

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL
FACULDADE DE ADMINISTRAÇÃO, CONTABILIDADE E ECONOMIA

MIRIAN DA SILVA MATOS

**INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM RENDA VARIÁVEL E TAXA DE CâMBIO:
RELAÇÕES NO PERÍODO 1999-2012 PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Porto Alegre

2013

MIRIAN DA SILVA MATOS

**INVESTIMENTO ESTRANGEIRO EM RENDA VARIÁVEL E TAXA DE CÂMBIO:
RELAÇÕES NO PERÍODO 1999-2012 PARA A ECONOMIA BRASILEIRA**

Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento, pelo Programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Orientador: Dr. Gustavo Inácio de Moraes

Porto Alegre

2013

Mirian da Silva Matos

“Investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio: relações no período 1999-2012 para a economia brasileira”

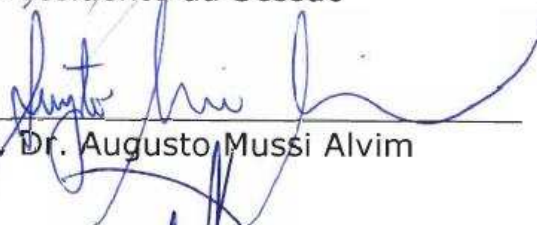
Dissertação apresentada como requisito parcial para a obtenção do grau de Mestre em Economia do Desenvolvimento, pelo Programa de Pós—Graduação em Economia, da Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, da Pontifícia Universidade Católica do Rio Grande do Sul.

Aprovado em 15 de março de 2013.

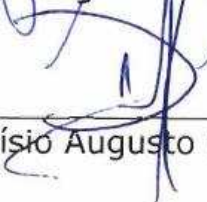
BANCA EXAMINADORA:



Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes
Presidente da Sessão



Prof. Dr. Augusto Mussi Alvim



Prof. Dr. Denísio Augusto Liberato Delfino

Porto Alegre
2013

M433i

Matos, Mírian da Silva

Investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio: relações no período 1999-2012 para a economia brasileira. / Mírian da Silva Matos. – Porto Alegre, 2013.

67 f.

Dissertação (Mestrado) Programa de Pós-Graduação em Economia – Faculdade de Administração, Contabilidade e Economia, PUCRS.

Orientador: Prof. Dr. Gustavo Inácio de Moraes

1. Economia - Brasil. 2. Investimentos Estrangeiros - Brasil. 3. Política Cambial - Brasil. 4. Taxa de Câmbio - Brasil. I. Moraes, Gustavo Inácio de. II. Título.

CDD 332.6730981

Bibliotecária Responsável: Anamaria Ferreira CRB 10/1494

A vida me ensinou a nunca desistir
Nem ganhar, nem perder, mas procurar evoluir.

Alexandre Magno Abrão (Chorão)

RESUMO

Os fluxos de capitais externos para investimento em carteira no Brasil tem se elevado nos últimos anos. Na década de 1990 o investimento estrangeiro foi predominantemente para renda fixa, e seu influxo exerceu influências sobre o câmbