumo

Este trabalho estuda como o fluxo de investimento estrangeiro reage a variáveis associadas à economia brasileira e ao mercado externo. Analisa-se o fluxo de investimento para a conta investimento estrangeiro em carteira e para as subcontas investimento estrangeiro em ações e investimento estrangeiro em renda fixa, que fazem parte da conta financeira do balanço de pagamentos. São utilizados dados trimestrais para o período de 1995 a 2009. Investigam-se duas hipóteses: a prevalência de fatores externos sobre fatores domésticos como determinantes do fluxo de capital estrangeiro e a dicotomia entre recomposição de portfólio e busca por retornos por parte do investidor externo. A abordagem econométrica respalda-se na abordagem geral para específico. Os resultados sugerem que os fatores domésticos ou *pull-factors* são os principais determinantes do investimento estrangeiro. A hipótese de “caça aos retornos” ou *return chasing* é descartada. O investidor prioriza o reequilíbrio de seu portfólio para se proteger do risco cambial, do risco país e para evitar a perda de seus rendimentos. Além de ajustar seus fluxos de investimento, os não residentes também ajustam seus estoques de investimento. Os testes diagnósticos e os testes de exogeneidade asseguram a robustez dos modelos.

Palavras-chave: investimento estrangeiro em carteira, fatores domésticos, fatores externos, recomposição de portfólio, “caça aos retornos”.

Abstract

This work investigates foreign portfolio investment – FPI – flows behavior face to changes in the Brazilian economy and foreign market. Foreign portfolio investment as well as equity and bond flows are analyzed. Data are quarterly from 1995 to 2009. Two major assumptions are investigated: dominance of “push factors” over “pull factors” as main determinants of FPI and dichotomy between portfolio rebalancing and “return chasing” as a foreign investor behavior feature. General to specific modeling is employed to achieve the results. The outcomes show that “pull-factors” are the main determinants of foreign portfolio investment. The return chasing hypothesis is dismissed. The results provide support for portfolio rebalancing behavior aimed at reducing exchange rate, country risk and at avoiding losing their income. Beyond adjusting his flows, non-residents adjust their stocks as well. Exogeneity tests and diagnostic tests ensure the model adequacy.

Keywords: Foreign portfolio investment, pull factors, push factors, portfolio rebalancing, market return

Lista de Figuras

Figura 2.1 – Evolução do investimento estrangeiro em ações em países da Ásia (Bangladesh, Índia, República da Coreia, Paquistão, Cingapura, Tailândia e Turquia) e da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela) de 1992 a 2008 (em bilhões de dólares)	15
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas	34, 35, 36, 37, 38

Lista de Tabelas

Tabela 3.1 – Descrição dos dados e fontes.....	26
Tabela 3.2 Estatística descritiva das séries utilizadas	39, 40, 41, 42
Tabela 3.3 – Matriz de Correlação das séries CPIB, FLIEAC, FLIERF, FLIEC, BCC, VBCC, INF, RCAM, USI, VUSI, VCAM, RMSCI, RIBOV, VRP, EST, VEST, VESTAC, VESTRF, SEL, DPDJ.....	43
Tabela 3.4 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado – Jan/1995 a Dez/2009.....	46
Tabela 3.5 – Teste de Raiz Unitária Phillips-Perron – Jan/1995 a Dez/2009.....	48
Tabela 3.6 – Modelagem das equações marginais para as variáveis independentes.....	52
Tabela 3.7 – Estimação da equação 3.3 por Mínimos Quadrados Ordinários	56
Tabela 3.8 – Estimação da equação 3.4 por Mínimos Quadrados Ordinários	60
Tabela 3.9 – Estimação da equação 3.5 por Mínimos Quadrados Ordinários	63
Tabela 3.10 – Estimação da equação 3.6 por Mínimos Quadrados Ordinários	66
Tabela 3.11 – Estimação da equação 3.7 por Mínimos Quadrados Ordinários	69

Lista de Fórmulas

Eq. 3. 1.....	31
Eq. 3. 2.....	54
Eq. 3. 3.....	55
Eq. 3. 4.....	59
Eq. 3. 5.....	62
Eq. 3. 6.....	66
Eq. 3. 7.....	69

Lista de Notações Utilizadas nas Fórmulas e no Texto

BCB	Banco Central do Brasil
BCC	Saldo do Balanço de Conta Corrente ponderado pelo PIB
CPI	<i>Consumer Price Index</i> ou Índice de Preços ao Consumidor Norte-Americano.
CPIB	Crescimento Real do PIB
DCAM	<i>Dummy</i> do Câmbio
DPDJ	Desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros
DR	Depository Receipts
DUMCAM	<i>Dummy</i> do Período de Câmbio Administrado
DUMCRISE	<i>Dummy</i> das Crises Financeiras
EMBI+	Emergent Market Bond Index Plus ou Índice de Títulos de Mercados Emergentes
EST	Estoque de Investimento Estrangeiro em Carteira
ESTAC	Estoque de Investimento Estrangeiro em Ações
ESTRF	Estoque de Investimento Estrangeiro em Renda Fixa
FLIEAC	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Ações ponderado pelo PIB
FLIEACD	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Ações Deflacionado
FLIEC	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Carteira ponderado pelo PIB
FLIECD	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Carteira Deflacionado
FLIERF	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Renda Fixa ponderado pelo PIB
FLIERFD	Fluxo de Investimento Estrangeiro em Renda Fixa Deflacionado
FRED	Federal Reserve de St. Louis
GUM	General Unrestricted Model ou Modelo Geral Irrestrito
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IBOVESPA	Índice da Bolsa de Valores de São Paulo
ICAPM	International Capital Asset Pricing Model ou Modelo de Apreçamento de Ativos de Capital Financeiro Intertemporal

IEAC	Investimento Estrangeiro em Ações
IEC	Investimento estrangeiro em carteira
IERF	Investimento Estrangeiro em Renda Fixa
INF	Inflação
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
IPEADATA	Base de Dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada
MSCI	Morgan Stanley Capital International
PDJ	Paridade Descoberta da Taxa de Juros
PIB	Produto Interno Bruto
PPC	Paridade do Poder de Compra
RCAM	Risco Cambial
RIBOV	Retorno do Ibovespa
RMSCI	Retorno do Índice MSCI
S&P 500	Índice de ações da empresa de consultoria financeira Standard & Poors
SEL	Variável representativa da taxa Selic
SELIC	Taxa do Sistema Especial de Liquidação e Custódia
USI	Taxa de Juros Americana
VBCC	Variação do Saldo do Balanço de Conta Corrente ponderado pelo PIB
VCAM	Variação da Taxa de Câmbio Real
VEST	Variação do Estoque de Investimento Estrangeiro em Carteira ponderado pelo PIB
VESTAC	Variação do Estoque de Investimento Estrangeiro em Ações ponderado pelo PIB
VESTRF	Variação do Estoque de Investimento Estrangeiro em Renda Fixa ponderado pelo PIB
VRP	Variação do Risco País
VSEL	Variação da Taxa Selic
VUSI	Variação da Taxa de Juros Norte-Americana

Sumário

1. INTRODUÇÃO	12
2. DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM CARTEIRA.....	14
2.1. “PULL” OU “PUSH FACTORS”?	16
2.2. REEQUILÍBRIO DE PORTFÓLIO OU “RETURN CHASING”?.....	20
2.3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL	22
3. EVIDÊNCIA EMPÍRICA	26
3.1. DADOS	26
3.2. TESTE DE ESTACIONARIEDADE.....	45
3.3. TESTES DE EXOGENEIDADE	50
3.4. OS MODELOS.....	53
3.4.1. Modelo para investimento estrangeiro em carteira.....	55
3.4.2. Modelo para investimento estrangeiro em renda fixa ..	62
3.4.3. Modelo para investimento estrangeiro em ações.....	68
4. CONCLUSÃO	76
5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS	78
ANEXO A – RESUTADO DAS ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES MARGINAIS E DOS TESTES DE EXOGENEIDADE	84
ANEXO B – ESTIMAÇÃO DE MODELOS PARA O INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM AÇÕES.....	94

1. INTRODUÇÃO

A partir de 1990, um número expressivo de economias emergentes, dentre essas a brasileira, iniciaram reformas para liberalizar seu mercado de capitais. Tais reformas facilitaram o acesso de investidores internacionais a esses mercados, permitindo que investidores dos países desenvolvidos diversificassem seu portfólio internacionalmente. De forma crescente, o investimento estrangeiro em portfólio tornou-se uma importante fonte de capital para países emergentes, inclusive para o Brasil.

O investimento estrangeiro em carteira (IEC) no Brasil representou 48% da conta financeira do balanço de pagamentos brasileiro de 1995 a 2009. Em valores correntes, esse percentual corresponde a um fluxo líquido próximo de 180 bilhões de dólares, o que por si já mostra a relevância de se identificar as relações que explicam o fluxo de investimento externo no mercado brasileiro.

O capital estrangeiro pode financiar e estimular o crescimento econômico, ajudando a aumentar o padrão de vida em países emergentes, e possibilita aos países desenvolvidos melhor diversificação de seus portfólios. Por outro lado, influxos de capitais podem também ter efeitos macroeconômicos menos desejáveis, incluindo expansão monetária rápida, pressões inflacionárias, apreciação real da taxa de câmbio e ampliação de déficits em conta corrente (CALVO *et al*, 1996; KIM, 2000).

Errunza (2001) avalia os benefícios e custos do fluxo de investimento estrangeiro em carteira do ponto de vista dos destinatários. A despeito das preocupações dos *policymakers* em relação à mobilização de recursos, efeito contágio, co-movimentos e volatilidade do mercado, há evidências empíricas dos benefícios do influxo de IEC. Dentre elas, destacam-se o compartilhamento de risco e alocação de recursos mais eficiente, mobilização e melhoria na estrutura de financiamento externo e desenvolvimento do mercado doméstico.

Bekaert e Harvey (1998), utilizando dados de 17 mercados emergentes entre 1977-1996, documentam a relação entre fluxo de investimento estrangeiro em ações em mercados emergentes e o comportamento do retorno do mercado de ações, bem como de suas características estruturais, taxas de câmbio e a solidez dos fundamentos da economia. Os autores identificam pontos de quebra no fluxo líquido de capital em ações (para cima ou para baixo) e consideram esses pontos de quebra como indicativos do momento em que o investidor marginal alterou o destino de seus investimentos para países estrangeiros. Em 16 dos 17

países examinados, a quebra está associada ao aumento do fluxo de capital que, por sua vez, está associado marginalmente com PIB *per capita* mais alto, à inflação mais baixa, ao setor de comércio maior, à volatilidade da taxa de câmbio mais baixa e à dívida de longo prazo menor. Sugerem, portanto, que os resultados contradizem a visão de que o investidor estrangeiro em portfólio exerce um papel prejudicial às economias emergentes.

Há uma vasta literatura dedicada ao exame dos determinantes do fluxo de investimento estrangeiro em portfólio, com ênfase principalmente nos mercados emergentes. Diversos estudos testam a influência de variáveis macroeconômicas, institucionais, agregados monetários e variáveis demográficas sobre o IEC. Entre as linhas de pesquisa sobressaem-se duas: a influência dos fatores domésticos e fatores externos na atração do IEC e a dicotomia entre reequilíbrio de portfólio e *return chasing* (“caça” ao retorno).

Embora parte considerável dos trabalhos não use o termo *pull-factors* ou *push-factors*, observa-se que, geralmente, propõem-se a aferir em que medida determinado fator contribui para a atração do IEC. A dicotomia entre reequilíbrio de portfólio e *return chasing*, mesmo que não seja referida diretamente, também é utilizada, por parte dos autores, para justificar os resultados encontrados.

Ambas as teorias são utilizadas para subsidiar a escolha das variáveis que comporão os modelos econométricos do presente estudo cujo objeto de análise são os determinantes do IEC e das subcontas que o compõem, investimento estrangeiro em ações e em títulos de renda fixa. Ademais, servem de respaldo e de instrumental analítico para o exame dos resultados encontrados. Determinam, portanto, o escopo e os desdobramentos empíricos deste trabalho.

O objetivo é verificar as variáveis que contribuem para explicar o comportamento do IEC e em que medida elas influenciam de forma distinta cada subconta. O método econométrico utilizado é ajustado de acordo com as especificidades de cada modelo. Os modelos adotados são submetidos a diversos testes diagnósticos de modo a assegurar a fidedignidade dos resultados encontrados.

No próximo capítulo é efetuada uma breve revisão de literatura, destacando aspectos teóricos, metodológicos e resultados empíricos de estudos sobre o tema. O terceiro capítulo mostra os dados, os resultados e sua análise. O último capítulo apresenta as principais conclusões da análise efetuada.

2. DETERMINANTES DO INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM CARTEIRA

O investimento estrangeiro em carteira representa o aporte de recursos, por parte de investidores externos, em ações de companhias estrangeiras e em títulos de renda fixa emitidos por empresas ou governos de outras nacionalidades. Os fluxos de IEC podem ser agrupados em três formas distintas: fluxo líquido, ingresso e saída. O fluxo líquido se associa à diferença entre o ingresso e a saída de recursos.

As transações envolvendo os fluxos de IEC são registradas no balanço de pagamentos. Em termos simplificados, o balanço de pagamentos é definido como o registro sistematizado de todas as transações do país com o resto do mundo. As duas principais contas que compõem o balanço de pagamentos são a conta de transações correntes e a conta financeira. A primeira registra o saldo da balança comercial, o saldo de serviços e renda e as transferências unilaterais correntes. A segunda registra basicamente a entrada e saída de investimentos no país. Déficits sucessivos no balanço de pagamentos podem indicar fragilidade nas relações externas do país, sendo necessária a utilização de reservas internacionais para compensar os déficits.

O registro do investimento estrangeiro em carteira é feito na conta financeira do balanço de pagamentos. Além do investimento em carteira, essa conta incorpora o investimento direto, em derivativos e outros investimentos. O investimento estrangeiro em carteira no balanço de pagamentos cuja apresentação se dá por setores institucionais é agrupado em investimento em ações e em títulos de renda fixa.

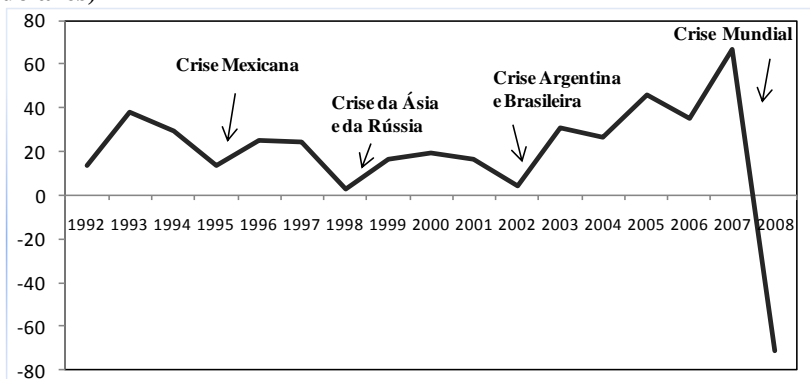
A partir da década de 90, os países emergentes vivenciaram mudanças substantivas em relação ao fluxo de capital transfronteiriço. No final dos anos 80 e início dos anos 90, muitas nações iniciaram reformas para liberalizar seus mercados. De acordo com Calvo (1996), com base em medidas do balanço da conta financeira, cerca de 670 bilhões de dólares foram alocados em países emergentes entre 1990 e 1994. Esse montante representa aproximadamente cinco vezes a quantia total de 133 bilhões de dólares que ingressaram nesses países nos cinco anos anteriores.

De 1992 a 2008, de acordo com dados do Banco Mundial, os fluxos líquidos de investimento estrangeiro, apenas em ações (foram encontrados somente dados para fluxos de investimento estrangeiro em ações a partir de 1992), em países da América Latina – Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela – e da Ásia – Bangladesh, Índia, Repú-

blica da Coreia, Paquistão, Cingapura, Tailândia e Turquia, registraram, a preços correntes, o saldo positivo de aproximadamente 337 bilhões de dólares. Essa quantia representa cerca de 0.5% da soma do Produto Interno Bruto (PIB) de todos esses países. Considerando-se apenas a movimentação de recursos, independente de sua direção (ingresso ou saída), o valor chega a 614 bilhões, praticamente 1% do PIB.

Observa-se que as crises financeiras mundiais tiveram um papel importante nas oscilações dos fluxos de capitais para esses países. A crise mexicana, em 1994, a crise asiática e da Rússia, em 1997 e 1998, a crise argentina e a crise eleitoral brasileira, em 2001 e 2002, e, sobretudo, a crise mundial, em 2008, resultaram em saídas massivas de investimento estrangeiro tanto na América Latina quanto na Ásia. A figura 2.1 assinala tais períodos.

Figura 2.1 – Evolução do investimento estrangeiro em ações em países da Ásia (Bangladesh, Índia, República da Coreia, Paquistão, Cingapura, Tailândia e Turquia) e da América Latina (Argentina, Brasil, Chile, México e Venezuela) de 1992 a 2008 (em bilhões de dólares)



Fonte: Banco Mundial

No Brasil, de 1995 a 2009, o fluxo de investimento líquido em carteira (ações e títulos de renda fixa), a preços correntes, acumulou um saldo positivo de mais de 180 bilhões de dólares – próximo a 1.5% do PIB. Em valores absolutos, a movimentação de recursos foi de 319 bilhões – cerca de 2.5% do PIB. As crises financeiras também culminaram em saídas massivas de recursos. As crises econômicas no período (crise asiática, da Rússia, do câmbio brasileiro, em 1999, a crise argentina, a

crise eleitoral brasileira e a crise mundial) registraram a saída de quase 50 bilhões de dólares¹.

O expressivo volume de recursos envolvidos nas transações de investimento estrangeiro em carteira denota a importância da diversificação de portfólio para o investidor externo. Bekaert e Harvey (1998) destacam que a flexibilização do mercado de capitais tornou mais fácil o acesso do investidor externo aos mercados em desenvolvimento. Calvo (1996) cita, dentre os benefícios dos fluxos de capitais, a possibilidade dos países desenvolvidos alcançarem uma melhor diversificação de seus portfólios. Em contrapartida, Brennan e Cao (1997) ponderam que, apesar das vantagens aparentes da diversificação internacional de portfólio, há ainda evidência de um forte viés de investimento em portfólios nacionais. As explicações para esse viés estariam ancoradas nos custos de transações envolvidos na aquisição de ativos estrangeiros, nas retenções na fonte de rendimentos, nos riscos políticos ou ainda nos desvios da PPC (paridade do poder de compra), que levariam investidores a escolher portfólios de forma a se proteger da inflação, na regulação sobre o fluxo de capitais e na hipótese de informação assimétrica entre investidores domésticos e internacionais.

Apesar de evidências teóricas e empíricas da existência de um viés doméstico no investimento em carteira (ver FRENCH e POTERBA, 1991; COOPER e KAPLANIS, 1994; e TESAR e WERNER, 1995), os dados mostram que há um volume significativo de transações de compra e venda de ações e títulos estrangeiros. Quais são então os fatores determinantes do investimento estrangeiro em carteira? Os fatores associados à economia mundial se sobrepõem aos fatores relativos à economia do país de destino dos investimentos? Os investidores são primariamente movidos pela busca de retornos maiores ou optam por um portfólio equilibrado?

2.1. “PULL” OU “PUSH FACTORS”?

A literatura destaca a importância dos *push-factors* (fatores externos) e *pull-factors* (fatores domésticos) como determinantes do influxo de capital para países emergentes (FERNANDEZ-ARIAS, 1996; CALVO *et al* , 1996; CLAESSENS e MAMINGI, 1998; TAYLOR e SAR-

¹ Os dados referentes ao fluxo de investimento estrangeiro em carteira foram obtidos no Banco Central do Brasil e os dados referentes ao PIB no IPEADATA.

NO, 1997; KIM, 2000; HOTI, 2004; BAEK, 2006). Condições adversas nos países desenvolvidos, como a queda da taxa de juros internacionais, estimulam a saída de capitais estrangeiros em busca de melhores performances (*push-factors*). No entanto, desenvolvimentos domésticos, tais como políticas monetárias e fiscais orientadas ao mercado (liberalização do mercado de capitais, por exemplo) atraem a entrada de capitais (*pull-factors*) nos países em desenvolvimento. Calvo *et al* (1996), Fernandez-Arias (1996), Taylor e Sarno (1997) ressaltam que os fluxos de capitais têm sido impulsionados, sobretudo, pela queda da taxa de juros internacional.

Fernandez-Arias (1996), em termos analíticos e empíricos, mostra que a melhora na solvabilidade dos países em desenvolvimento se deve à queda da taxa de juros internacionais e, assim, não pode ser interpretada como um *pull-factor*. A sustentabilidade do influxo de capital é vulnerável a fatores externos mesmo quando acompanhada por melhora na solvabilidade do país. Se as taxas de juros internacionais voltassem a patamares altos, o influxo de capital não se sustentaria.

No entanto, o autor pondera que o fluxo de capital voluntário equilibra choques no sistema através de dois canais: diretamente (ajuste de fluxo) e indiretamente, aumento de seu padrão de estoque (ajuste de estoque). A importância relativa do ajuste do estoque relaciona-se diretamente à relevância do estoque inicial para a determinação de fluxos. Se o mesmo é irrelevante, nenhum ajustamento de estoque acontece. Porém, se o estoque e influxos são substitutos perfeitos, o estoque final é dado e todo fluxo deve-se ao ajustamento de estoque. Os resultados apontam para o fato de que estoques acumulados de passivos estrangeiros não parecem ser um fator significativo na determinação do nível de fluxos. Portanto, a evidência sugere que um crescimento moderado na taxa internacional de juros resultaria em menores influxos de capital ao invés de pressões para saídas de capital e uma crise do balanço de pagamentos.

Baek (2006), em um painel contemplando o fluxo de investimentos em portfólio para Ásia e América Latina, inclui, entre os *push-factors*, a atitude do mercado em relação ao risco. O fluxo de investimento em carteira para os países asiáticos é fortemente dominado por fatores externos, principalmente pelo apetite dos investidores por risco, já para América Latina destacam-se tanto fatores domésticos, como o crescimento econômico, quanto fatores externos, não incluindo o apetite pelo risco do mercado. Dessa forma, o IEC para a Ásia é caracterizado como *hot money*, capital volátil e transitório, e, para a América Latina, como *cold money*, capital estável e persistente.

Dentre os fatores domésticos, Baek (2006) inclui o crescimento real do PIB, a relação entre o balanço de transações correntes e PIB, a taxa de inflação e a volatilidade da taxa real do câmbio. Para os fatores externos, testam-se, além do apetite pelo risco do mercado, o crescimento da renda mundial, o desempenho do mercado de ações mundial, a taxa de juros americana e variáveis *dummies* para as crises financeiras no período de análise. Destaca-se a associação positiva da performance do mercado mundial com o IEC em países emergentes, sugerindo que um retorno forte no mercado de ações dos países desenvolvidos leva os investidores a expandirem seu investimento de alto rendimento para mercados emergentes.

Aggarwal (2002) examina a alocação de investimentos em mercados emergentes por fundos mútuos geridos ativamente. As características dos países que atraem maiores investimentos dos fundos, em termos de variáveis macroeconômicas, são: PIB per capita alto, regime de taxa de câmbio flutuante e maior capitalização do mercado de capitais. A retenção na fonte dos retornos dos investimentos estrangeiros sugere a importância de regimes de taxação amigáveis (LA PORTA *et al*, 1997, 1999). Além disso, mercados com retornos maiores e de maior liquidez atraem o IEC, dependendo do risco do próprio mercado envolvido e da covariância com outros mercados. Em termos de variáveis de governança corporativa, destacam-se a proteção dos acionistas, a eficiência do arcabouço legal e a qualidade da prestação de contas para o investidor externo. Os resultados indicam a necessidade de políticas macroeconômicas estáveis para o desenvolvimento do mercado financeiro e também o desenvolvimento de um ambiente favorável ao investimento estrangeiro. Nesse sentido, Albuquerque (2003) discute a necessidade de desenvolvimento de mecanismos de contrato para reembolso dos investidores estrangeiros devido ao risco de expropriação. Sua análise sugere que a explicação para o aporte de capital estrangeiro em economias emergentes via investimento direto reflete o status financeiro ruim dessas economias ao invés de qualquer vantagem comparativa. Segundo o autor, a alta volatilidade e baixa persistência dos fluxos de investimentos em carteira é apenas a resposta ótima de investidores internacionais a mudanças no risco de *default*.

Ng (2000) examina como e em que extensão a volatilidade do mercado dos países do Pacífico é influenciada por choques externos de outros mercados nacionais. Os resultados empíricos mostram que tanto fatores regionais quanto fatores mundiais são importantes para explicar a volatilidade da região do Pacífico, embora a influência do mercado mundial tenda a ser maior. Além disso, eventos de liberalização do mer-

cado de capitais, flutuações nos retornos cambiais, número de DR (Depositary Receipts - ações de companhias domésticas negociadas no exterior) listados, tamanho do comércio e prêmio fundo país interferem na importância relativa dos fatores regionais e mundiais.

De Santis (2009) avalia se envelhecimento da população, instituições e agregados monetários podem afetar os fluxos internacionais de portfólio. Investigam-se dois componentes da conta financeira do balanço de pagamentos – fluxo líquido em ações e derivativos e fluxo líquido em instrumentos de dívida – e seus determinantes. As estimativas corroboram as seguintes hipóteses, a saber:

- Diferenças demográficas no perfil da população, tais como alta taxa de dependência de jovens e idosos, causam déficits em conta corrente e influxo líquido de capital, visto que esses segmentos da população têm uma taxa de poupança menor, além de demandarem mais investimentos devido à dependência juvenil.
- As instituições dos países podem, de fato, afetar a taxa de poupança de decisão das firmas e famílias. Podem, portanto, ajudar a explicar o *puzzle* que fluxos de capitais estão se movendo de economias em desenvolvimento para economias desenvolvidas, ao contrário do previsto pela teoria econômica neoclássica.
- O aumento da razão estoque de dinheiro/PIB está associado aos influxos líquidos de capital acionário e às saídas líquidas de instrumentos de dívida. Dessa forma, sinaliza movimentos na taxa de juros e é uma *proxy* para um efeito de mudança em portfólio.
- Desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (aumento da taxa de juros de curto prazo acima de sua tendência) provocam a recomposição de portfólio com saída de instrumentos de dívida.

Percebe-se, portanto, a partir dos estudos acerca do investimento estrangeiro em carteira, que variáveis distintas afetam a decisão do investidor externo no momento de alocar recursos, sobretudo em países emergentes. Ao contrário de outros trabalhos em que os fatores domésticos são medidos por um único indicador, como a classificação de crédito do país ou o preço de títulos da dívida soberana no mercado secundário, ou por algumas poucas ações de esterilização ou controle de capitais, o presente estudo inclui várias medidas de fundamentos da economia doméstica como *pull-factors*. Isso permite que seja desagregada a importância relativa das variáveis domésticas que determinam o fluxo de portfólio. As variáveis escolhidas são aquelas que foram consistentes

temente significantes na literatura existente para explicar a solvabilidade de um país, a saber: saldo da balança de conta corrente em razão do PIB, inflação, crescimento real do PIB e volatilidade da taxa de câmbio. Para as variáveis atinentes aos fatores externos, foram escolhidas a taxa de juros internacional, apontada como o principal propulsor do fluxo de capitais, e o desempenho do mercado de ações mundial, no intuito de se verificar o comportamento do investidor em face dos retornos de mercados cujo risco é menor. Ademais, testa-se a relevância do estoque inicial para a determinação dos fluxos (FERNANDEZ-ARIAS, 1996).

2.2. REEQUILÍBRIO DE PORTFÓLIO OU “RETURN CHASING”?

Bohn e Tesar (1996) avaliam a tese de reequilíbrio de portfólio, segundo a qual investidores internacionais vendem as “ações vencedoras” de forma a manter um portfólio balanceado. A análise dessa hipótese é fundamentada no papel das compras líquidas de ações em um modelo *ICAPM* (*Intertemporal Capital Asset Pricing Model* ou Modelo de Apreçamento de Ativos de Capital Financeiro Intertemporal). Os resultados indicam que as compras líquidas norte-americanas de ações estrangeiras são primariamente movidas por oportunidades de investimento invariante no tempo (*return chasing*) e não por transações para manter o equilíbrio do portfólio.

Hau e Rei (2004) examinam se os dados acerca do retorno das ações, do fluxo de capital acionário e do retorno da taxa de câmbio suportam um canal de reequilíbrio de portfólio. Os resultados ratificam três hipóteses de recomposição de portfólio: choque (apreciação) nos preços de ativos estrangeiros em relação ao mercado doméstico e choques na taxa de câmbio (apreciação da moeda estrangeira) induzem a uma redução de posições em ativos estrangeiros de forma a diminuir a exposição ao risco cambial. Além dessas duas proposições, os autores mostram também que choques de fluxo de portfólio apreciam a taxa de câmbio estrangeira e depreciam a doméstica, criando excesso de retorno no mercado de ativos estrangeiro.

O modelo de portfólio equilibrado demonstra que a depreciação do câmbio e o retorno do mercado de ações estão negativamente relacionados no curto prazo. Em face da desvalorização da moeda doméstica frente ao dólar, os investidores desfazem rapidamente de suas posições em ativos domésticos e compram ativos atrelados ao dólar cujo

retorno é mais alto. Há, então, queda na demanda por ativos domésticos e aumento da oferta. Conseqüentemente, os preços dos ativos e os retornos caem. No longo prazo, a queda do valor da taxa de câmbio pode afetar positivamente o preço das ações e seus retornos, haja vista o estímulo a exportações e a substituição de importações. Fang e Miller (2002), em estudo para cinco países asiáticos, demonstram que a depreciação da moeda tem efeito estatisticamente significativo no mercado de ações por meio de três canais: a taxa de depreciação do câmbio afeta negativamente o retorno do mercado de ações; a volatilidade da depreciação da taxa de câmbio correlaciona-se positivamente com a volatilidade do retorno do mercado de ações; a volatilidade da depreciação da taxa de câmbio afetou negativamente o retorno do mercado de ações em dois dos cinco países estudados. Sugerem, portanto, que o risco cambial é um dos fatores a serem considerados pelos investidores estrangeiros no momento de compor seu portfólio e corroboram o modelo de portfólio equilibrado.

Froot *et al* (2001) analisam se os fluxos de portfólio de investidores internacionais afetam o retorno dos ativos e se o preço das ações em mercados emergentes são particularmente vulneráveis a esses fluxos. O exame de dados para 44 países mostraram que existe uma correlação positiva no fluxo e no retorno contemporâneo pelos países, sendo maior intra-regiões. O fluxo também é caracterizado por um alto grau de persistência, particularmente quanto maior o número de países analisados em conjunto, evidenciando a existência de persistência do fluxo para o país e a correlação não contemporânea de fluxos pelos países. Os fluxos também são fortemente influenciados por retornos passados, reforçando os resultados obtidos por Bohn e Tesar (1996). Não obstante, em mercados emergentes, influxos prevêm retornos futuros em média. Esse resultado é consistente com a hipótese de que os investidores internacionais dispõem de melhor informação que os investidores locais em mercados emergentes ou ainda pode estar relacionado com a pressão de preços, gerada pela persistência dos influxos de investidores internacionais. A explicação para o co-movimento de retornos e fluxos é que influxos movem preços, que são positivamente correlacionados, e, dessa forma, influxos prevêm retornos.

Bekaert e Harvey (1998) refutam a hipótese de *return chasing*. A queda do retorno esperado, após significativas mudanças no fluxo de capital para países emergentes, associada à queda do risco e a maior correlação dos retornos do mercado acionário com o mercado mundial é, para os autores, mais consistente com um único ajuste de portfólio relacionado ao movimento de mercado segmentado para mercado integrado.

Brennan e Cao (1997), por outro lado, desenvolvem um modelo de fluxo de portfólio baseado na premissa de informação assimétrica entre investidores estrangeiros e domésticos, cujo principal resultado é a associação positiva entre os fluxos de portfólio e os retornos contemporâneos ou defasados do mercado doméstico, conforme previsto pela hipótese de informação assimétrica.

Em que pese a divergência em relação às hipóteses de “*return chasing*” ou reequilíbrio de portfólio, é extremamente relevante testar se as variáveis que retratam os retornos dos mercados são empiricamente significativas. Inclui-se, portanto, no presente trabalho variáveis que retratam o retorno do mercado acionário doméstico – retorno do Ibovespa – e do mercado de renda fixa – diferencial de juros e taxa Selic. Além disso, testa-se se a taxa de câmbio constitui também um canal de reequilíbrio de portfólio, conforme apontado pela análise de Hau e Rei (2004) e se há persistência dos fluxos de investimento estrangeiro em carteira, conforme sugere Froot *et al* (2001).

2.3. EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS PARA O BRASIL

Tabak (2003) testa a hipótese de caminho aleatório para o mercado de ações brasileiro. Encontra uma relação de longo prazo entre o índice da bolsa de valores de São Paulo (Ibovespa) real e fluxos de investimento de portfólio. Os resultados indicam que aumentos no índice Ibovespa real são seguidos por aumentos de influxos de investimento de portfólio. A análise empreendida pelo autor sugere também uma influência bilateral entre o Ibovespa e o fluxo de investimento estrangeiro em portfólio, na qual este influencia diretamente o Ibovespa que, por sua vez, influencia o fluxo de investimento estrangeiro em portfólio.

Reis *et al* (2010) examinam a relação entre o investimento estrangeiro em ações no Brasil e os retornos do índice Bovespa. Os retornos do Ibovespa causam, no sentido de Granger, o investimento estrangeiro, mas a causalidade reversa não foi confirmada. Os resultados sugerem um comportamento em que os investidores comprem na alta e vendem na baixa (*positive feedback trading*), e a rápida assimilação de novas informações pelo mercado. O investimento estrangeiro, em conjunto com a influência do mercado de ações mundial, do risco país e da taxa de câmbio, explicaram 73% das mudanças que ocorreram nos retornos do mercado de ações no período de 1995 a 2005.

Meurer (2006) testa a reação do Ibovespa ao fluxo de recursos de investimentos estrangeiros no período de janeiro de 1995 a julho de

2005. No intuito de especificar de forma correta o modelo, são incluídas outras variáveis, a saber: o índice S&P 500 para considerar o desempenho do mercado internacional, a taxa de título de três meses do tesouro dos Estados Unidos como *proxy* para o custo de oportunidade de investir no Brasil, a média negociada diariamente no mês como *proxy* para a liquidez do mercado doméstico, a taxa Selic como *proxy* para o custo de oportunidade de investimento em ações no Brasil, a taxa de câmbio e o indicador que captura o risco país, EMBI+. A partir dos resultados, conclui-se: os investidores podem estar a procura de oportunidades de lucro ao longo do tempo, visto que existe tanto uma relação de compra em meses de baixa e venda em meses de alta, como uma antecipação do comportamento do Ibovespa em três períodos de defasagem; a variação da taxa de câmbio tem um efeito positivo sobre o índice Bovespa, indicando a importância dos investidores estrangeiros na bolsa, uma vez que apenas investidores domésticos não afetariam, na magnitude observada, o índice (o aumento de 1% no preço do dólar resulta em um aumento de 0.44% no Ibovespa no próprio mês); há uma forte relação inversa entre o risco país e o desempenho da bolsa; e o aumento da liquidez está associado a aumento no Ibovespa. Portanto, Meurer (2006), ratifica a inter-relação do mercado externo com o mercado brasileiro, tendo em vista que variáveis, tais como o risco país, a taxa de câmbio e o S&P 500, que, no curto prazo, afetam menos os investidores domésticos quando comparado aos investidores estrangeiros, são importantes para explicar os retornos do Ibovespa.

Franzen *et al* (2009), através da estimação de um modelo para a participação estrangeira na capitalização do Ibovespa, concluem que o investidor tem comportamento racional, entrando no mercado quando o mesmo se recupera de baixas. Os retornos defasados do Ibovespa também são importantes na decisão de investir. Em relação à variação cambial, os investidores estrangeiros buscam diminuir sua exposição ao risco cambial, saindo do mercado brasileiro quando a moeda doméstica se valoriza frente ao dólar. A variação defasada da taxa Selic em seis meses, positivamente correlacionada aos fluxos de investimento, indica que os investidores estrangeiros associam um aumento da taxa Selic com um melhor desempenho das empresas, possivelmente em virtude da queda esperada da taxa de inflação. Os resultados apontam para a relação negativa entre a participação estrangeira na capitalização do Ibovespa e o risco país. Os diversos testes diagnósticos sugerem que o modelo é apropriado para fazer inferências, mas não para a formulação de políticas públicas.

Holland e Veríssimo (2004) verificam como as variáveis desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (DPDJ), risco país e a legislação liberalizante sobre fluxo de capitais afetaram o fluxo de investimento em portfólio (especificamente títulos públicos federais, títulos de renda fixa, derivativos e ações) no Brasil no período de 1995 a 2002. A análise da função impulso no retorno efetivo oferecido às aplicações no Brasil (choque positivo na primeira diferença da variável DPDJ) indica uma redução dos fluxos de investimento em títulos de renda fixa, tanto de curto quanto de longo prazo, sugerindo a preferência dos agentes pela aquisição de títulos pós-fixados para a composição de suas carteiras diante da tendência de elevação da taxa de juros doméstica. No entanto, há um impulso positivo de fluxo de capitais para investimento em portfólio total, com o direcionamento do fluxo de capitais para o mercado de títulos públicos federais, de derivativos e acionário. Choques positivos no risco país associam-se à queda de fluxos de investimento estrangeiro em portfólio total e nos mercados de títulos públicos, títulos de renda fixa e de derivativos. A análise de causalidade de Granger demonstra que o risco país e os desvios da PDJ precedem os fluxos de investimento estrangeiro em carteira, enquanto a liberalização de capitais não causa, no sentido Granger, o IEC. As variáveis mais importantes para explicar o comportamento do investidor estrangeiro, segundo o estudo feito, são os desvios da PDJ e o risco país. A hipótese de pouca relevância da utilização de uma legislação mais liberalizante para explicar o IEC é confirmada pelos autores.

Val e Corrêa (2009) e Munhoz e Libânio (2009) mostram que a conta investimento estrangeiro em carteira, dentre as contas que compõem o balanço de pagamentos brasileiro, é uma das mais voláteis. Tal conta é caracterizada como sendo de caráter especulativo e de curto prazo. Associa-se, dessa forma, a vulnerabilidade externa do país à volatilidade dos fluxos de capitais, bastante dependentes de ciclos de liquidez internacional.

Em síntese, a partir da revisão da literatura, depreende-se que o investidor externo em portfólio respalda suas decisões em parâmetros atinentes à economia mundial e ao local de destino de seus recursos. O comportamento de busca por retornos mais altos não necessariamente implica a ausência de movimentos de reequilíbrio de portfólio, sobretudo em virtude do risco cambial. Os resultados dos estudos voltados para o Brasil, conforme o esperado, ratificam a teoria subjacente ao fluxo de IEC, dando ênfase a sua volatilidade e a fatores como o risco país e os retornos do Ibovespa. Em virtude da relevância empírica do risco país

nos estudos para o Brasil, o modelo econométrico também se vale dessa variável.

3. EVIDÊNCIA EMPÍRICA

3.1. DADOS

Os dados utilizados foram agrupados em bases trimestrais e compreendem o período de janeiro de 1995 a dezembro de 2009, posterior à estabilização macroeconômica e à liberalização comercial e financeira. Este período engloba a mudança do regime cambial de semifixo para flutuante em 1999, além do auge do processo de privatizações no governo Fernando Henrique Cardoso. No período também ocorrem várias crises financeiras como a crise asiática, em 1997, a crise da Rússia, em 1998, a própria crise brasileira, em 1999, a crise da Argentina, em 2001, e a crise no sistema financeiro internacional em 2008 e 2009.

As séries utilizadas são: fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira, em ações e em títulos de renda fixa, em razão do PIB (FLIEC, FLIEAC, FLIERF) ou deflacionados pelo índice de preços dos Estados Unidos em milhões de dólares (FLIECD, FLIEACD, FLIERFD), crescimento real do PIB (CPIB), saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB (BCC), taxa de inflação (INF), taxa de juros americana (USI), variação da taxa de câmbio real (VCAM), o risco cambial (RCAM), retorno do índice *MSCI WORLD* (RMSCI), variação do risco país (VRP), estoque de investimento estrangeiro em carteira, em ações e em renda fixa, ponderados pelo PIB (EST, ESTAC, ESTRF), retorno do Ibovespa (RIBOV), taxa Selic (SEL), os desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros (DPDJ) e duas variáveis *dummies*. Uma para as crises financeiras do período (DUMCRISE) e outra para a distinção entre o período de câmbio administrado do período de câmbio flutuante (DUMCAM). A tabela 3.1 sintetiza as variáveis utilizadas, a forma de mensuração e sua respectiva fonte.

Tabela 3.1 – Descrição dos dados, forma de medidas das variáveis e suas respectivas fontes

Variável	Descrição	Medida	Fonte
FLIEC	Fluxo de investimento estrangeiro em carteira	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB

Variável	Descrição	Medida	Fonte
FLIECD	Fluxo de investimento estrangeiro em carteira	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira deflacionado pelo CPI (U\$ milhões de dezembro de 2009)	Calculado a partir de dados do BCB e do <i>software</i> Económica
FLIEAC	Fluxo de investimento estrangeiro em ações	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em ações em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB
FLIEACD	Fluxo de investimento estrangeiro em ações	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em ações deflacionado pelo CPI (U\$ milhões de dezembro de 2009)	Calculado a partir de dados do BCB e do <i>software</i> Económica
FLIERF	Fluxo de investimento estrangeiro em renda fixa	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em renda fixa em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB
FLIERFD	Fluxo de investimento estrangeiro em renda fixa	Fluxo líquido de investimento estrangeiro em renda fixa deflacionado pelo CPI (U\$ milhões de dezembro de 2009)	Calculado a partir de dados do BCB e do <i>software</i> Económica
CPIB	Crescimento real do PIB	Variação do índice encadeado do PIB p.m. ajustado sazonalmente (%)	Calculado a partir de dados do IBGE
INF	Inflação	IPCA geral (% a.m) acumulado em termos trimestrais	Calculado a partir de dados do IPEADATA
BCC	Saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB	Saldo do balanço de conta corrente trimestral ponderado pelo PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB

Variável	Descrição	Medida	Fonte
USI	Taxa de juros americana	Média geométrica da taxa do título do tesouro americano de três meses (%)	Calculado a partir de dados do Federal Reserve de St. Louis (FRED)
VCAM	Variação da taxa de câmbio real	Variação da taxa de câmbio real expressa em reais por dólares no trimestre (%)	Calculado a partir de dados do IPEADATA e do <i>Software</i> Econômica
RCAM	Risco cambial	Desvio padrão trimestral da variação diária da taxa de câmbio em reais por dólar (%)	Calculado a partir de dados do IPEADATA
RMSCI	Retorno do mercado de ações mundial	Retorno do <i>MSCI World Index</i> (%)	Calculado a partir de dados do MSCI
VRP	Variação do risco país	Variação do EMBI+ Brasil (%)	Calculado a partir de dados do Datastream
RIBOV	Retorno do mercado de ações brasileiro	Retorno do Ibovespa (%)	Calculado a partir de dados do <i>Software</i> Econômica
SEL	Taxa Selic	Média geométrica da taxa Selic mensal ao ano	Calculado a partir de dados do BCB
DPDJ	Desvios da Paridade Descoberta da Taxa de Juros	Cálculo do cupom cambial (%): $\left[\frac{1 + i}{(1 + e)(1 + i^*)} - 1 \right] \times 100$	Calculado a partir de dados do BCB e FRED
ESTAC	Estoque de investimento estrangeiro em ações	Acúmulo dos fluxos de investimento estrangeiro em ações em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB

Variável	Descrição	Medida	Fonte
ESTRF	Estoque de investimento estrangeiro em renda fixa	Acúmulo dos fluxos de investimento estrangeiro em renda fixa em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB
EST	Estoque de investimento estrangeiro em carteira	Soma do estoque de investimento estrangeiro em ações e do estoque de investimento estrangeiro em renda fixa em razão do PIB (%)	Calculado a partir de dados do BCB
DUMCRISE	Variável <i>dummy</i> para as crises financeiras do período	Valor unitário nos períodos de crises financeiras: quarto trimestre de 1997, terceiro trimestre de 1998, primeiro trimestre de 1999, quarto trimestre de 2001, terceiro e quarto trimestre de 2002, quarto trimestre de 2008	
DUMCAM	Variável <i>dummy</i> para o período de câmbio administrado	Valor unitário no período de câmbio administrado – 1995 a 1998.	

Nota: BCB: Banco Central do Brasil. IBGE: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. IPEADATA: base de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. MSCI: Morgan Stanley Capital International.

O fluxo líquido de investimento estrangeiro em carteira, em ações e em títulos de renda fixa, representa a soma entre o ingresso e a saída de investimento estrangeiro para cada uma dessas séries. O saldo do balanço de conta corrente foi dessazonalizado pelo método Census-X12 do U.S Census Bureau. Essas séries foram expressas como proporção do PIB (também dessazonalizado pelo método Census-X12) em termos percentuais. O PIB ajustado sazonalmente foi dividido pela taxa de câmbio comercial em reais por dólar – venda média do trimestre –

obtida no IPEADATA. A utilização do PIB em dólares se justifica na medida em que questões atinentes às contas externas decorrem de mensuração em moeda estrangeira. As séries dos fluxos de investimento estrangeiro, além de ponderadas pelo PIB, foram deflacionadas pelo índice de preços dos Estados Unidos (*Consumer Price Index* – CPI).

O crescimento real do PIB, em termos percentuais, foi construído a partir do índice encadeado do PIB, a preços de mercado, dessazonalizado, e disponibilizado pelo IBGE. Nesse caso, utilizou-se o PIB em índice do valor em reais, visto que o objetivo é retratar os fundamentos da economia doméstica. A inflação trimestral foi calculada a partir do IPCA geral obtido junto ao IPEADATA, ao passo que a taxa de juros americana foi representada pela média geométrica do título do tesouro americano de três meses (série obtida no St.Louis Federal Reserve Economic Data - FRED).

A taxa de câmbio real, expressa em reais por dólar, foi calculada com as séries da taxa de câmbio comercial de venda de média de período (Banco Central do Brasil - BCB) e dos índices de preços ao consumidor do Brasil, IPCA, e dos Estados Unidos, CPI (séries obtidas no IPEADATA e no *Software Económica*). Foi utilizada a variação percentual da taxa de câmbio real (VCAM). O risco cambial foi calculado a partir do desvio padrão trimestral da variação diária da taxa de câmbio, com base em cotações da taxa de câmbio de venda de média do período, expressa em reais por dólar.

O *MSCI World Index* é um índice de mercado de 1500 ações “mundiais” calculado pela MSCI Inc e inclui uma coleção de ações de todos os mercados desenvolvidos do mundo (23 países ao todo), mas exclui ações de países emergentes. O cálculo de seu retorno percentual foi feito com base na série que considera o reinvestimento dos dividendos (*MSCI World Index with gross dividends*).

A variação percentual do risco país foi calculada a partir do EMBI+. O *Emergent Markets Bonds Index Plus* é um indicador calculado pelo JP Morgan para avaliar o prêmio de risco de títulos de economias emergentes em relação aos títulos do Tesouro dos Estados Unidos.

O índice Bovespa é o indicador mais importante de desempenho médio da bolsa de valores brasileira. Para o cálculo de seu retorno percentual, utilizou-se o valor do índice Bovespa em pontos calculados em dólares americanos (Dólar Ptax venda fim de período).

A taxa *overnight* do Sistema Especial de Liquidação e Custódia (Selic), expressa na forma anual, é a taxa média ponderada pelo volume dos financiamentos diários, lastreados em títulos públicos e realizadas no Selic, na forma de operações compromissadas. A série mensal refere-

se às taxas diárias, acumuladas no mês, anualizadas, e foi obtida no Banco Central do Brasil. Para o cálculo da série trimestral utilizou-se a média geométrica da série mensal.

A Paridade Descoberta da Taxa de Juros (PDJ) estabelece que a taxa de juros do ativo doméstico é igual à taxa de juros do ativo estrangeiro descontada da expectativa de desvalorização da moeda doméstica, tendo como premissa a livre mobilidade de capital entre os países, ausência de arbitragem e neutralidade ao risco dos indivíduos. A PDJ supõe que ativos estrangeiros e domésticos podem ser tratados como substitutos perfeitos, assumindo, de forma implícita, a inexistência de risco cambial. No entanto, desvios da PDJ podem ocorrer pelo fato dos ativos denominados em diferentes moedas não serem substitutos perfeitos. Por um lado, o risco de *default* do ativo doméstico pode ser superior ao do ativo estrangeiro, e, por outro, há o risco associado ao grau de dificuldade de cobertura (*hedge*) das expectativas cambiais para cada moeda.

Um procedimento comum utilizado para o cálculo da PDJ é valer-se da desvalorização da taxa de câmbio *ex-post* ao invés da desvalorização esperada, assumindo-se a hipótese de previsão perfeita (ver EATON; TURNOVSKY, 1983; ELLERY JÚNIOR *et al*, 1999; VIEIRA, 2004; HOLLAND e VERÍSSIMO, 2004). Os desvios da PDJ podem ser tratados como uma medida de diferencial de juros, pois seu cálculo é feito com base na diferença entre a taxa de juros interna (Selic) e a taxa de juros externa (TB3M), além de incorporar a desvalorização observada da taxa de câmbio. Em um ambiente com elevada mobilidade de capitais e de integração financeira entre os mercados, quanto maior o retorno, oferecido por um país em relação aos demais, consideradas as expectativas em relação ao câmbio, maior a atratividade para os fluxos de capitais. Para o cálculo dos desvios da PDJ, utilizou-se a mesma fórmula de cálculo do cupom cambial (diferença entre a taxa de retorno de títulos de diferentes países em termos de uma moeda de referência internacional):

Eq. 3. 1

$$DPDJ = \left[\frac{1 + i}{(1 + e)(1 + i^*)} - 1 \right] X 100$$

em que i é a taxa de juros doméstica (taxa Selic mensal acumulada no trimestre); i^* é a taxa de juros externa (título do tesouro americano de três meses – TB3M); e é a taxa de variação do câmbio nominal (taxa de

câmbio comercial fim de período para venda obtida junto ao BCB) expressa em moeda doméstica por moeda externa.

Para o cálculo das séries de estoque de investimento estrangeiro, partiu-se da proposta de Fernandez-Arias (1996) que utilizou o acúmulo dos fluxos de portfólio como *proxy* para o estoque de IEC. Não obstante, de forma a considerar o rendimento do estoque, foi utilizado tanto o retorno do Ibovespa, quanto a taxa Selic efetiva ao mês. O estoque de investimento estrangeiro em títulos de renda fixa foi calculado a partir do acúmulo do fluxo líquido de investimento estrangeiro em títulos de renda fixa (ESTRF) e multiplicado pela taxa Selic efetiva ao mês, e o estoque de investimento estrangeiro em ações (ESTAC) foi calculado a partir do acúmulo de fluxo líquido de ações e multiplicado pelo retorno do Ibovespa. É importante observar que nos meses em que o cálculo do estoque ficou negativo, devido ao acúmulo de fluxo líquido negativo associado a retornos positivos ou mesmo negativos, mas insuficientes para torná-lo positivo, considerou-se o estoque igual a zero. Além disso, assumiu-se a premissa de que o estoque de investimento estrangeiro, no primeiro período, foi igual a zero, pois não havia informações anteriores ao ano de 1995. A soma de ambos foi utilizada, então, como *proxy* para o estoque de IEC (EST). As séries finais obtidas foram ponderadas pelo PIB expresso em milhões de dólares. Observa-se que o rendimento do IEC não necessariamente segue o padrão do índice e da taxa ora utilizados, no entanto configura-se como uma aproximação razoável. As séries de investimento estrangeiro foram obtidas no Banco Central, o retorno do Ibovespa e a taxa Selic efetiva ao mês no *software Económica*.

As crises financeiras do período foram retratadas por uma variável *dummy* (DUMCRISE) para os seguintes períodos: a crise da Ásia, no quarto trimestre de 1997, a crise da Rússia, no terceiro trimestre de 1998, a crise do câmbio brasileiro, no primeiro trimestre de 1999, a crise da Argentina, no quarto trimestre de 2001, a crise eleitoral brasileira, no terceiro e quarto trimestre em 2002, e a crise financeira mundial, no quarto trimestre de 2008. A distinção entre o período de câmbio administrado (1995 a 1998) e o período de câmbio flutuante foi representada por uma variável *dummy* com valor unitário no período de câmbio administrado (DUMCAM).

Os gráficos das séries (vide figura 3.1) sugerem que as séries referentes aos estoques de investimento estrangeiro são não estacionárias em nível. A estatística descritiva das séries é reportada na tabela 3.2 e a matriz de correlações na tabela 3.3. Para as séries não estacionárias em nível (vide tabela 3.4 e 3.5) são apresentadas as estatísticas descritivas e

os gráficos de suas respectivas variações percentuais (VBCC, VUSI, VEST, VESTRF, VESTAC). A primeira observação das séries de variação de estoque de investimento estrangeiro em carteira e variação de estoque de investimento estrangeiro em renda fixa difere substancialmente das demais. Por isso, não foram incluídas nos gráficos, nas estatísticas descritivas, na matriz de correlação e nas estimativas. A matriz de correlação deixa de incorporar as séries do estoque de investimento estrangeiro em ações e em renda fixa, em nível, e as séries de fluxo de investimento estrangeiro deflacionadas pelo CPI.

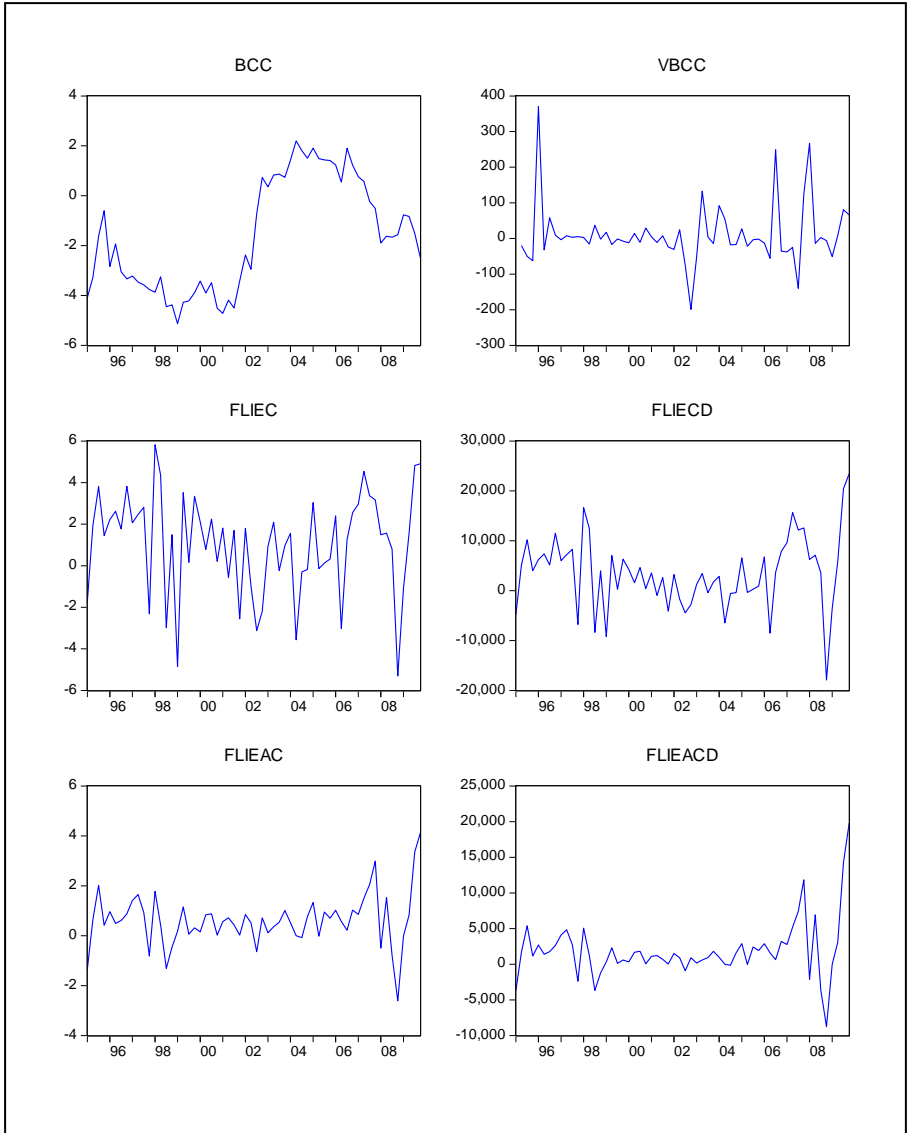
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas

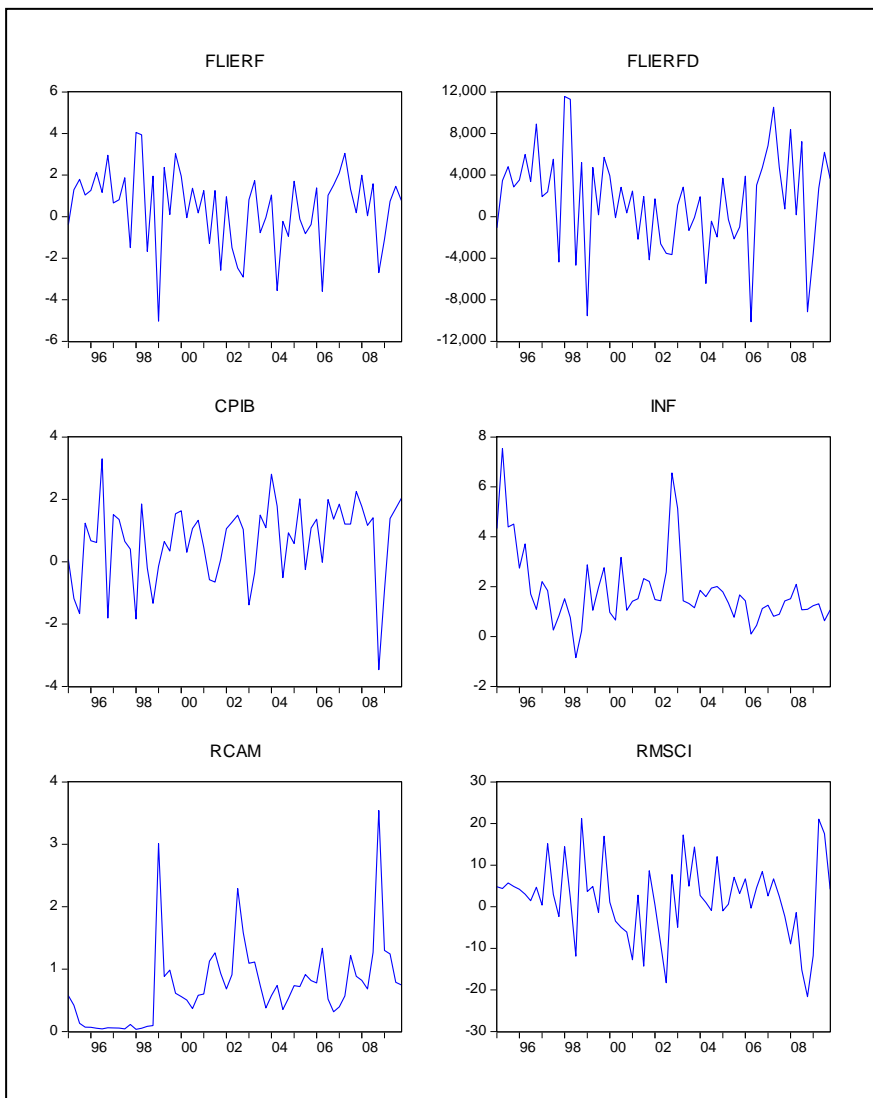
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas (continuação)

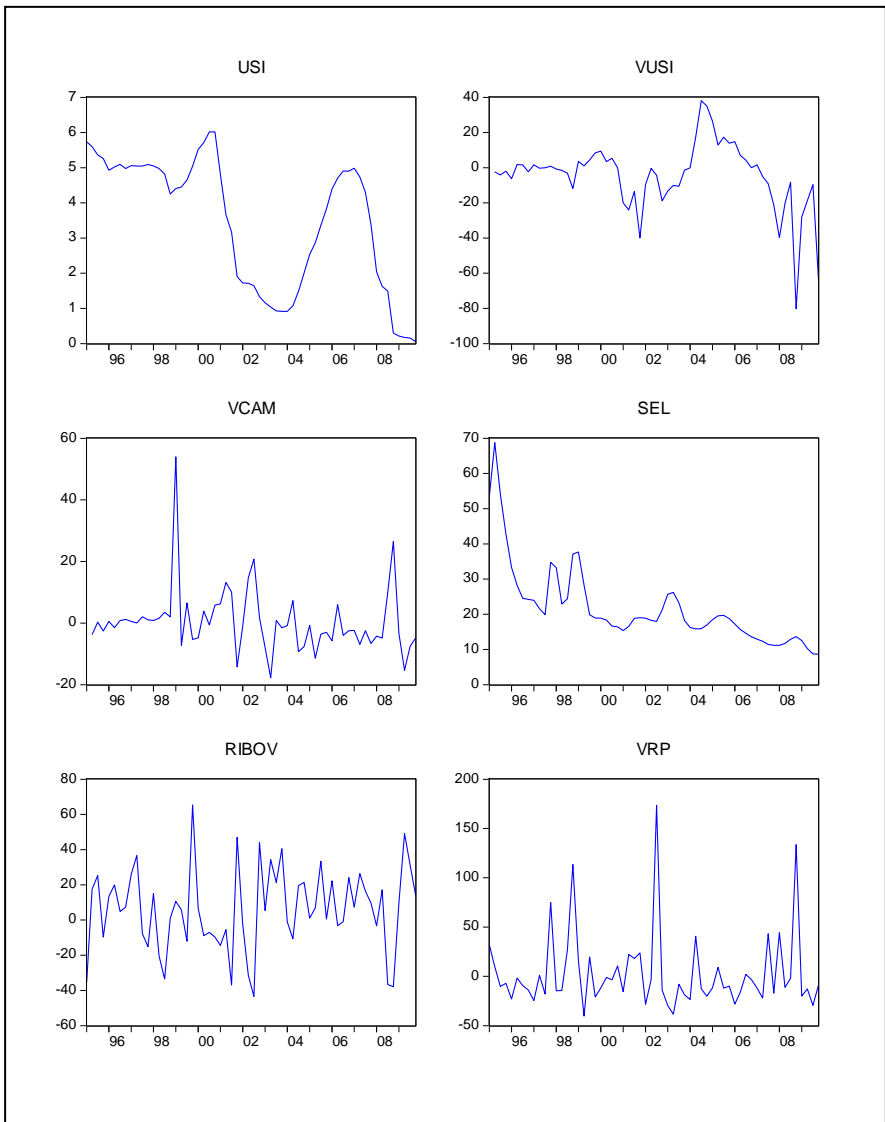
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas (continuação)

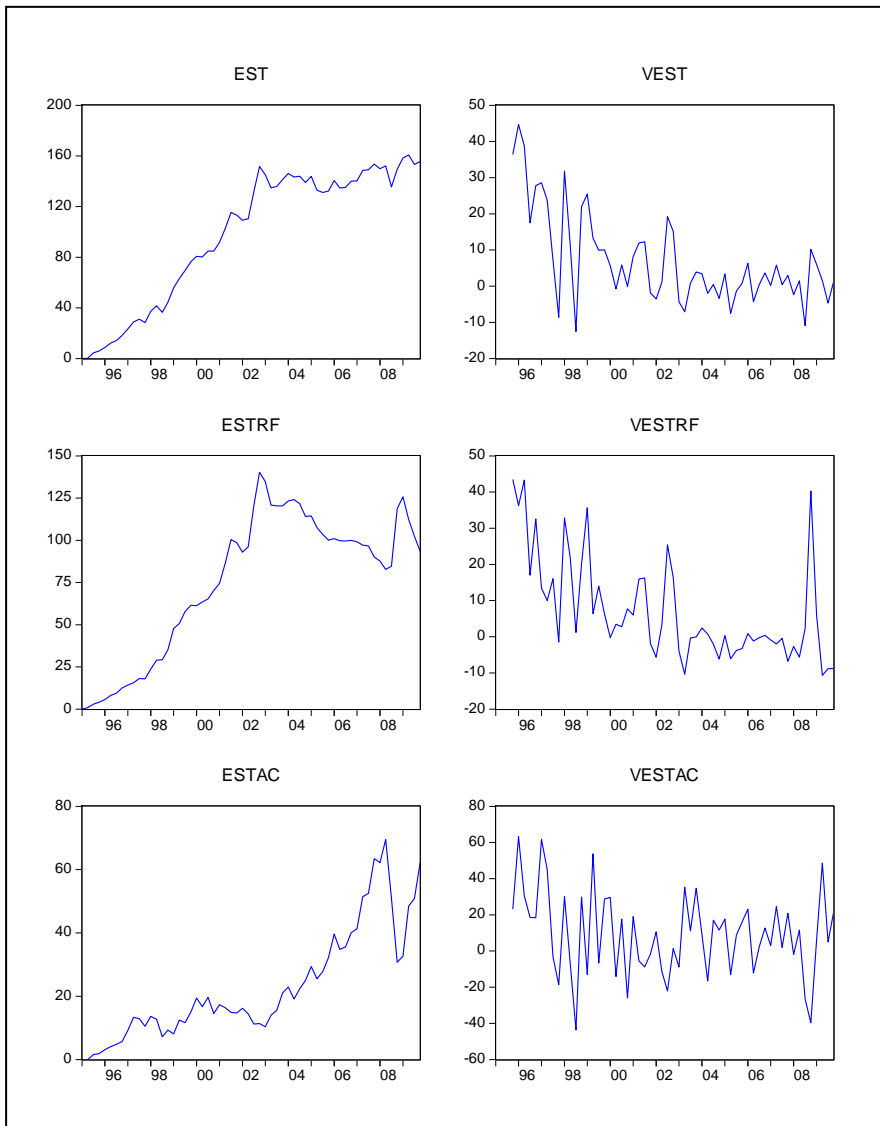
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas (continuação)

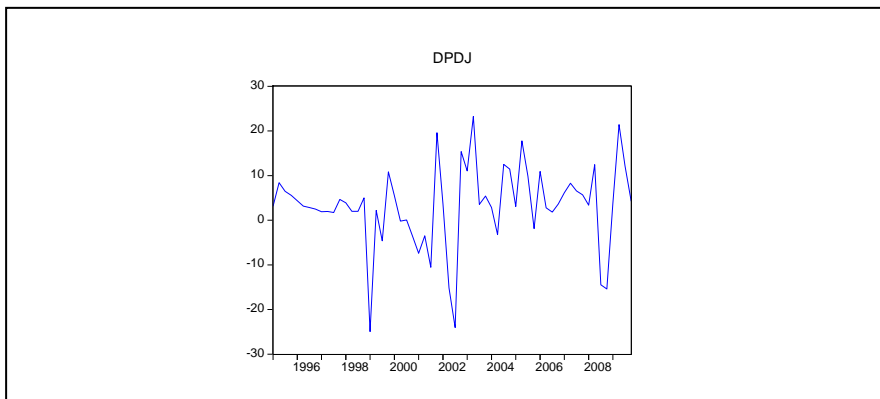
Figura 3.1 – Evolução das séries utilizadas (continuação)

Tabela 3.2 Estatística descritiva das séries utilizadas

	CPIB	FLIEAC	FLIEACD	FLIERF	FLIERFD	FLIEC	FLIECD
Média	0.6686	0.6224	1905.0820	0.4371	1578.9050	1.0595	3483.9870
Mediana	1.0628	0.5876	1299.8700	0.8861	2165.7610	1.5579	3638.4300
Máximo	3.3020	4.1396	19785.6000	4.0487	11561.3500	5.8209	23441.3900
Mínimo	-3.4619	-2.6130	-8769.6210	-5.0295	-10113.1400	-5.3060	-17931.6900
Desvio-Padrão	1.2587	1.0574	4090.6340	1.8671	4743.2840	2.4395	7246.4850
Assimetria	-0.8389	0.3879	1.7522	-0.6978	-0.2994	-0.6109	0.0306
Curtose	3.8354	5.6062	9.4807	3.3739	3.1534	3.0152	3.9906
Jarque-Bera (JB)	8.7818	18.4853	135.7009	5.2188	0.9553	3.7324	2.4624
Valor-p (JB)	0.0124	0.0001	0.0000	0.0736	0.6202	0.1547	0.2919
Soma	40.12	37.34	114304.90	26.23	94734.28	63.57	209039.20
Soma dos quadrados dos desvios	93.47	65.96	987000000.00	205.68	1330000000.00	351.11	3100000000.00
Obs.	60	60	60	60	60	60	60

Tabela 3.2 Estatística descritiva das séries utilizadas (continuação)

	BCC	VBCC (variação %)	INF	RCAM	USI	VUSI (variação %)	VCAM
Média	-1.6099	10.4653	1.8404	0.7326	3.4602	-4.6401	0.4514
Mediana	-1.7774	-3.4608	1.4363	0.6476	4.3479	-1.4335	-0.8413
Máximo	2.2013	369.7750	7.5416	3.5417	6.0167	38.0852	53.9848
Mínimo	-5.1332	-199.4837	-0.8480	0.0343	0.0567	-80.1542	-17.7597
Desvio-Padrão	2.2505	84.6312	1.4744	0.6631	1.8781	19.3745	10.5138
Assimetria	0.2024	1.8965	1.8117	2.0590	-0.4375	-1.2965	2.5033
Curtose	1.5774	9.3528	6.9748	8.8432	1.6713	7.0030	13.2184
Jarque-Bera (JB)	5.4693	134.5818	72.3222	127.7535	6.3273	55.9212	318.3114
Valor-p (JB)	0.0649	0.0000	0.0000	0.0000	0.0423	0.0000	0.0000
Soma	-96.59	617.45	110.43	43.96	207.61	-273.77	26.63
Soma dos quadrados dos desvios	298.82	415421.20	128.26	25.94	208.12	21771.46	6411.29
Obs.	60	59	60	60	60	59	59

Tabela 3.2 Estatística descritiva das séries utilizadas (continuação)

	RMSCI	RIBOV	VRP	EST	VEST (variação %)	ESTAC	VESTAC (variação %)
Média	2.0020	6.1901	2.8642	98.0786	7.1297	22.9199	9.2023
Mediana	2.7465	6.7719	-10.0780	123.2522	3.4421	16.2896	10.5870
Máximo	21.2231	65.3563	173.4232	160.7968	44.6986	69.4846	63.1602
Mínimo	-21.6521	-43.4730	-40.3451	0.0000	-12.5028	0.0000	-43.6565
Desvio-Padrão	9.1548	23.4937	38.8746	53.5357	12.6481	17.6508	23.1244
Assimetria	-0.2395	-0.0495	2.5311	-0.5712	1.1107	0.9993	0.1267
Curtose	3.2557	2.8660	10.1084	1.7801	3.7696	3.0906	2.9503
Jarque-Bera (JB)	0.7370	0.0694	190.3853	6.9834	13.1273	10.0064	0.1584
Valor-p (JB)	0.6918	0.9659	0.0000	0.0304	0.0014	0.0067	0.9239
Soma	120.12	371.40	171.85	5884.72	406.39	1375.19	524.53
Soma dos qua- drados dos des- vios	4944.77	32565.25	89162.83	169098.30	8958.59	18381.48	29945.31
Obs.	60	60	60	60	57	60	57

Tabela 3.2 Estatística descritiva das séries utilizadas (continuação)

	ESTRF	VESTRF (variação %)	SEL	DPDJ
Média	75.1692	7.1543	21.7084	3.1963
Mediana	91.5411	1.2028	18.8312	3.5835
Máximo	140.3504	43.5147	68.7367	23.2066
Mínimo	0.0000	-10.6705	8.6500	-24.9388
Desvio-Padrão	42.2927	14.2778	11.3676	9.3015
Assimetria	-0.4916	1.1466	2.0572	-0.7989
Curtose	1.8675	3.3675	7.8201	4.6470
Jarque-Bera (JB)	5.6227	12.8104	100.4043	13.1649
Valor-p (JB)	0.0601	0.0017	0.0000	0.0014
Soma	4510.15	407.79	1302.50	191.78
Soma dos qua- drados dos des- vios	105531.60	11415.92	7624.05	5104.58
Obs.	60	57	60	60

Tabela 3.3 – Matriz de Correlação das séries CPIB, FLIEAC, FLIERF, FLIEC, BCC, VBCC, INF, RCAM, USI, VUSI, VCAM, RMSCI, RIBOV, VRP, EST, VEST, VESTAC, VESTRF, SEL, DPDJ

Correlação	CPIB	FLIEAC	FLIERF	FLIEC	BCC	VBCC	INF	RCAM	USI	VUSI	VCAM	RMSCI	VRP	EST	VEST	VESTAC	VESTRF	SEL	DPDJ	RIBOV
CPIB	1																			
FLIEAC	0.37	1																		
FLIERF	0.15	0.33	1																	
FLIEC	0.27	0.68	0.92	1																
BCC	0.23	0.08	-0.13	-0.07	1															
VBCC	0.18	0.05	0.18	0.16	-0.05	1														
INF	0.00	0.00	-0.12	-0.10	0.10	-0.24	1													
RCAM	-0.31	-0.31	-0.59	-0.58	0.08	-0.19	0.16	1												
USI	0.05	0.00	0.33	0.25	-0.43	0.01	-0.11	-0.45	1											
VUSI	0.24	0.02	0.10	0.09	0.27	-0.09	-0.01	-0.41	0.38	1										
VCAM	-0.26	-0.34	-0.49	-0.53	-0.36	-0.08	0.05	0.57	0.10	-0.12	1									
RMSCI	0.14	0.45	0.29	0.41	0.15	0.02	0.01	-0.37	0.05	0.25	-0.44	1								
VRP	-0.26	-0.53	-0.37	-0.52	-0.15	-0.09	-0.10	0.42	-0.07	-0.31	0.46	-0.37	1							
EST	0.12	0.12	-0.24	-0.14	0.66	-0.09	-0.04	0.47	-0.69	-0.19	-0.20	-0.09	-0.01	1						
VEST	-0.17	0.09	0.21	0.20	-0.34	0.05	0.41	-0.13	0.38	-0.01	0.28	0.16	0.06	-0.65	1					
VESTAC	0.17	0.51	0.50	0.60	0.02	0.19	0.16	-0.43	0.13	0.15	-0.46	0.61	-0.48	-0.22	0.49	1				
VESTRF	-0.37	-0.27	-0.02	-0.10	-0.40	-0.04	0.33	0.10	0.35	-0.12	0.55	-0.14	0.31	-0.65	0.85	0.02	1			
SEL	-0.29	-0.24	0.01	-0.09	-0.33	0.00	0.29	-0.21	0.39	0.22	0.22	0.21	0.08	-0.75	0.58	0.20	0.61	1		
DPDJ	0.12	0.31	0.29	0.35	0.36	-0.01	0.07	-0.42	-0.14	0.10	-0.88	0.63	-0.47	0.18	-0.23	0.43	-0.46	-0.08	1	
RIBOV	0.11	0.49	0.17	0.34	0.27	-0.08	0.17	-0.11	-0.11	0.1	-0.51	0.76	-0.48	0.14	0.11	0.63	-0.02	-0.04	0.70	1

Nota: As variáveis que apresentaram correlação superior a 65% e significância inferior ou igual a 5% foram destacadas em negrito.

As séries de fluxo de investimento estrangeiro em carteira e investimento estrangeiro em renda fixa são correlacionadas em 92% e as séries de variação do estoque de investimento estrangeiro em carteira e de variação do estoque em investimento em renda fixa são correlacionadas em 85%. Este fato é explicado pela participação relativa média de cerca de 60% da subconta investimento estrangeiro em títulos de renda fixa na conta investimento estrangeiro em carteira. O mesmo raciocínio se aplica para a correlação de 68% entre o fluxo de investimento estrangeiro em ações e fluxo de investimento em carteira. A participação relativa média da subconta investimento estrangeiro em ações na conta investimento estrangeiro em carteira é de aproximadamente 40%. Para o cálculo das participações relativas médias, foi utilizado o módulo de cada valor da subconta, uma vez que não seria possível contabilizar o peso de cada uma delas na subconta de investimento estrangeiro em carteira se a mesma contribuísse negativamente.

A variação da taxa de câmbio real é negativamente correlacionada com os desvios da PDJ (-88%). Infere-se, então, que a variação da taxa de câmbio também reduz os desvios da PDJ, tendo em vista que a diferença entre taxa de juros interna e externa tende a ser compensada pela própria variação da taxa de câmbio. As séries da taxa Selic e a série de estoque de investimento estrangeiro em carteira em razão do PIB são correlacionadas negativamente em 75%. Presume-se que o investidor externo diminui seu estoque de investimento em carteira em face de aumentos da taxa Selic. Esse argumento é válido também para explicar a correlação negativa de 69% entre a taxa de juros americana e o estoque de investimento estrangeiro em carteira. A série de estoque de IEC tem correlação positiva de 66% com o saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB. Intui-se, portanto, que o estoque de IEC financia déficits do balanço de conta corrente.

Ainda com relação à matriz de correlação entre as variáveis, é importante ressaltar a correlação positiva de 76% entre o retorno do Ibovespa e o retorno do mercado de ações mundial, indicando a integração entre o mercado brasileiro e o mercado mundial, e de 70% entre o retorno do Ibovespa e os desvios da PDJ. Esse fato indica que o investidor externo, diante de aumentos dos desvios da PDJ, retira seus investimentos em títulos de renda fixa e realoca-os no mercado acionário, pressionando os preços das ações (HOLLAND e VERÍSSIMO, 2004; DE SANTIS, 2009).

3.2. TESTE DE ESTACIONARIEDADE

A estacionariedade das séries foi verificada a partir do teste *Dickey-Fuller* aumentado. Foi detectada a presença de raiz unitária na série da taxa de juros americana, na série do saldo de balanço de conta corrente em razão do PIB e nas séries de estoque de investimento estrangeiro em carteira, em ações e em renda fixa. As demais séries são estacionárias em nível, conforme a tabela 3.4.

Tabela 3.4 – Teste de Raiz Unitária Dickey-Fuller Aumentado – Jan/1995 a Dez/2009

Variáveis	Variáveis exógenas	Obs.	Estatística Teste Dickey-Fuller aumentado	Valor-p	Valores Críticos do Teste		
					1%	5%	10%
FLIEC	Constante	59	-6.77	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIECD	Constante	59	-5.21	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIEAC	Constante	59	-4.92	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIEACD	Constante	56	-4.35	0.000	-3.55	-2.91	-2.59
FLIERF	Constante	59	-7.96	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIERFD	Constante	59	-7.66	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
CPIB	Constante	59	-6.70	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
BCC	Constante	58	-1.42	0.142	-2.60	-1.94	-1.61
VBCC (variação %)	-	57	-6.32	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
USI	-	58	-1.43	0.139	-2.60	-1.94	-1.61
VUSI (variação %)	-	58	-2.80	0.005	-2.60	-1.94	-1.61
INF	Constante	59	-4.10	0.002	-3.54	-2.91	-2.59
VCAM	-	58	-6.78	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
VRP	-	59	-8.03	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
RMSCI	-	59	-6.35	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
RCAM	Constante	59	-7.19	0.000	-3.54	-2.91	-2.59

Variáveis	Variáveis exógenas	Obs.	Estatística Teste Dickey-Fuller aumentado	Valor-p	Valores Críticos do Teste		
SEL	Constante e Tendência	57	-4.11	0.010	-4.12	-3.49	-3.17
DPDJ	-	59	-6.38	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
RIBOV	Constante	59	-7.20	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
ESTAC	Constante e tendência	59	-2.39	0.380	-4.12	-3.48	-3.17
VESTAC (variação %)	Constante	56	-7.00	0.000	-3.55	-2.91	-2.59
ESTRF	Constante	57	-1.84	0.391	-3.55	-2.91	-2.59
VESTRF (variação %)	Constante e tendência	55	-5.12	0.000	-4.13	-3.49	-3.17
EST	Constante	59	-1.67	0.439	-3.54	-2.91	-2.59
VEST (variação %)	Constante e tendência	55	-5.74	0.000	-4.13	-3.49	-3.17

Nota: Valor p unicaudal de Mckinnon (1996)

Para comprovar a consistência dos resultados da tabela 3.4, foi realizado o teste de Phillips-Perron. A tabela 3.5 demonstra os resultados.

Tabela 3.5 – Teste de Raiz Unitária Phillips-Perron – Jan/1995 a Dez/2009

Variáveis	Variáveis exógenas	Obs.	Tamanho do Intervalo	Estatística Teste Phillips-Perron	Valor-p	Valores Críticos do Teste		
						1%	5%	10%
FLIEC	Constante	59	1	-6.77	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIECD	Constante	59	1	-5.21	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIEAC	Constante	59	1	-5.01	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIEACD	Constante	59	2	-3.60	0.008	-3.54	-2.91	-2.59
FLIERF	Constante	59	2	-7.96	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
FLIERFD	Constante	59	3	-7.69	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
CPIB	Constante	59	3	-6.67	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
BCC	-	59	4	-1.46	0.133	-2.60	-1.94	-1.61
VBCC	-	58	5	-7.96	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
(variação %)								
USI	-	59	5	-1.45	0.135	-2.60	-1.94	-1.61
VUSI	-	58	1	-2.54	0.011	-2.60	-1.94	-1.61
(variação %)								
INF	Constante	59	5	-3.85	0.004	-3.54	-2.91	-2.59
VCAM	-	58	5	-6.73	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
VRP	-	58	4	-8.12	0.000	-2.60	-1.94	-1.61

Variáveis	Variáveis exógenas	Obs.	Tamanho do Intervalo	Estatística Teste Phillips-Perron	Valor-p	Valores Críticos do Teste		
						1%	5%	10%
RMSCI	-	59	0	-6.35	0.000	-2.60	-1.94	-1.61
RCAM	Constante	59	2	-7.19	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
SEL	Constante	59	17	-2.94	0.046	-3.54	-2.91	-2.59
DPDJ	Constante	59	13	-6.30	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
RIBOV	Constante	59	4	-7.19	0.000	-3.54	-2.91	-2.59
ESTAC	Constante e tendência	59	4	-2.48	0.334	-4.12	-3.48	-3.17
VESTAC (variação %)	Constante	56	0	-7.00	0.000	-3.55	-2.91	-2.59
ESTRF	Constante	59	9	-1.77	0.390	-3.54	-2.91	-2.59
VESTRF (variação %)	Constante e tendência	56	3	-5.64	0.000	-4.13	-3.49	-3.17
EST	Constante	59	2	-3.22	0.023	-3.54	-2.91	-2.59
VEST (variação %)	Constante e tendência	56	2	-5.45	0.000	-4.13	-3.49	-3.17

Nota: *Método de Estimação espectral de Bartlett Kernel e tamanho do intervalo de Newey-West

** Valor p unicaudal de Mckinnon (1996)

Há apenas uma divergência nos testes de raiz unitária. Para a variável do estoque de investimento em carteira em razão do PIB (EST), o teste de Phillips-Perron aponta que a mesma é estacionária em nível, e o teste de Dickey-Fuller aumentado indica que apenas sua variação percentual é estacionária. Para as demais séries ambos os testes apresentam os mesmos resultados.

Para as séries não estacionárias em nível, utilizaram-se as suas variações percentuais, que são estacionárias, de forma a facilitar a interpretação dos resultados. A utilização da variação percentual das variáveis relativas ao estoque justifica-se na medida em que tanto variações, positivas ou negativas, do nível de estoque podem influenciar o fluxo de IEC de forma análoga ao seu saldo. A utilização da variação percentual da variável BCC justifica-se tendo em vista que tanto o saldo do balanço de conta corrente, em razão do PIB, quanto sua respectiva variação, captam fenômenos semelhantes, envolvendo alterações nos ativos e passivos do país. Variações positivas (negativas) da variável BCC sinalizam resultados positivos (negativos) dos compromissos externos do país (para uma discussão sobre a estacionariedade do saldo de balanço de conta corrente em razão do PIB, ver Wu, 1999 e Kim, 2005).

Quanto à variação percentual da taxa de juros americana, sua utilização é respaldada pela tese de que a decisão de investir é muitas vezes mais sensível à variabilidade da taxa de juros do que a seu nível, sobretudo em um contexto de incerteza em que a decisão de esperar para investir é uma estratégia válida (ver INGERSOLL e ROSS, 1992). De acordo com Calvo (1996), Fernandez-Arias (1996) e Taylor e Sarno (1997), o fluxo de investimento estrangeiro em carteira está associado ao nível da taxa de juros americana e não a sua variação. Entretanto, assim como o nível da taxa de juros influencia a alocação de IEC, pondera-se, intuitivamente, que sua variação (positiva ou negativa) também deva influenciar.

3.3. TESTES DE EXOGENEIDADE

Para assegurar que os parâmetros estimados sejam não viesados e que o modelo seja eficiente, recorre-se ao teste de exogeneidade fraca das variáveis. Engle (1983) ressalta que ao assumir que uma variável é exógena ao modelo, quando, na verdade, ela não o é, a estimação por uma única equação gera estimadores viesados (viés de endogeneidade).

Ademais, a estimação de um sistema uniequacional não é eficiente caso as variáveis assumidas como exógenas não o sejam. O teste de exogeneidade fraca utilizado busca verificar se os resíduos da equação principal são significativos nos processos marginais. Constitui, portanto, uma versão do teste proposto por Engle (1983) e demonstrado por Nakane (1993).

Os resultados das estimações são apresentados nas tabelas em anexo e a modelagem das equações marginais é apresentada na tabela 3.6. É importante frisar que necessariamente devem-se utilizar variáveis exógenas ou predeterminadas na formulação da equação marginal. Nesse sentido, postula-se que a taxa Selic (SEL) e sua variação percentual (VSEL), determinada pelo Banco Central, são exógenas. Para a construção das equações marginais, utilizou-se uma variável *dummy* para o câmbio (DCAM), cujo valor é igual a um nos seguintes períodos: desvalorização cambial no primeiro trimestre de 1999, crise eleitoral no terceiro trimestre de 2002, e o período da crise mundial em que houve variação mais acentuada do câmbio real – quarto trimestre de 2008. Tendo em vista que as equações marginais, em sua grande maioria, incluem, dentre seus regressores, a própria variável endógena defasada, reportam-se aos resultados do teste de Breusch-Godfrey tanto para uma quanto para duas defasagens.

Tabela 3.6 – Modelagem das equações marginais para as variáveis independentes

Variável Independente	Equação
CPIB	$CPIB = \alpha_0 + \alpha_1 CPIB_{t-4} + \alpha_2 SEL + e_{CPIB,t}$
VBCC	$VBCC = \beta_0 + \beta_1 RIBOV_{t-2} + e_{VBCC,t}$
VUSI	$VUSI = \xi_0 + \xi_1 VUSI_{t-1} + \xi_2 VRP + \xi_3 e_{VUSI,t-4} + e_{VUSI,t}$
INF	$INF = \gamma_0 + \gamma_1 INF_{t-1} + \gamma_2 VRP_{t-3} + e_{INF,t}$
VCAM	$VCAM = \vartheta_0 + RIBOV + e_{VCAM,t}$
VRP	$VRP = \nu_1 VSEL + e_{VRP,t}$
RMSCI	$RMSCI = \eta_1 + \eta_2 DCAM + \eta_3 VUSI_{t-1}^2 + e_{RMSCI,t}$
RCAM	$RCAM = \gamma_0 + \gamma_1 RCAM_{t-1} + \gamma_2 SEL_{t-2} + e_{RCAM,t}$
DPDJ	$DPDJ = \theta_0 + \theta_1 DPDJ_{t-8} + \theta_2 DCAM + \varepsilon_{DPDJ}$
RIBOV	$RIBOV = \varrho_0 + \varrho_1 RIBOV_{t-8} + \varrho_2 VSEL_{t-2} + \varrho_3 VRP + e_{RIBOV,t}$
VESTAC	$VESTAC = \kappa_1 + \kappa_2 VESTAC_{t-6} + \kappa_3 DCAM + e_{VESTAC,t}$
VESTRF	$VESTRF = \omega_1 + \omega_2 VESTRF_{t-5} + \omega_3 DCAM + \omega_3 SEL^2 + e_{VESTRF,t}$
	$h_t = v_1 + v_2 \varepsilon_{VESTRF,t-1}^2$
VEST	$VEST = \varrho_1 + \varrho_2 DCAM + \varrho_3 SEL_{t-4} + e_{VEST,t}$

Para que as equações marginais sejam válidas, é necessário que suas variáveis independentes sejam predeterminadas ou exógenas. A hipótese de exogeneidade fraca implica que os resíduos da estimação do modelo condicional não devem ser significativos nas equações marginais. Para o teste de exogeneidade fraca das variáveis explicativas das equações marginais, os resíduos das equações marginais foram inseridos nos processos marginais de suas variáveis explicativas.

A exogeneidade fraca das variáveis foi aferida pelo teste de restrição de coeficiente de Wald, que consiste em um teste F para verificar se uma restrição é verdadeira – nesse caso se os resíduos são não significativos, ou seja, iguais a zero. Portanto, foi testado se os resíduos da equação das variáveis VCAM e VBCC são significantes quando inseridos na equação marginal da variável RIBOV; se os resíduos da equação da variável RMSCI são significantes quando inseridos na equação marginal da variável VUSI; e se os resíduos da equação das variáveis INF, VUSI e RIBOV são significantes quando inseridos na equação marginal

da variável VRP. A inserção dos resíduos das equações marginais nos processos marginais de suas variáveis independentes permite verificar se as variáveis que compõe as equações marginais são exógenas. Os testes conduzidos avalizam a exogeneidade fraca das variáveis explicativas presentes nas equações marginais. Os resultados são reportados na Tabela A.14 do anexo A.

A mesma metodologia foi adotada para examinar se as equações dos modelos para investimento estrangeiro em carteira, investimento estrangeiro em renda fixa e investimento estrangeiro em ações (equações condicionais) estavam isentas do viés de endogeneidade. Nesse sentido, foi testado se os resíduos da equação condicional de cada modelo especificado eram significativos quando inseridos nas equações marginais. Os resultados para os modelos de investimento estrangeiro em carteira, em renda fixa e em ações – equação 3.3, 3.4, 3.5, 3.6, 3.7 – são dispostos nas tabelas A.15 a A.19 do Anexo A. A partir desses resultados, assegura-se que nenhum dos modelos tem viés de endogeneidade. São, portanto, não viesados e eficientes.

3.4. OS MODELOS

Foram, ao todo, estimados três conjuntos de modelos, sendo um para a conta investimento estrangeiro em carteira, que engloba as subcontas investimento estrangeiro em ações e investimento estrangeiro em renda fixa, e os outros dois para essas subcontas. É importante considerar que o investidor externo pode ajustar suas decisões de investimento com base em informações passadas ou ainda que o ajuste não é instantâneo. Para a estimação dos modelos foi adotada a abordagem geral para específico – metodologia associada à David Hendry e à London School of Economics.

Nesse método, especifica-se um modelo geral em consonância com o arcabouço teórico. Em seguida, o modelo geral é reduzido em complexidade através da eliminação de variáveis não significativas. A validade das reduções deve ser conferida a cada passo para assegurar um modelo final congruente. A metodologia geral para específico tem excelentes características de seleção de modelo de acordo com experimentos de Monte Carlo documentados (CAMPOS *et al*, 2005).

A especificação do modelo irrestrito foi formada pelas variáveis representativas da solvabilidade do país e associadas ao lado real da economia – VBCC, CPIB, INF; variáveis atinentes aos riscos e retornos

do mercado doméstico e mundial – VRP, RCAM, SEL, VUSI, RMSCI, DPDJ e RIBOV; a variação da taxa de câmbio – VCAM – como canal para reequilíbrio de portfólio; a variação do estoque de investimento estrangeiro em carteira – VEST; a variável dependente defasada em um e dois períodos de forma a contemplar a persistência dos fluxos (FRO-OT *et al*, 2001); e por variáveis *dummies* para as crises financeiras mundiais do período (DUMCRISE) e para a mudança da política cambial (DUMCAM). Por fim, utilizaram-se duas defasagens de cada variável explicativa para que fossem consideradas as informações passadas ou o ajuste parcial no processo de decisão do investidor externo. A base do modelo irrestrito é especificada na equação 3.2. Recordar-se que foram utilizadas duas defasagens de cada variável explicativa, em que pese não esteja explicitado na equação 3.2.

Eq. 3. 2

$$\begin{aligned}
 FLIEC = & \delta_1 + \delta_2 VCAM + \delta_3 VBCC + \delta_4 CPIB + \delta_5 INF + \delta_6 RCAM \\
 & + \delta_7 RMSCI + \delta_8 VRP + \delta_9 VUSI + \delta_{10} SEL \\
 & + \delta_{11} RIBOV \\
 & + \delta_{12} DPDJ + \delta_{13} VEST + \delta_{14} FLIECD_{t-1} \\
 & + \delta_{15} FLIECD_{t-2} + \delta_{16} DUMCRISE + \delta_{17} DUMCAM \\
 & + \varepsilon_{FLIEC,t}
 \end{aligned}$$

No processo de redução envolvido na adoção da metodologia geral para específico adotaram-se os seguintes procedimentos: as variáveis menos significativas foram eliminadas sucessivamente; para cada redução, além da inspeção visual da estabilidade dos parâmetros (teste de Cusum) e do exame do teste de especificação (Reset), os testes de normalidade (Jarque-Bera), de correlação serial (Breusch-Godfrey) e de heterocedasticidade condicional dos resíduos foram verificados; a estatística F foi tomada como parâmetro de avaliação dos testes; para esses testes foi utilizado o nível de significância de 1% (0.0100) para auxiliar a controlar a probabilidade de rejeição da hipótese nula, conforme sugerido pela evidência de experimentos de Monte Carlo em Krolzig e Hendry (2001); o teste de heterocedasticidade, devido à insuficiência de graus de liberdade, não foi checado no processo de redução; e, caso a retirada de uma variável implicasse a falha de algum teste diagnóstico, a mesma variável era reincorporada ao modelo, retirando, então, a próxima variável menos significativa (ver HOOVER e PEREZ, 1999; KROLZIG e HENDRY, 2001; OWEN, 2003). Foram retidas apenas as variáveis significativas a 5%, desde que os modelos cujas variáveis fos-

sem significativas a 10% não tivessem melhor ajuste pelo critério de seleção de Schwartz. O critério de Schwartz seleciona modelos mais parcimoniosos (ENDERS, 2004), por isso, tendo em vista o tamanho da amostra utilizada e o número de coeficientes a serem estimados, é o mais indicado. A estatística F é reportada para os testes diagnósticos.

3.4.1. Modelo para Investimento Estrangeiro em Carteira

O modelo para o investimento estrangeiro em carteira segue o modelo da equação 3.2. A variável dependente utilizada é o fluxo de investimento estrangeiro ponderado pelo PIB. Observa-se que o teste de normalidade do modelo irrestrito (General Unrestricted Model - GUM) não aceita a hipótese nula de que os resíduos seguem uma distribuição normal. Recorda-se que, diante de falhas no testes diagnósticos do GUM, caso o pesquisador, inadvertidamente, decida continuar, as chances de se chegar a um modelo final congruente são pequenas. Apesar dessa advertência, deu-se prosseguimento ao processo de redução do modelo. O modelo não apresenta problemas de especificação, de heterocedasticidade e de não normalidade dos resíduos, de acordo com os testes diagnósticos, nem problema de endogeneidade de acordo com a tabela A.15 do anexo A.

Eq. 3.3

$$\begin{aligned}
 FLIEC = & \delta_1 + \delta_2 VCAM + \delta_3 VCAM_{t-1} + \delta_4 RCAM_{t-1} + \delta_5 RMSCI \\
 & + \delta_6 RMSCI_{t-1} + \delta_7 VRP_{t-1} + \delta_8 VUSI + \delta_9 DPDJ \\
 & + \delta_{10} DUMCRISE + \varepsilon_{FLIEC,t}
 \end{aligned}$$

Tabela 3.7 – Estimação da equação 3.3 por Mínimos Quadrados Ordinários

Variável dependente: FLIEC

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	2.78	0.340	8.19	0.00
VCAM	-0.24	0.047	-5.12	0.00
VCAM _{t-1}	0.04	0.022	2.19	0.03
RCAM _{t-1}	-1.66	0.350	-4.76	0.00
RMSCI	0.07	0.025	2.72	0.00
RMSCI _{t-1}	0.09	0.021	4.62	0.00
VRP _{t-1}	0.02	0.005	-4.19	0.00
VUSI	-0.04	0.009	-4.76	0.00
DPDJ	-0.17	0.055	-3.15	0.00
DUMCRISE	-3.57	0.67	-5.28	0.00
Jarque-Bera	0.31			0.85
Breusch-Godfrey(1)	0.42			0.51
Breusch-Godfrey(2)	0.25			0.77
Teste ARCH (1)	0.92			0.34
Teste Reset (2)	0.80			0.45
White	0.80			0.67
White (cross terms)	1.30			0.40
R ²	0.79		Akaike	3.37
R ² ajustado	0.75		Schwarz	3.72
Durbin-Watson	1.77		Obs	58

Todas as variáveis representativas dos *pull-factors* e atinentes ao lado real da economia foram descartadas no processo de redução do GUM.. *A priori*, apenas a relação entre o risco e o retorno constitui-se como parâmetro de tomada de decisão do investidor. A variação da taxa de câmbio pode ser considerada como um *pull-factor* associado ao risco de se investir no país e a operações de recomposição de portfólio. Embora as variáveis que representam o crescimento do PIB, a inflação, a taxa de juros e o saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB não façam parte do modelo final, é provável que o investidor se valha das expectativas em relação ao comportamento dessas variáveis no momento de compra e venda de ativos. Portanto, a decisão do investidor é baseada em expectativas do que vai acontecer e não em relação ao que já aconteceu ou está acontecendo, sinalizando que o mercado é eficiente.

As informações passadas e atuais já foram precificadas pelos agentes do mercado.

Os retornos do mercado mundial influenciam a decisão do investidor externo. A variação positiva de 1% no retorno do *MSCI Index* tem, como efeito líquido, o aumento total, entre corrente e defasado, de 0.16% na razão entre o fluxo de IEC e o PIB. Há, portanto, uma busca por retornos mais altos em mercados de maiores riscos, além da diversificação do portfólio, em face do aumento do retorno do mercado de ações mundial (resultado compatível com a análise de BAEK (2006)). O efeito da variação de 1% da taxa de juros americana sobre a razão entre o fluxo de IEC e o PIB é negativo em 0.04%. Portanto, conforme a análise de Calvo (1996), Fernandez-Arias (1996), Taylor e Sarno (1997) e Baek (2006), a taxa de juros americana influencia negativamente os fluxos de IEC para os países emergentes.

O diferencial de juros é também um importante parâmetro de decisão para o investidor externo. O aumento em 1% dos desvios da PDJ, contemporânea, provoca a queda de 0.17% na razão entre o fluxo de IEC e PIB. Os aumentos dos desvios da PDJ, possivelmente aliados à expectativa de aumentos futuros, têm como efeito a recomposição de portfólio dos agentes: retiram seus investimentos em títulos de renda fixa pré-fixados, optando, então, por títulos pós-fixados ou ações para a composição de suas carteiras (HOLLAND e VERÍSSIMO, 2004; DE SANTIS, 2009). Além disso, o aumento dos desvios da PDJ pode estar associado ao aumento do risco de *default* dos títulos públicos. Dessa forma, devido ao aumento do risco, o investidor desfaz-se de suas posições nesse tipo de ativo. As variáveis representativas dos retornos do mercado acionário e do mercado de títulos de renda fixa, RIBOV e SEL, respectivamente, foram eliminadas no processo de redução. Observa-se, assim, a inexistência de um movimento de “caça aos retornos”.

Os riscos associados ao investimento estrangeiro em carteira, particularmente o risco cambial e a variação do risco país, modificam o fluxo de IEC. O aumento de 1% do risco cambial defasado em um trimestre reduz a razão entre o fluxo de IEC e o PIB em 1.66 % (resultado compatível com a análise de BAEK (2006)). A variação positiva do risco país defasada em um período gera o ingresso do investidor no mercado brasileiro. A variação de 1% no risco país implica o aumento de 0.02% na razão entre o fluxo de IEC e PIB. Esse resultado sugere que as expectativas de crescimento da taxa de juros, devido ao próprio aumento do risco país, induzem o investidor externo a aplicar no mercado de títulos pós-fixado. Supõe-se também que quando o risco país é alto, a

liquidação da dívida externa torna-se mais cara, pois, caso contrário, não se acha comprador para os títulos da dívida.

A variação cambial tem um efeito ambíguo sobre a razão entre o fluxo de IEC e o PIB. O aumento de 1% da variação cambial defasada em um semestre eleva a razão fluxo de IEC/PIB em 0.04%. Têm-se, então, duas hipóteses para explicar a associação positiva entre a desvalorização cambial e o fluxo de IEC: a desvalorização da moeda torna as ações e os títulos de renda fixa mais baratos para o investidor estrangeiro ou gera um efeito positivo sobre o nível de atividade e sobre o fluxo de caixa das empresas e do governo, o que, por um lado, aumentaria o valor presente das empresas e, por outro, melhora a capacidade do governo honrar seus compromissos (PHYLAKTIS e RAVAZZOLO, 2005); ou a apreciação da taxa de câmbio faz com o que o investidor recomponha seu portfólio de modo a proteger suas aplicações da variação cambial (HAU e REI, 2004). Já o aumento de 1% da variação cambial contemporânea, por sua vez, reduz o fluxo de IEC/PIB em 0.24%. Sugere-se, então, que a depreciação da taxa de câmbio pode estar relacionada com o aumento do risco país ou com a queda dos retornos. O investidor externo sai do mercado quando as expectativas em relação aos fundamentos macroeconômicos se deterioram. Nessa linha de análise, Reis et al (2010) mostram que a variação da taxa de câmbio é negativamente relacionada com os retornos do Ibovespa. Moreira *et al* (2010) expõem que a pressão sobre a taxa de câmbio e ataques especulativos contra a moeda brasileira, durante o período de ancoragem da taxa de câmbio, resultaram em desequilíbrios nos fundamentos macroeconômicos. Leme e Teles (2009) concluem que o risco país reflete tanto características dos fundamentos macroeconômicos, quanto sentimentos do mercado. De acordo com a equação² estimada pelos autores, o risco país é determinado endogenamente pela política fiscal do país. A probabilidade de *default* da dívida pública está relacionada, dentre outros fatores, à taxa de câmbio que, por sua vez, é determinada pela relação entre o fluxo de capital, a própria taxa de câmbio e o superávit comercial. Se o fluxo de capital declina, a taxa de câmbio deve depreciar de forma a gerar o superávit comercial necessário para compensar o déficit na conta de capital.

A variação do estoque de IEC em razão do PIB e as defasagens do fluxo de investimento estrangeiro em carteira também foram descartadas no processo de redução do modelo. Infere-se, portanto, que não há ajuste de estoque, por parte do investidor externo, em face de mudanças

² Para mais detalhes sobre a equação do risco país ver Blanchard (2005).

tanto de fatores da economia doméstica quanto mundial. O investidor ajusta apenas seus fluxos de investimento (FERNANDEZ-ARIAS, 1996). Os fluxos de IEC também não são autocorrelacionados. O ingresso de recursos contemporâneo não necessariamente está associado com o ingresso de recursos do trimestre passado.

Por último, as crises do período foram significativas. O período de crises em conjunto foi responsável pela queda em 3.57% da razão fluxo de IEC/PIB. Em momentos de crise, o investidor provavelmente aloca seus recursos em mercados mais seguros, de modo a minimizar os riscos envolvidos nas aplicações em países emergentes. A mudança de câmbio administrado para flutuante não foi significativa. Possivelmente, o risco cambial e a própria variação do câmbio podem estar captando o efeito da mudança de regime, pois, sob uma política monetária com câmbio flutuante, a taxa de juros tende a oscilar menos, ao passo que a taxa de câmbio varia mais.

De modo alternativo, estimou-se o modelo irrestrito, tendo como variável dependente o fluxo de investimento estrangeiro em carteira, deflacionado pelo CPI. Os testes diagnósticos asseguram que o modelo está corretamente especificado, e que os resíduos se assemelham a um ruído branco. O teste de exogeneidade exige o modelo de qualquer problema relacionado ao viés de endogeneidade (vide tabela A.16 do anexo A). A equação 3.4 reproduz o modelo final e a tabela 3.8 sintetiza os resultados.

Eq. 3.4

$$\begin{aligned}
 FLIECD = & \zeta_1 + \zeta_2 VCAM + \zeta_3 VCAM_{t-1} + \zeta_4 RCAM_{t-1} + \zeta_5 INF_{t-1} \\
 & + \zeta_6 RMSCI + \zeta_7 RMSCI_{t-1} + \zeta_8 RMSCI_{t-2} \\
 & + \zeta_9 VRP_{t-1} + \zeta_{10} VRP_{t-2} + \zeta_{11} VUSI_{t-1} + \zeta_{12} VUSI_{t-2} \\
 & + \zeta_{13} SEL + \zeta_{14} RIBOV + \zeta_{15} RIBOV_{t-2} + \zeta_{16} DPDJ \\
 & + \zeta_{17} DPDJ_{t-1} + \zeta_{18} VEST + \zeta_{19} VEST_{t-1} \\
 & + \zeta_{20} FLIECD_{t-1} + \varepsilon_{FLIECD,t}
 \end{aligned}$$

Tabela 3.8 – Estimação da equação 3.4 por Mínimos Quadrados Ordinários

Variável dependente: FLIECD

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	9662.41	2330.94	4.14	0.00
VCAM	-846.68	124.70	-6.78	0.00
VCAM _{t-1}	395.54	150.27	2.63	0.01
RCAM _{t-1}	-3174.54	1317.85	-2.40	0.02
INF _{t-1}	610.80	479.37	1.27	0.21
RMSCI	548.83	103.02	5.32	0.00
RMSCI _{t-1}	228.66	79.45	2.87	0.00
RMSCI _{t-2}	-295.22	115.62	-2.55	0.01
VRP _{t-1}	91.49	18.22	5.01	0.00
VRP _{t-2}	32.52	16.74	1.94	0.06
VUSI _{t-1}	-90.52	40.04	-2.26	0.02
VUSI _{t-2}	71.88	36.09	1.99	0.05
SEL	-393.56	112.93	-3.48	0.00
RIBOV	-82.65	42.00	-1.96	0.05
RIBOV _{t-2}	114.72	40.23	2.85	0.00
DPDJ	-596.89	167.03	-3.57	0.00
DPDJ _{t-1}	228.37	156.95	1.45	0.15
VEST	341.28	59.14	5.77	0.00
VEST _{t-1}	-215.07	57.71	-3.72	0.00
FLIECD _{t-1}	0.62	0.11	5.31	0.00
Jarque-Bera	3.85			0.14
Breusch-Godfrey(2)	0.13			0.87
Teste ARCH (1)	0.82			0.36
Teste Reset (2)	2.92			0.06
White	0.46			0.97
R ²	0.89		Akaike	19.04
R ² ajustado	0.84		Schwarz	19.76
Durbin-Watson	1.90		Obs	56

Os desvios da PDJ defasados em um trimestre e a inflação defasada em um trimestre foram mantidos no modelo final apesar de não serem significativos. Qualquer caminho de redução que se adote a partir desse modelo resulta em falhas nos testes diagnósticos. A principal diferença desse modelo em relação ao modelo da equação 3.3 é a manutenção de variáveis que retratam os retornos do mercado acionário brasileiro.

ro, a variação do estoque de investimento em carteira em função do PIB e o próprio fluxo defasado de investimento estrangeiro em carteira.

O aumento de 1% do retorno do Ibovespa defasado em um semestre aumenta em 114 milhões de dólares o fluxo de IEC. Percebe-se, dessa forma, um movimento de “caça aos retornos” por parte do investidor externo, ingressando no mercado quando percebe uma tendência de alta. No entanto, o aumento contemporâneo em 1% do retorno do Ibovespa reduz o fluxo de IEC em 82 milhões de dólares. Existem duas possibilidades para explicar essa relação: o investidor reequilibraria seu portfólio, repatriando seus recursos com a venda de ações vencedoras (HAU e REI, 2004) ou reaplicando-os em outros mercados ou em outros ativos; ou aumentos do Ibovespa forçam uma saída do investidor no mercado de renda fixa brasileiro, induzindo o investidor externo a retirar suas aplicações em títulos de renda fixa para aplicá-los, em momento oportuno, no mercado de ações brasileiro. Essa segunda hipótese será discutida novamente quando forem estimados os modelos para investimento estrangeiro em ações e em renda fixa. Por ora, recorda-se que a participação relativa média do investimento estrangeiro em renda fixa é 1.5 superior à participação relativa média do investimento estrangeiro em ações.

A variação do estoque de IEC em razão do PIB contemporânea oscila positivamente com o fluxo de IEC, ao passo que a variação defasada oscila negativamente. Os fluxos de IEC precedem o estoque, indicando que os fluxos antecipam outros fatores que influenciam o estoque ou ainda que os fluxos sejam autocorrelacionados (FROOT *et al*, 2001). Sendo assim, é natural que aumentos do estoque contemporâneo estejam associados a aumentos dos fluxos. O efeito das defasagens do estoque, por sua vez, é inversamente relacionado aos fluxos de IEC. A diferença, nesse caso, é que o aumento do estoque de IEC no trimestre anterior faz com que o investidor externo retire seus recursos no mercado brasileiro. Haveria, possivelmente, uma sobre-reação do investidor em um primeiro momento, que, em seguida, seria ajustada através da retirada de seus recursos aplicados no mercado brasileiro. Esse comportamento é também compatível com a preferência pela diversificação de portfólio, indicando a tendência do investidor não aumentar sistematicamente seu estoque de investimento no mercado brasileiro.

O fluxo defasado do investimento estrangeiro em carteira também foi significativo. O aumento de 1% no fluxo de IEC defasado está associado com o ingresso de 620 mil dólares. Corroborar-se, assim, a tese de persistência dos fluxos (FROOT *et al*, 2001).

Há ainda outra diferença entre os resultados do modelo da equação 3.3 e 3.4. A taxa Selic não está no conjunto de variáveis explicativas do primeiro modelo. De acordo com os resultados da tabela 3.8, o aumento contemporâneo da taxa Selic reduz o fluxo de IEC em 393 milhões de dólares. Supõe-se que aumentos da taxa Selic tenham efeito similar aos aumentos dos desvios da PDJ. Em face de aumentos da taxa de juros brasileira, o investidor externo recompõe seu portfólio, retirando recursos de títulos pré-fixados e realocando-os em títulos pós-fixados. Pressupõe-se também que o aumento da taxa Selic tenha impacto negativo no investimento estrangeiro em ações, pois diminuem o ritmo de crescimento da economia, e, por conseguinte, a capacidade das empresas gerarem lucros. Além disso, aumentos da taxa Selic sinalizam o aumento do risco de investimento no mercado brasileiro e, conseqüentemente, diminuem o fluxo de IEC.

3.4.2. Modelo para investimento estrangeiro em renda fixa

Os modelos estimados são idênticos aos modelos estimados para o investimento estrangeiro em carteira. As alterações são somente na variável dependente e na variável do estoque de investimento em razão do PIB. As variáveis dependentes utilizadas são o investimento estrangeiro em renda fixa em razão do PIB e o investimento estrangeiro em renda fixa deflacionado pelo CPI. A variável de estoque refere-se somente ao estoque de IERF.

O método de redução seguiu os mesmos passos mencionados na estimação do modelo de investimento estrangeiro em carteira. O modelo final está representado na equação abaixo. Junto com a equação, reproduzem-se os resultados da estimação. A estatística-F é reportada para os testes diagnósticos. Tais testes asseguram que os resíduos são bem comportados. O teste RESET garante que o modelo está especificado de forma correta e os testes de exogeneidade (vide tabela A.17 do anexo A) atestam que o modelo não tem viés de endogeneidade.

Eq. 3. 5

$$\begin{aligned}
 FLIERF = & \vartheta_1 + \vartheta_2 VCAM + \vartheta_3 VCAM_{t-1} + \vartheta_4 CPIB + \vartheta_5 INF \\
 & + \vartheta_6 RCAM_{t-1} + \vartheta_7 VRP + \vartheta_8 VRP_{t-2} \\
 & + \vartheta_9 VUSI_{t-1} + \vartheta_{10} VUSI_{t-2} + \vartheta_{11} DPDJ \\
 & + \vartheta_{12} VESTRF + \vartheta_{13} VESTRF_{t-1} + \varepsilon_{FLIERF,t}
 \end{aligned}$$

Tabela 3.9 – Estimação da equação 3.5 por Mínimos Quadrados Ordinários

Variável dependente: FLIERF

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	1.55	0.430	3.60	0.00
VCAM	-0.22	0.032	-6.83	0.00
VCAM _{t-1}	0.05	0.026	2.07	0.04
CPIB	0.37	0.168	2.19	0.03
INF	-0.29	0.156	-1.85	0.07
RCAM _{t-1}	-1.22	0.408	-2.99	0.00
VRP	-0.01	0.004	-3.76	0.00
VRP _{t-2}	0.01	0.004	2.98	0.00
VUSI _{t-1}	-0.04	0.013	-3.03	0.00
VUSI _{t-2}	0.02	0.012	2.02	0.04
DPDJ	-0.09	0.037	-2.43	0.01
VESTRF	0.13	0.023	5.67	0.00
VESTRF _{t-1}	-0.07	0.01	-4.06	0.00
Jarque-Bera	1.79			0.40
Breusch-Godfrey(2)	2.53			0.09
Teste ARCH (1)	0.04			0.83
Teste Reset (2)	1.72			0.19
White	0.74			0.76
R ²	0.74		Akaike	3.23
R ² ajustado	0.66		Schwarz	3.70
Durbin-Watson	2.05		Obs	56

Todas as variáveis atinentes ao lado real da economia e associadas aos *pull-factors*, menos a variável VBCC, permaneceram no modelo final. O crescimento real de 1% do PIB aumenta em 0.37% a razão fluxo de IERF/PIB, indicando que a percepção de melhora na capacidade do governo e das empresas saldar suas dívidas atrai o investidor externo. O aumento da inflação em 1% reduz a razão fluxo de IERF/PIB em 0.29%. Dessa forma, a instabilidade do ambiente macroeconômico doméstico afasta o investidor. Além disso, a queda da taxa de juros real diminui a atratividade dos títulos públicos pré-fixados.

O retorno do mercado de ações mundial – RMSCI – foi descartado no processo de redução do GUM. Aumentos no retorno do *MSCI Index* parecem não afetar a decisão do investidor em ingressar no mer-

cado brasileiro de renda fixa. Há, possivelmente, um descolamento entre a decisão de investir em ações (RMSCI) e a decisão de investir em títulos públicos e privados. O efeito líquido do aumento defasado da taxa de juros americana é negativo. O acréscimo em 1% na variação da taxa de juros americana diminui em 0.02% a razão entre o fluxo de IERF e o PIB. Demonstra-se, então, que o investidor opta por investir em mercados mais seguros quando eles oferecem retornos mais atrativos (CALVO, 1996; FERNANDEZ-ARIAS, 1996; TAYLOR e SARNO, 1997).

O aumento em 1% dos desvios da DPDJ também reduz em 0.09% a razão fluxo de IERF/PIB. Esse resultado corrobora a tese de recomposição de portfólio quando os desvios da PDJ aumentam. O investidor retira seus investimentos em títulos pré-fixados e realocam-nos, provavelmente, em títulos pós-fixados e ações (HOLLAND e VERÍSSIMO, 2004; DE SANTIS, 2009).

O aumento em 1% da variação do risco país induz à queda da razão entre os fluxos de IERF e o PIB em 0.01%. O aumento do risco país contemporâneo aumenta também a expectativa de *default* e, por isso, os agentes saem do mercado de renda fixa (HOLLAND e VERÍSSIMO, 2004; FRANZEN *et al*, 2009). Entretanto, o aumento defasado em 1% do risco país aumenta a razão entre os fluxos de IERF e o PIB em 0.01%, ou seja, o aumento do risco país defasado está associado ao ingresso de recursos no mercado de renda fixa, ao passo que o aumento contemporâneo está associado à saída de recursos. A explicação para esse fato seria que os aumentos defasados do risco país estariam relacionados às expectativas de aumentos na taxa de juros. Levando-se em conta que o retorno oferecido compensa o risco envolvido, o agente entraria no mercado (LEME e TELES, 2009). Outra hipótese seria a sobre-reação ou ajuste parcial do investidor quando o risco país aumenta. A reação inicial exagerada do investidor, quando o risco país aumenta, seria compensada com o ingresso de recursos em um segundo momento, ou ainda o investidor ajustaria parcialmente sua carteira, ingressando no mercado de renda fixa mesmo com o aumento do risco país.

O risco cambial defasado em um trimestre, por sua vez, afeta negativamente a razão fluxo de IERF/PIB. O aumento em 1% do risco cambial reduz em 1.22% a razão fluxo de IERF/PIB. Observa-se, então, que, mesmo no mercado de renda fixa, as oscilações do câmbio desestimulam a entrada do investidor externo.

O efeito da variação da taxa de câmbio real sobre a razão entre o fluxo de IERF e o PIB é semelhante ao efeito da variação da taxa de câmbio real sobre a razão entre o fluxo de IEC e o PIB (equação 3.3 e 3.4). Argumenta-se, portanto, que a desvalorização da taxa de câmbio

contemporânea reduz os fluxos de IERF tendo em vista sua relação positiva com o risco país. Já o efeito positivo da variação da taxa de câmbio defasada estaria associado ao barateamento dos títulos brasileiros ou mesmo à melhora da capacidade do governo saldar suas dívidas e das empresas honrarem seus compromissos (PHYLAKTIS e RAVAZZOLO, 2005), ou ainda à hipótese de recomposição de portfólio na qual o investidor repatria seus recursos quando a taxa de câmbio se aprecia (HAU e REI, 2004).

A influência da variação do estoque de investimento em renda fixa em razão do PIB contemporânea e defasada sobre a razão fluxo de IERF/PIB é similar à influência da variação do estoque de investimento em carteira em razão do PIB sobre a razão fluxo de IEC/PIB (equação 3.4). A partir da premissa que os fluxos antecedem o estoque, ou seja, não há estoque sem fluxo, infere-se que os fluxos antecipam outros fatores que influenciam o estoque. Há, assim, uma relação positiva contemporânea entre fluxo de IERF e estoque de IERF, pois a variação do estoque é justamente o fluxo de IERF descontado o rendimento. Em relação ao efeito negativo da variação do estoque de IERF/PIB sobre a razão do fluxo de IERF/PIB, reforça-se o argumento de sobre-reação do investidor em um momento inicial que, em seguida, ajusta suas posições retirando seus recursos do mercado de renda fixa.

As crises financeiras do período e a distinção entre o período de câmbio flutuante e câmbio administrado foram eliminadas no processo de redução. Atenta-se para a possibilidade que as próprias variáveis que compõem o modelo já estejam capturando os efeitos das crises, assim como as diferenças entre o período de câmbio administrado e de câmbio flutuante. Os fluxos de IERF em razão do PIB defasados, os retornos do Ibovespa e a variação da taxa Selic também foram descartados no processo de redução. Para testar a robustez dos resultados, foi estimado o modelo irrestrito tendo como variável dependente o fluxo de IERF deflacionado pelo CPI.

Em que pese o GUM tenha apresentado correlação serial e heterocedasticidade condicional dos resíduos, deu-se prosseguimento ao seu processo de redução. A equação 3.6 representa o modelo final. O modelo não tem problema de endogeneidade (vide tabela A.18 do anexo A), de especificação e seus resíduos assemelham-se a um ruído branco. Os testes diagnósticos e de endogeneidade validam essa afirmação. Os resultados são reportados na tabela 3.10.

Eq. 3. 6

$$\begin{aligned}
 FLIERFD = & \iota_1 + \iota_2 VCAM + \iota_3 CPIB + \iota_4 RCAM_{t-1} + \iota_5 RMSCI_{t-1} \\
 & + \iota_6 RMSCI_{t-2} + \iota_7 VRP + \iota_8 VRP_{t-2} + \iota_9 VUSI_{t-1} \\
 & + \iota_{10} RIBOV_{t-1} + \iota_{11} DPDJ + \iota_{12} DPDJ_{t-1} \\
 & + \iota_{13} VESTRF + \iota_{14} VESTRF_{t-1} + \delta_{15} FLIERFD_{t-2} \\
 & + \varepsilon_{FLIERFD,t}
 \end{aligned}$$

Tabela 3.10 – Estimação da equação 3.6 por Mínimos Quadrados Ordinários
Variável dependente: FLIERFD

Variáveis	Coefficiente	Erro- Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	3228.07	1222.77	2.63	0.01
VCAM	-592.35	85.58	-6.92	0.00
CPIB	1246.82	397.24	3.13	0.00
RCAM _{t-1}	-2752.07	831.54	-3.30	0.00
RMSCI _{t-1}	313.78	84.20	3.72	0.00
RMSCI _{t-2}	-126.13	54.17	-2.32	0.02
VRP	-38.04	12.09	-3.14	0.00
VRP _{t-2}	48.49	11.91	4.06	0.00
VUSI _{t-1}	-64.10	26.04	-2.46	0.01
RIBOV _{t-1}	-81.34	36.22	-2.24	0.03
DPDJ	-192.43	87.35	-2.20	0.03
DPDJ _{t-1}	-185.81	77.51	-2.39	0.02
VESTRF	327.91	51.73	6.33	0.00
VESTRF _{t-1}	-248.34	42.46	-5.84	0.00
FLIERFD _{t-2}	0.33	0.09	3.60	0.00
Jarque-Bera	0.98			0.61
Breusch-Godfrey(2)	0.99			0.37
Teste ARCH (1)	0.004			0.94
Teste Reset (2)	0.06			0.91
White	0.76			0.76
R ²	0.79		Akaike	18.74
R ² ajustado	0.72		Schwarz	19.28
Durbin-Watson	1.91		Obs	56

Existem algumas diferenças notáveis entre o modelo irrestrito em que a variável dependente é o fluxo de IERF ponderado pelo PIB e o GUM cuja variável dependente é o fluxo de IERF deflacionado pelo

CPI. Neste último, a inflação e a variação da taxa de câmbio real defasada não compõem o modelo final. Nesse sentido, presume-se que o aumento da inflação não afeta a disposição do investidor em ingressar no mercado de renda fixa e que o aumento da variação da taxa de câmbio defasada, ou seja, sua desvalorização, não implica a entrada de recursos devido ao barateamento dos títulos ou em virtude de melhora da solvabilidade do governo ou ainda a saída de recursos quando a taxa de câmbio se aprecia.

Além disso, os retornos defasados do mercado doméstico de ações (RIBOV) e de renda fixa (DPDJ) bem como o retorno defasado do mercado mundial de ações (RMSCI) permaneceram no modelo final. O aumento de 1% no retorno do mercado de ações brasileiro, no trimestre anterior, reduz o ingresso de fluxos de investimento estrangeiro em 81 milhões de dólares. Conjectura-se que o investidor externo retira parte de seus investimentos em renda fixa para aplicar no mercado acionário brasileiro. Os aumentos do Ibovespa seriam, então, um canal de recomposição de portfólio. No entanto, ao invés do investidor repatriar seus recursos, ele apenas altera o tipo de ativo no qual seu dinheiro está aplicado. Essa hipótese é respaldada pela influência negativa dos aumentos dos retornos do Ibovespa sobre o fluxo de investimento estrangeiro em carteira deflacionado pelo CPI (equação 3.4). O aumento de 1% dos desvios da PDJ defasado em um trimestre diminui em 185 milhões de dólares o ingresso de IERF. Pressupõe-se que, da mesma forma que o aumento dos desvios da PDJ contemporâneo leva à retirada de investimentos estrangeiro em títulos pré-fixados, os aumentos defasados desencadeiam o mesmo efeito. O aumento em 1% dos retornos do mercado mundial tem como efeito líquido a entrada de aproximadamente 200 milhões de dólares. Sustenta-se, assim, o pressuposto de que o investidor externo diversifica suas aplicações em face de retornos positivos do mercado de ações mundial.

Outra diferença importante entre os modelos é a presença do fluxo de IERF defasado no modelo final da equação 3.6. O aumento de 1% do fluxo de IERF defasado em um trimestre resulta no ingresso de 330 mil dólares. Apesar do baixo valor, sinaliza-se que os fluxos são autocorrelacionados (FROOT *et al*, 2001).

É importante lembrar que o investimento em renda fixa é dividido em títulos negociados dentro do país e títulos negociados fora do país. O impacto dos *push-factors* e dos *pull-factors*, e, sobretudo, do risco cambial e da variação cambial, devem ter efeitos diferentes na disposição do investidor em comprar títulos negociados fora do país ou dentro do país. Assume-se como premissa que os títulos negociados fora

do país são mais sensíveis aos *push-factors* e aos *pull-factors*, tendo em vista que os custos de transações são menores para o investidor externo. Além disso, os títulos negociados fora do país estão livres do risco cambial e da variação da taxa de câmbio, já que são denominados em moeda estrangeira. Sendo assim, tais variáveis não influenciariam a compra ou venda dos títulos brasileiros.

Quando se compara os resultados dos modelos de investimento estrangeiro (equação 3.3 e 3.4) com os resultados dos modelos de investimento estrangeiro em renda fixa (3.5 e 3.6), a principal diferença que se constata é a influência significativa do crescimento real do PIB e da inflação no segundo grupo de modelos e a presença da taxa Selic no primeiro conjunto de modelos. Existe a possibilidade do crescimento do PIB e a inflação serem importantes apenas para o investidor externo em renda fixa ou então que os investidores se valham das expectativas em relação a tais variáveis para o mercado acionário. Essa hipótese será confrontada com os resultados do modelo irrestrito de investimento estrangeiro em ações. Além disso, a taxa Selic influencia apenas o investimento estrangeiro em carteira. Intui-se, possivelmente, que a taxa Selic importa apenas para o investimento estrangeiro em ações, ao passo que para o investimento estrangeiro em renda fixa, o mais importante é o diferencial de juros.

3.4.3. Modelo para investimento estrangeiro em ações

A modelagem do investimento estrangeiro em ações seguiu o mesmo padrão de estimativas utilizadas para o investimento estrangeiro em carteira e para o investimento estrangeiro em renda fixa. As variáveis endógenas utilizadas foram o fluxo de investimento estrangeiro em ações ponderado pelo PIB e o fluxo de investimento estrangeiro em ações deflacionado pelo CPI. A equação 3.7 representa o modelo final estimado. Os testes diagnósticos e os testes de exogeneidade (vide tabela A.19 do anexo A) isentam o modelo de qualquer problema relacionado ao viés de endogeneidade, a erro de especificação e à heterocedasticidade e a não normalidade dos resíduos.

Eq. 3.7

$$\begin{aligned}
FLIEAC = & \xi_1 + \xi_2 VCAM_{t-1} + \xi_3 VBCC + \xi_4 VBCC_{t-1} + \xi_5 INF_{t-1} \\
& + \xi_6 RCAM + \xi_7 RMSCI + \xi_8 RMSCI_{t-1} \\
& + \xi_9 VRP_{t-1} + \xi_{10} VUSI + \xi_{11} SEL + \xi_{12} SEL_{t-2} \\
& + \xi_{13} RIBOV + \xi_{14} RIBOV_{t-1} + \xi_{15} DPDJ_{t-1} \\
& + \xi_{16} VESTAC + \xi_{17} VESTAC_{t-1} + \xi_{18} FLIEAC_{t-2} \\
& + \xi_{19} DUMCAM + \xi_{20} DUMCRISE + \varepsilon_{FLIEAC,t}
\end{aligned}$$

Tabela 3.11 – Estimação da equação 3.7 por Mínimos Quadrados Ordinários**Variável dependente: FLIEAC**

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	2.487	0.3553	7.00	0.00
VCAM _{t-1}	0.084	0.0215	3.91	0.00
VBCC	-0.005	0.0011	-4.67	0.00
VBCC _{t-1}	-0.003	0.0009	-3.20	0.00
INF _{t-1}	0.145	0.0824	1.76	0.08
RCAM	-0.586	0.2009	-2.91	0.00
RMSCI	0.071	0.0174	4.06	0.00
RMSCI _{t-1}	0.077	0.0163	4.76	0.00
VRP _{t-1}	0.010	0.0025	4.21	0.00
VUSI	-0.017	0.0046	-3.75	0.00
SEL	-0.099	0.0230	-4.32	0.00
SEL _{t-2}	-0.036	0.0155	-2.35	0.02
RIBOV	-0.035	0.0089	-3.92	0.00
RIBOV _{t-1}	-0.055	0.0102	-5.42	0.00
DPDJ _{t-1}	0.145	0.0316	4.58	0.00
VESTAC	0.045	0.0069	6.57	0.00
VESTAC _{t-1}	0.038	0.0068	5.52	0.00
FLIEAC _{t-2}	0.400	0.1073	3.72	0.00
DUMCAM	-0.786	0.3500	-2.24	0.03
DUMCRISE	0.459	0.4110	1.11	0.27
Jarque-Bera	0.61			0.73
Breusch-Godfrey(2)	1.36			0.12
Teste ARCH (1)	0.51			0.47
Teste Reset (2)	2.61			0.08
White	0.60			0.90
R ²	0.85		Akaike	1.69
R ² ajustado	0.77		Schwarz	2.41
Durbin-Watson	1.66		Observações	56

Em que pese a variável relativa às crises financeiras no período não seja significativa, ela foi mantida no modelo final. Reduções do modelo a partir dos resultados da tabela 3.11 implicam necessariamente a falha de algum teste diagnóstico. No que se refere às variáveis representativas do lado real da economia e associadas aos *pull-factors*, a variação do saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB e a inflação foram mantidas no modelo final. O aumento da variação do saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB diminui a razão fluxo de IEAC/PIB. Apesar de o impacto ser baixo, sinaliza-se que déficits em conta corrente influenciam o investimento estrangeiro em ações. O aumento de 1% da inflação do trimestre anterior aumenta em 0.14% a razão fluxo de IEAC/PIB. A relação positiva entre inflação e fluxo de investimento estrangeiro em ações pode estar relacionada com o efeito positivo das expectativas de crescimento do PIB sobre o fluxo de IEAC. É possível que os fluxos de IEAC anteriores tenham embutido a expectativa de crescimento do PIB. Em virtude das expectativas de crescimento do PIB, ter-se-ia então o efeito positivo da inflação, já que a inflação aumenta com o crescimento do PIB.

Os retornos do mercado de ações mundial aumentam a razão entre o fluxo de IEAC e PIB. O efeito líquido da variação positiva de 1% no RMSCI é de 0.14% na razão fluxo de IEAC/PIB. Dessa forma, o investidor externo expande seus investimentos para mercados mais ariscados quando o retorno do mercado mundial de ações aumenta. O aumento de 1% dos retornos do Ibovespa, por sua vez, tem efeito líquido negativo de 0.08% na razão fluxo de IEAC/PIB. A hipótese de “caça aos retornos” é, dessa forma, refutada. O movimento de recomposição de portfólio a partir da venda de ações vencedoras (HAU e REI, 2004) e a tese de reequilíbrio de portfólio (BEKAERT e HARVEY, 1998) são mais compatíveis com os resultados encontrados.

O aumento de 1% dos desvios da PDJ defasado em um trimestre gera o aumento em 0.14% na razão fluxo de IEAC/PIB. A correlação positiva em 70% entre o retorno do Ibovespa e os desvios da PDJ (vide tabela 3.3), aliada à saída do investidor do mercado de renda fixa quando o retorno do Ibovespa aumenta, reforça o argumento que os retornos do mercado de ações brasileiro funcionam como um canal de recomposição de portfólio. Quando os desvios da PDJ aumentam, o investidor retira seus recursos do mercado de renda fixa e aplica em ações, pressionando o seu preço. Quando os retornos do Ibovespa aumentam, o investidor externo sai do mercado de títulos públicos e privados e ingressa no mercado de ações. Dessa forma, o aumento dos desvios da PDJ faz com que o investidor externo retire suas aplicações em

títulos pré-fixados e investida em ações, assim como o aumento dos retornos do Ibovespa faz com que o investidor retire suas aplicações em títulos de renda fixa e investida em ações.

O aumento da taxa Selic contemporâneo e defasado tem efeito negativo sobre o fluxo de IEAC/PIB. Possivelmente, o investidor associa aumentos da taxa Selic à queda ou a diminuição do ritmo de crescimento econômico e ao aumento do risco do investimento. A variação positiva da taxa de juros americana também exerce influência negativa sobre a razão entre o fluxo de IEAC e o PIB (CALVO, 1996; FERNANDEZ-ARIAS, 1996; TAYLOR e SARNO, 1997).

O risco cambial tem impacto negativo sobre o fluxo de IEAC. O aumento de 1% do risco cambial reduz a razão entre o fluxo de IEAC e o PIB em 0.5%. Por outro lado, o aumento de 1% da variação do risco país aumenta em 0.01% a razão fluxo de IEAC/PIB. Uma explicação para esse resultado seria que o aumento do risco país está relacionado com a expectativa de aumento da taxa de juros. Diante da expectativa de aumento da taxa de juros, o investidor externo retiraria seus recursos do mercado de renda fixa pré-fixado e alocaria no mercado de ações. Holland e Veríssimo (2004), através da análise da função de impulso-resposta, mostram que um choque na variação do risco país tem, inicialmente, efeito positivo sobre o fluxo de investimento estrangeiro em ações. A justificativa para esse resultado seria que a dinâmica de funcionamento do mercado acionário está mais atrelada às especificidades desse mercado, não dependendo exclusivamente da avaliação das agências externas sobre o grau de risco envolvido nas aplicações em um determinado país.

A variação negativa (apreciação) em 1% da taxa de câmbio real reduz a razão fluxo de IEAC/PIB em 0.08%. Reitera-se, portanto, que o investidor não faz *hedge* completo de suas operações, retirando seus recursos do mercado acionário quando o câmbio se aprecia. A variação do estoque do fluxo de investimento estrangeiro em ações ponderado pelo PIB tem efeito positivo sobre a razão fluxo de IEAC/PIB em termos contemporâneos e defasados. Intuitivamente, o aumento do fluxo contemporâneo gera o aumento do estoque contemporâneo, indicando que o fluxo antecipa fatores que influenciam o estoque. O efeito positivo da variação do estoque defasado indica tanto que os fluxos são autocorrelacionados, como também que o investidor alcança suas posições de investimento de forma gradual, aumentando seu estoque de investimento em ações paulatinamente.

O aumento em 1% na razão entre o fluxo de IEAC e o PIB no semestre anterior está associado ao aumento de 0.4% contemporânea-

mente. Evidencia-se, então, a persistência dos fluxos no mercado acionário (FROOT *et al*, 2004). A *dummy* que diferencia o período de câmbio administrado do período de câmbio flutuante foi significativa. No período de câmbio administrado, o fluxo líquido de investimento estrangeiro foi menor. Tal resultado pode ser interpretado de duas formas: no período de câmbio administrado, 1995 a 1998, a economia brasileira enfrentou a crise asiática e da Rússia, a inflação, embora controlada, estava mais alta assim como a taxa de juros e o crescimento do PIB foi baixo. De 1999 em diante, o crescimento do PIB foi maior, a inflação e a taxa de juros mais baixa e os retornos do Ibovespa mais atrativos. Por isso, no período de câmbio administrado houve menor fluxo líquido de IEAC. Outra linha de explicação seria que com o câmbio flutuante, apesar do mercado ser mais arriscado, o investidor externo pode aumentar seus ganhos com a apreciação da taxa de câmbio. Além disso, Aggarwal (2002) mostra que o investidor prefere países com taxa de câmbio flutuante.

Observa-se, também, que o investimento estrangeiro em ações pode ocorrer tanto via compra de ações diretamente no mercado brasileiro, quanto através da compra de ações negociadas nas bolsas de valores de outros países, conhecidas como *Depositary Receipts*. Como essas ações estão livres do risco cambial e de variação da taxa de câmbio, presume-se que tais variáveis não influenciam a decisão de compra e venda dessas ações. Ademais, em virtude do custo de transação mais baixo para a alteração da carteira, supõe-se que os *pull-factors* e *push-factors* tenham maior influência sobre esse tipo de aplicação.

Alternativamente, buscou-se estimar o modelo geral para específico, tendo, como variável dependente, o investimento estrangeiro em ações deflacionado pelo CPI. O teste Reset do modelo irrestrito não aceitou a hipótese nula de que o modelo estava corretamente especificado. Mesmo assim, deu-se prosseguimento ao processo de eliminação das variáveis. Contudo, o teste Reset do modelo final mostra que sua especificação está incorreta. Além disso, os resíduos do modelo final são heterocedásticos. Os resultados da estimativa são dispostos no Anexo B, tabela B.1. As principais diferenças são a não inclusão da inflação, do risco cambial, do fluxo de investimento estrangeiro em ações defasado e das *dummies* no modelo final.

A comparação entre os resultados dos três conjuntos de modelos, que têm como ponto de partida o modelo irrestrito da equação 3.2, evidencia que os resultados para o investimento estrangeiro em carteira (equação 3.3 e 3.4) são uma mescla dos resultados para investimento estrangeiro em renda fixa (equação 3.5 e 3.6) e dos resultados para in-

vestimento estrangeiro em ações (equação 3.7). O efeito líquido da variação da taxa de juros americana e do risco cambial é negativo em todos os modelos, assim como a variação do risco país e o efeito líquido da variação do retorno do mercado de ações mundial é positivo nos três conjuntos de modelos. Demonstra-se, dessa maneira, que os *push-factors* (VUSI e RMSCI) exercem influência sobre o investimento estrangeiro. A associação positiva entre risco país e investimento estrangeiro pode estar associada à expectativa de aumento da taxa de juros ou ainda à sobre-reação e ajuste parcial do investidor externo. O fluxo de investimento estrangeiro defasado é associado positivamente com o fluxo contemporâneo nos três conjuntos de modelos também. Reitera-se, portanto, a autocorrelação entre os fluxos de investimento estrangeiro.

A variação da taxa de câmbio contemporânea tem efeito negativo para a conta de investimento estrangeiro em carteira e para a subconta de investimento estrangeiro em renda fixa. No entanto, a variação defasada da taxa de câmbio tem efeito positivo nos três conjuntos de modelos. Evidencia-se, assim, que existe uma associação positiva entre desvalorização cambial e aumento do risco país contemporâneo, ao passo que a apreciação da taxa de câmbio, defasada em um trimestre, pode ser um canal de recomposição de portfólio para o investidor externo, que não faz *hedge* completo de suas operações no mercado brasileiro. A desvalorização da taxa de câmbio defasada pode também indicar que o barateamento dos títulos e das ações brasileiras, aliado à melhora no fluxo de caixas das empresas e do governo, atraem o investidor.

A inflação defasada influencia positivamente o IEAC e a inflação contemporânea influencia negativamente o IERF. O saldo do balanço de conta corrente em razão do PIB aparece somente no modelo de IEAC e o crescimento do PIB aparece somente no modelo de IERF. Infere-se que os fluxos de investimento estrangeiro em ações reagem a déficits em conta corrente e que a melhor capacidade do governo saldar suas dívidas e das empresas gerarem lucros atrai o investidor externo tanto para o mercado de ações quanto para o mercado de renda fixa. Porém, no mercado de ações, a influência positiva da inflação estaria capturando o efeito positivo da expectativa de crescimento do PIB nos fluxos de investimentos precedentes. Percebe-se, então, que os *pull-factors* também desempenham um papel importante na atração do investidor externo.

Os aumentos da taxa Selic influenciam somente os modelos de investimento estrangeiro em carteira e investimento estrangeiro em ações. Intui-se, portanto, que o investidor relaciona aumentos da taxa Selic com diminuição do ritmo de crescimento do país, menor capacida-

de das empresas gerarem lucros e maiores riscos. Os desvios da PDJ têm efeito negativo sobre o mercado de renda fixa e positivo sobre o mercado de ações. Conclui-se, dessa forma, que o investidor retira suas aplicações de títulos pré-fixados e investe em ações. Os retornos do Ibovespa, por sua vez, têm efeito negativo tanto no mercado de ações, quanto no mercado de renda fixa. No entanto, no modelo de investimento estrangeiro em carteira cuja variável dependente é o fluxo de investimento estrangeiro em carteira deflacionado pelo CPI (equação 3.4), o retorno do Ibovespa defasado em um semestre tem efeito positivo sobre o fluxo de investimento estrangeiro em carteira. A princípio, conjectura-se que o investidor externo desfaz-se de suas ações vencedoras de forma a reequilibrar seu portfólio e também se desfaz de suas aplicações em renda fixa para investir no mercado de ações brasileiro. A influência positiva do retorno do Ibovespa do semestre passado sinaliza um movimento de “caça aos retornos”. Porém, levando-se em conta que apenas a defasagem de um semestre dos retornos do Ibovespa foi significativa em um dos modelos para o investimento estrangeiro em carteira, caracterizar o ingresso do investidor externo no mercado brasileiro como um movimento de “caça aos retornos” seria inadequado. É mais plausível assumir que há uma sobre-reação do investidor quando os retornos aumentam, que seria ajustada, posteriormente, através do aumento de fluxos para o investimento em ações.

A variação do estoque de investimento estrangeiro ponderado pelo PIB é significativa em todos os modelos, sendo que sua variação contemporânea aumenta o fluxo de investimento estrangeiro. Conjectura-se, assim, que o fluxo precede o estoque antecipando fatores que o influenciam. A variação do estoque defasado do investimento estrangeiro em carteira e em renda fixa, em razão do PIB, tem efeito negativo sobre o fluxo de investimento. Possivelmente, há uma sobre-reação do investidor, em relação ao mercado de renda fixa, que seria ajustada posteriormente. Por outro lado, a variação do estoque de investimento em ações, ponderado pelo PIB, defasado, tem efeito positivo sobre a razão entre o fluxo de investimento estrangeiro de ações e o PIB, sugerindo que o investidor no mercado de ações alcança suas posições de investimento desejadas de modo gradual.

Por último, as crises financeiras do período foram significativas somente para o modelo de investimento estrangeiro em carteira cuja variável dependente é o fluxo de IEC em razão do PIB, e a distinção entre o período de câmbio flutuante e câmbio fixo foi significativa apenas para o modelo de investimento estrangeiro em ações. Pressupõe-se que outras variáveis do modelo como o risco cambial, a variação da taxa

de câmbio e a taxa de juros Selic, estejam captando a influência dessas *dummies* nos demais modelos. A associação negativa entre o fluxo de IEAC e o período de câmbio administrado, provavelmente deve-se à melhoria dos fundamentos macroeconômicos da economia brasileira no período de câmbio flutuante.

Ressalva-se que não há muitas observações para o número de coeficientes estimados. Resultados assintóticos, dessa forma, devem ser visto com cautela. Os diversos testes diagnósticos asseguram a robustez dos modelos estimados. Os testes de exogeneidade demonstram que não há viés de endogeneidade. Os modelos têm um alto poder explicativo, ressaltando a importância dos fatores internos à economia na atração de investimentos no período estudado e remetendo à alta correlação entre parte das variáveis explicativas.

4. CONCLUSÃO

Os modelos de investimento estrangeiro indicam que os *pull-factors* exercem uma influência dominante sobre o fluxo de investimento estrangeiro. O crescimento real do PIB aumenta o investimento em renda fixa e o investimento em ações. A relação positiva entre o aumento da inflação defasada e o aumento de fluxos de investimento em ações denota que os fluxos antecedentes já haviam incorporado a expectativa de crescimento do PIB. Os resultados mostram que o investimento estrangeiro em ações reage a déficits em conta corrente.

O investidor externo sai do mercado brasileiro quando a taxa de câmbio oscila muito. O risco cambial, junto com o crescimento real do PIB, são os fatores que mais impactam o fluxo de investimento estrangeiro. O ajustamento parcial ou ainda a sobre-reação do investidor externo podem explicar a associação positiva entre o risco país e o fluxo de investimento estrangeiro. Não obstante, admite-se que o aumento do risco país defasado pode sinalizar ganhos de rendimento futuro em títulos pós-fixados ou mesmo a opção de se desfazer de títulos pré-fixados e se investir em ações. O aumento do risco país contemporâneo reduz os fluxos de investimento estrangeiro.

Quando os retornos do mercado mundial de ações aumentam, o investidor diversifica seu portfólio e investe em ações e títulos brasileiros. Quando a taxa de juros americana aumenta, eles saem do mercado brasileiro. Demonstra-se, assim, que os *push-factors* são também considerados pelo investidor no momento de comprar e vender ativos brasileiros.

O aumento dos retornos do Ibovespa gera um movimento ambíguo do investidor externo: vende suas ações vencedoras para recompor seu portfólio e se desfaz de títulos públicos e privados para ingressar no mercado acionário brasileiro. Aumentos do diferencial de juros também levam o investidor externo a recompor seu portfólio. Retiram seus investimentos em títulos pré-fixados e os investem em ações ou títulos pós-fixados. A taxa Selic não é tida como um referencial de retorno para o investidor externo em renda fixa. O diferencial de juros é o mais importante. Aumentos da taxa Selic são associados à queda dos lucros das empresas e ao aumento do risco do investimento. Quando a taxa Selic aumenta, o investidor sai do mercado brasileiro. A hipótese de “caça aos retornos” ou “*return chasing*” é descartada, reforçando a hipótese de reequilíbrio de portfólio.

O investidor não altera apenas seus fluxos de investimento em face de mudanças na economia mundial ou brasileira, ele também altera seu estoque. A associação negativa entre a variação do estoque em renda fixa do trimestre antecedente e o fluxo de investimento pode ser creditada à sobre-reação ou ao ajuste parcial do investidor externo. A relação positiva entre a variação do estoque em ações do trimestre antecedente e o fluxo de investimento indica que o investidor alcança suas posições desejadas no mercado acionário de forma gradual. A persistência dos fluxos é observada tanto para o investimento em ações quanto em renda fixa.

A apreciação (desvalorização) da taxa de câmbio defasada induz a saída (entrada) do investidor externo. Os não-residentes compram títulos e ações brasileiras por estarem mais baratas ou por esperarem a melhora no fluxo de caixa das empresas e do governo ou ainda saem do mercado brasileiro quando o Real se aprecia por não fazerem *hedge* completo de suas operações. A taxa de câmbio é, dessa maneira, um canal de recomposição de portfólio.

Apesar da influência dos *push-factors* sobre o investidor externo, ratifica-se que os *pull-factors* são mais importantes para a tomada de decisão dos não residentes. O nível de influência dos *push-factors* e dos *pull-factors* nas subcontas de investimento estrangeiro em ações e em renda fixa são semelhantes. No entanto, os determinantes do investimento estrangeiro em renda fixa diferem, em parte, dos determinantes do investimento estrangeiro em ações. Dessa forma, inferências a partir da análise da conta de investimento estrangeiro em carteira podem induzir a conclusões pouco precisas, visto que renda variável e renda fixa são, em certa medida, ativos substitutos.

5. REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

AGGARWAL, R; KLAPPER, L; WYSOCKI, P. (2003). *Portfolio preferences of foreign institutional investors*. World Bank Policy Research Working Paper, nº 3101.

ALBUQUERQUE, R (2003). *The Composition of international capital flows: risk sharing through foreign direct investment*. Journal of International Economics 61, p.353-383.

BAEK, I. (2006). *Portfolio investment flows to Asia and Latin America: Pull, push or market sentiment?* Journal of Asian Economics 17, p. 363-373.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (2010). *Economia e Finanças / Séries Temporais*. Brasília: Banco Central do Brasil. <http://www.bcb.gov.br> [acesso em 2010].

BANCO MUNDIAL (2010). *Dados / Indicadores*. Washington, DC. Washington: Banco Mundial. <http://data.worldbank.org> [acesso em 2010].

BEKAERT, G; HARVEY, C.R; (1998). *Capital flow and the behavior of emerging market equity return*. NBER Working Paper, nº6669.

BLANCHARD, O. (2005). *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil, in Inflation Targeting, Debt, and the Brazilian Experience, 1999 to 2003*. MIT Press, Cambridge, p. 49–84.

BOHN, H; TESAR, L. (1996). *U.S. Equity Investment in Foreign Markets: Portfolio Rebalancing or Return Chasing?* The American Economic Review, vol. 86, No 2, p. 77-81.

BOLLERSLEV, T. (1986). *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*. Journal of Econometrics, vol. 31, p. 307-327.

BRENNAN, M.; CAO, H. (1997). *International Portfolio Investment Flows*. The Journal of Finance, vol.52, nº5, p.1851-1880.

CALVO, G. A; LEIDERMAN, L; REINHART, C. M. (1996). *Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 10, n° 2, p. 123- 139.

CAMPOS, J.; ERICSSON, N.R.; HENDRY, D.F. (2005). *General-to-specific modeling: an overview and selected bibliography*. International Finance Discussion Papers, n° 838. Board of governors of the Federal Reserve System.

COOPER, I.A; KAPLANIS, E. (1994). *Home bias in equity portfolios, inflation hedging, and international capital market equilibrium*. Review of Financial Studies. n° 7, p. 45-60.

CLAESSENS, S; CHUHAN, P.; MAMINGI, N. (1996). *Equity and bond flows to Latin America and Asia: The role of global and country factors*. Journal of Development Economics, vol.55, 439–463.

DE SANTIS, R.; LÜHRMANN, M. (2009). *On the determinants of net international portfolio flows: A global perspective*. Journal of International Money and Finance 28, p. 880-901.

EATON, J.; TURNOVSKY, S.J. (1983). *Covered Interest Parity, Uncovered Interest Parity and exchange rate dynamics*. Economic Journal, vol.93, n° 371, p. 555-575

ECONOMIC DATA – FRED (2010). *Dados Macroeconômicos*. <<http://research.stlouisfed.org> />. [Acesso em: 2010]

ENDERS, W. (2004), *Applied Econometric Time Series*, Quarta edição. Tuscaloosa, Editora Wiley.

ENGLE, R.; HENDRY, D. F.; RICHARD, J-F. (1983). *Exogeneity*. Econometrica, vol. 51, n° 2, p. 277-304.

ENGLE, R.; LILIEN, D.; ROBINS, R. (1987). *Estimating timing varying risk premia in the Term Structure. The ARCH-M model*. Econometrica, vol. 55, n° 2, p. 391-407.

ELLERY JÚNIOR, R.; TEIXEIRA, J; SACHSIDA, A. (1999). *Diferencial de juros de taxa de câmbio no Brasil*. Instituto de Pesquisa Econômica e Aplicada. Texto para discussão n° 662.

ENGLE, R.F. (1982). *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the variance of United Kingdom inflation*. *Econometrica*, vol.50, n^o.4, p. 987-1007.

ERRUNZA, V. (2001). *Foreign portfolio equity investments, financial liberalization, and economic development*. *Review of International Economics* 9(4), p.703-726.

FANG, W; MILLER, S. M. (2002). *Dynamic effects of currency depreciation on stock market returns during the Asian financial crisis*. University of Connecticut Department of Economics Working Paper Series, 2002-31.

FERNANDEZ-ARIAS, E. (1996) *The new wave of private capital inflows: push or pull?* *Journal of Development Economics*, v. 48, n^o. 2, p. 389-418.

FRANZEN, A; MEURER, R.; SEABRA, F; GONÇALVES, C. (2009). *Determinantes do fluxo de investimento de portfólio para o mercado acionário brasileiro*. *Revista de Estudos Econômicos*, v. 39, n^o 2, São Paulo – abr/jun 2009.

FRENCH, K.R; POTERBA, J.M. (1991). *Investor diversification and international equity markets*. *American Economic Review*, vol.81, n^o 2, p.222-226.

FROOT, K. A.; O'CONNELL, P. G. J.; SEASHOLES, M. (2001). *The portfolio flows of international investors*. *Journal of Financial Economics*, vol. 59, n^o 2, p. 151-193.

HAU, H.; REY, H. (2004). *Can portfolio rebalancing explain the dynamics of equity returns, equity flows and exchange rates?* NBER Working Paper, n^o 10476, p. 1-17.

HOLLAND, M.; VERÍSSIMO, M. (2004). *Liberalização da conta de capital e fluxos de portfólio para o Brasil no período 1995-2002*. XX-XII Encontro nacional da ANPEC. 2004. Disponível em: <<http://www.anpec.org.br/encontro2004/artigos/A04A069.pdf>>. [Acesso em: 2009]

HOOVER, K.D.; PEREZ, S.J. (1999). *Data mining reconsidered: encompassing and the general-to-specific approach to specification search*. *Econometrics Journal*, vol.2, p. 167-191.

HOTI, S. (2004) *An empirical evaluation of international capital flows for developing countries*. *Mathematics and computers in simulation*, v. 64, p. 143-160.

IBGE (2010). *Dados Macroeconômicos 2010*. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/>>. [Acesso em: 2010]

IPEADATA (2010). *Dados Macroeconômicos. 2010*. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/>>. [Acesso em: 2010]

INGERSOLL JR, J.E.; ROSS, S.A. (1992). *Waiting to invest: investment and uncertainty*. *Journal of Business*, vol. 65, n^o. 1, p.1-29, 1992.

KIM, Y. (2000). *Causes of capital flows in developing countries*. *Journal of International Money and Finance* 19, p. 235–253.

KIM, B. (2005). *Are current accounts of Asian economies mean-reverting?: Nonlinear unit root test approach*. *Journal of International Economic Studies*, vol.9, n^o 2.

KROLZIG, H.; HENDRY, D. (2001). *Computer automation of general-to-specific model selection procedures*. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 25, p. 831-866.

LA PORTA, R; LOPEZ-DE-SILANES, F; SHLEIFER; A. (1997) *Legal determinants of external finance*, *Journal of Finance* 52, p. 1131-1150.

LA PORTA, R; LOPEZ-DE-SILANES, F; SHLEIFER; A. (1999) *Corporate ownership around the world*, *Journal of Finance* 54, p.471-518.

MEURER, R.(2006). *Fluxo de capital estrangeiro e desempenho do IBOVESPA*. *Revista Brasileira de Finanças*, vol.4, n^o 1, p.345-361.

MOREIRA, T.B.S.; PINTO, M.B.P.; SOARES, F.A.R. (2010). *An alternative methodology for testing currency crises resulting from imbalances in macroeconomic Fundamentals*. *Applied Financial Economics*, 20:13, p. 1051-1056.

MUNHOZ, V.C.V; LIBÂNIO, G.(2009). *Volatilidade dos fluxos financeiros e fuga de capitais: uma análise exploratória da vulnerabilidade externa no Brasil*. Texto para Discussão n° 371, Belo Horizonte, UFMG/CEDPLAR.

MSCI. (2010). *MSCI índices*. Disponível em <<http://www.mscibarra.com/>>. [Acesso em: 2010]

NAKANE, M. (1993). *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.

NG, A. (2000). *Volatility spillover effects from Japan and the US to the Pacific-Basin*. Journal of International Money and Finance, n° 2, p. 207-233.

NUNES, M; COSTA JR, N; 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.

OWEN, P.D. (2003). *General-to-specific modelling using PcGets*. Journal of Economic Surveys, vol.17, n°4.

PHYLAKTIS, K.; RAVAZZOLO, F. (2005). *Stock prices and exchange rate dynamics*. Journal of International Money and Finance, vol.24, p.1031-1053.

RAZIN, A.; SADKA, E. (2002) *A Brazilian debt crisis*. NBER Working Paper series, n. 9160, p. 1-7.

REIS, L; MEURER, R; SILVA, E.S. (2010). *Stock returns and foreign investment in Brazil*. Applied Financial Economics, 20:17, p.1351-1361.

SOURIOUNIS, G. (2003). *Uncovering the Dynamic Links of Capital Flows and Exchange Rates*. Mimeo, London Business School.

TABAK, B. (2003). *The Random Walk Hypothesis and the Behavior of Foreign Capital Portfolio Flows: the Brazilian Stock Market Case*. Applied Financial Economics 13, 369–78.

TAYLOR, M; SARNO, L. (1997). *Capital flows to developing countries: Long- and short-term determinants*. The World Bank Economic Review, vol.11, n^o 3, p.451-470.

TELES, V.K.; LEME, M.C. (2010). *Fundamentals or market sentiment: what causes country risk?* Applied Economics, 42:20, p.2577-2585.

TESAR, L.L; WERNER, I. (1995). *Home bias and high turnover*. Journal of International Money & Finance, n^o 14, p.467-492.

VAL, V.; CORRÊA, V. (2009). *Volatilidade dos fluxo financeiros no Brasil: Uma análise empírica por meio do modelo ARCH*. Análise Econômica, UFRGS, vol. 52, p. 201-232.

U.S. CENSUS BUREAU. (2010). X-12 ARIMA-. Disponível em <http://www.census.gov/>. [Acesso em 2010]

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.

WU, J. (1999). *Mean reversion of the current account: evidence from the panel unit-root test*. Economic Letters, vol.66, p.215-222.

**ANEXO A – RESULTADO DAS ESTIMAÇÃO DAS EQUAÇÕES
MARGINAIS E DOS TESTES DE EXOGENEIDADE**

Tabela A.1 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente CPIB

Variáveis	Coefficiente	Erro- Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	2.48	0.46	5.34	0.00
CPIB _{t-4}	-0.38	0.11	-3.22	0.00
SEL	-0.07	0.02	-3.57	0.00
Jarque-Bera	22.46			0.00*
Breusch-Godfrey(1)	0.01			0.89
Breusch-Godfrey(2)	0.30			0.85
Teste ARCH (1)	0.54			0.45
Teste Reset (2)	1.29			0.52
R ²	0.26		Akaike	3.04
R ² ajustado	0.23		Schwarz	3.14
Durbin-Watson	2.00		Observações	56

Tabela A.2 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VBCC

Variáveis	Coefficiente	Erro- Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	2.81	10.63	0.26	0.79
RIBOV _{t-1}	1.45	0.44	3.29	0.00
Jarque-Bera	123.72			0.00*
Breusch-Godfrey(2)	1.70			0.42
Teste ARCH (1)	0.00			0.99
Teste Reset (2)	3.20			0.20
R ²	0.16		Akaike	11.60
R ² ajustado	0.14		Schwarz	11.67
Durbin-Watson	2.13		Observações	58

Tabela A.3 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VUSI

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	-2.69	1.94	-1.38	0.17
VUSI _{t-1}	0.53	0.13	3.89	0.00
VRP	-0.16	0.08	-1.82	0.07
e _{VUSI,t-4}	0.51	0.27	1.88	0.06
Jarque-Bera	5.95			0.05*
Breusch-Godfrey(1)	0.09			0.75
Breusch-Godfrey(2)	1.37			0.50
White	23.80			0.00
White (cross-terms)	36.99			0.00
Teste ARCH (1)	1.48			0.22
Teste Reset (2)	0.65			0.72
R ²	0.54		Akaike	8.20
R ² ajustado	0.51		Schwarz	8.35
Durbin-Watson	1.84		Observações	54

Tabela A.4 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente INF

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	0.776	0.234	3.31	0.00
INF _{t-1} ²	0.526	0.112	4.66	0.00
VRP _{t-3}	-0.006	0.003	-1.79	0.07
Jarque-Bera	56.93			0.00*
Breusch-Godfrey(1)	0.04			0.84
Breusch-Godfrey(2)	3.51			0.17
Teste ARCH (1)	0.07			0.77
Teste Reset (2)	1.42			0.49
R ²	0.29		Akaike	2.94
R ² ajustado	0.26		Schwarz	3.05
Durbin-Watson	1.92		Observações	57

Tabela A.5 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VCAM

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	2.06	1.23	1.67	0.10
RIBOV	-0.23	0.05	-4.52	0.00
Jarque-Bera	1194.23			0.00*
Breusch-Godfrey(2)	1.22			0.54
Teste ARCH (1)	0.01			0.89
Teste Reset (2)	2.13			0.34
R ²	0.26		Akaike	7.28
R ² ajustado	0.25		Schwarz	7.35
Durbin-Watson	2.13		Observações	59

Tabela A.6 – Estimação da Equação Marginal para a variável dependente VRP

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	4.11	4.67	0.88	0.38
VSEL	0.97	0.27	3.50	0.00
Jarque-Bera	303.35			0.00*
Breusch-Godfrey(2)	3.29			0.19
Teste ARCH (1)	0.03			0.85
Teste Reset (2)	0.76			0.68
R ²	0.17		Akaike	10.02
R ² ajustado	0.16		Schwarz	10.09
Durbin-Watson	2.24		Observações	59

Tabela A.7 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente RMSCI

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	3.383	1.244	2.71	0.00
DCAM	-15.338	5.137	-2.98	0.00
VUSI ² _{t-1}	-0.002	0.001	-1.62	0.10
Jarque-Bera	0.42			0.81
Breusch-Godfrey(2)	0.79			0.67
Teste ARCH (1)	0.50			0.47
Teste Reset (2)	0.58			0.74
R ²	0.16		Akaike	7.20
R ² ajustado	0.13		Schwarz	7.30
Durbin-Watson	1.76		Observações	58

Tabela A.8 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente RCAM

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	0.85	0.216	3.95	0.00
RCAM _{t-1}	0.35	0.120	2.92	0.00
SEL _{t-2}	-0.01	0.007	-2.34	0.02
Jarque-Bera	323.72			0.00*
Breusch-Godfrey(1)	0.72			0.39
Breusch-Godfrey(2)	0.83			0.65
Teste ARCH (1)	0.007			0.93
Teste Reset (2)	2.61			0.27
R ²	0.25		Akaike	1.83
R ² ajustado	0.23		Schwarz	1.93
Durbin-Watson	2.08		Observações	58

Tabela A.9 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente DPDJ

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	3.80	1.18	3.21	0.00
DPDJ _{t-8}	0.21	0.12	1.69	0.09
DCAM	-25.65	4.64	-5.52	0.00
Jarque-Bera	1.59			0.44
Breusch-Godfrey(1)	0.18			0.66
Breusch-Godfrey(2)	0.23			0.88
Teste ARCH (1)	0.03			0.85
Teste Reset (2)	2.30			0.31
R ²	0.41		Akaike	7.00
R ² ajustado	0.38		Schwarz	7.11
Durbin-Watson	1.88		Observações	52

Tabela A.10 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente RIBOV

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	5.40	2.95	1.82	0.07
RIBOV _{t-8}	0.28	0.13	2.18	0.03
VSEL _{t-2}	-0.37	0.18	-2.09	0.04
VRP	-0.31	0.07	-4.48	0.00
Jarque-Bera	0.23			0.88
Breusch-Godfrey(1)	0.57			0.44
Breusch-Godfrey(2)	1.38			0.49
Breusch-Godfrey(5)	8.87			0.11
Teste ARCH (1)	0.72			0.40
Teste Reset (2)	0.40			0.81
R ²	0.33		Akaike	8.93
R ² ajustado	0.29		Schwarz	9.08
Durbin-Watson	2.14		Observações	57

Tabela A.11 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VESTAC

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	11.39	2.95	3.85	0.00
VESTAC _{t-6}	-0.34	0.12	-2.90	0.00
DCAM	-31.59	11.18	-2.82	0.00
Jarque-Bera	1.04			0.59
Breusch-Godfrey(1)	1.35			0.24
Breusch-Godfrey(2)	1.38			0.49
Teste ARCH (1)	1.66			0.19
Teste Reset (2)	1.45			0.48
R ²	0.26		Akaike	8.75
R ² ajustado	0.23		Schwarz	8.54
Durbin-Watson	2.20		Observações	51

Tabela A.12 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VESTRF

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística z	Valor-p
Constante	-4.30	1.473	-2.91	0.00
VESTRF _{t-5}	0.21	0.066	3.18	0.00
DCAM	30.20	2.255	13.39	0.00
SEL ²	0.01	0.002	3.69	0.00
Equação da Variância				
Constante	17.05	13.53	1.26	0.20
$\varepsilon_{ESTRF,t-1}^2$	0.82	0.49	1.65	0.09
Jarque-Bera	0.81			0.66
R ²	0.58		Akaike	6.81
R ² ajustado	0.54		Schwarz	7.04
Durbin-Watson	1.69		Observações	52

Tabela A.13 – Estimação da Equação Marginal para a variável independente VEST

Variáveis	Coefficiente	Erro-Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	-11.24	2.49	-4.50	0.00
DCAM	13.51	4.89	2.76	0.00
SEL _{t-4}	0.75	0.09	7.73	0.00
Jarque-Bera	2.23			0.32
Breusch-Godfrey(1)	0.10			0.74
Breusch-Godfrey(2)	4.42			0.10
Teste ARCH (1)	1.84			0.17
Teste Reset (2)	0.33			0.84
R ²	0.55		Akaike	7,21
R ² ajustado	0.53		Schwarz	7.14

Tabela A.14 – Teste de Exogeneidade Fraca das equações marginais das variáveis VCAM, VBCC, RMSCI, INF, VUSI E RIBOV

Teste	Equação	Wald (Estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
$e_{VCAM,t} = 0$	RIBOV	0.86	(1, 47)	0.35
$e_{VBCC,t} = 0$	RIBOV	1.40	(1, 47)	0.23
$e_{RMSCI,t} = 0$	VUSI	0.14	(1, 49)	0.70
$e_{INF,t} = 0$	VRP	0.28	(1, 54)	0.59
$e_{VUSI,t} = 0$	VRP	0.06	(1, 51)	0.80
$e_{RIBOV,t} = 0$	VRP	0.00	(1, 41)	0.98

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

Tabela A.15 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis RCAM, RMSCI, DPDJ, VCAM, VUSI e VRP em relação à equação do modelo 3.3

Equação de acordo com a variável dependente	Wald (estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
RCAM	0.35	(1, 54)	0.55
RMSCI	0.01	(1, 54)	0.89
DPDJ	0.07	(1, 48)	0.78
VCAM	0.05	(1, 55)	0.82
VUSI	0.58	(1, 49)	0.44
VRP	0.00	(1, 55)	0.98

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

Tabela A.16 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis RCAM, RMSCI, DPDJ, VCAM, VUSI, VRP, INF, RIBOV e VEST em relação à equação do modelo 3.4

Equação de acordo com a variável dependente	Wald (estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
RCAM	0.17	(1, 52)	0.67
RMSCI	0.01	(1, 52)	0.88
DPDJ	0.05	(1, 48)	0.80
VCAM	0.00	(1, 53)	1.00
VUSI	0.00	(1, 49)	0.96
VRP	0.06	(1, 53)	0.79
INF	0.16	(1, 52)	0.68
RIBOV	0.00	(1, 47)	0.98
VEST	0.02	(1, 52)	0.88

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

Tabela A.17 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis CPIB, INF, RCAM, VCAM, VESTRF, VRP, VUSI e DPDJ em relação à equação do modelo 3.5

Equação de acordo com a variável dependente	Wald (estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
CPIB	0.03	(1, 52)	0.85
INF	0.29	(1, 52)	0.58
RCAM	0.02	(1, 52)	0.86
VCAM	0.02	(1, 53)	0.87
VESTRF	0.24	(1, 45)	0.61
VRP	0.25	(1, 53)	0.61
VUSI	0.28	(1, 49)	0.59
DPDJ	0.03	(1, 48)	0.85

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

Tabela A.18 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis CPIB, RCAM, VCAM, VESTRF, VRP, VUSI, DPDJ, RMSCI e RIBOV em relação à equação do modelo 3.6

Equação de acordo com a variável dependente	Wald (estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
CPIB	0.01	(1, 52)	0.90
RCAM	0.11	(1, 52)	0.73
VCAM	0.00	(1, 53)	0.92
VESTRF	0.07	(1, 45)	0.79
VRP	0.07	(1, 53)	0.78
VUSI	0.00	(1, 49)	0.97
DPDJ	0.40	(1, 48)	0.52
RMSCI	1.10	(1, 52)	0.29
RIBOV	0.03	(1, 47)	0.85

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

Tabela A.19 – Teste de Exogeneidade Fraca das variáveis INF, RCAM, RMSCI, VBCC, VCAM, VESTAC, VRP, VUSI, DPDJ e RIBOV em relação à equação do modelo 3.7

Equação de acordo com a variável dependente	Wald (estatística F)	(Parâmetros, observações)	Valor-p*
INF	0.37	(1, 52)	0.54
RCAM	0.00	(1, 52)	0.97
RMSCI	0.00	(1, 52)	0.95
VBCC	0.39	(1, 53)	0.53
VCAM	0.00	(1, 53)	0.95
VESTAC	0.02	(1, 47)	0.87
VRP	0.05	(1, 53)	0.80
VUSI	0.02	(1, 49)	0.88
DPDJ	0.00	(1, 48)	0.94
RIBOV	0.04	(1, 47)	0.82

*Nota: aceitação da hipótese nula a 5%

**ANEXO B – ESTIMAÇÃO DE MODELOS PARA O INVESTI-
MENTO ESTRANGEIRO EM AÇÕES**

**Tabela B.1 – Estimação do modelo geral irrestrito para o investi-
mento estrangeiro em ações por Mínimos Quadrados Ordinários**
Variável dependente: FLIEACD

Variáveis	Coefficiente	Erro- Padrão	Estatística t	Valor-p
Constante	8429.83	1383.03	5.81	0.00
VCAM _{t-1}	217.59	92.87	2.34	0.02
VBCC	-13.00	5.52	-2.35	0.02
VBCC _{t-1}	226.90	71.69	3.16	0.00
RMSCI	226.90	71.69	3.16	0.00
RMSCI _{t-1}	245.13	69.79	3.51	0.00
VRP _{t-1}	33.29	12.48	2.66	0.01
VUSI	-62.27	19.01	-3.27	0.00
SEL	-343.97	86.01	-3.99	0.00
SEL _{t-2}	-152.76	80.68	-1.89	0.06
RIBOV	-72.46	31.47	-2.30	0.02
RIBOV _{t-1}	-135.15	41.12	-3.28	0.00
DPDJ _{t-1}	406.95	130.36	3.12	0.00
VESTAC	103.85	25.28	4.10	0.00
VESTAC _{t-1}	85.03	27.92	3.04	0.00
VESTAC _{t-2}	51.86	16.44	3.15	0.00
Jarque-Bera	0.51			0.77
Breusch- Godfrey(2)	0.48			0.61
Teste ARCH (1)	1.49			0.22
Teste Reset (2)	11.58			0.00*
White	2.06			0.03*
R ²	0.74		Akaike	18.65
R ² ajustado	0.66		Schwarz	19.20
Durbin-Watson	1.61		Observações	55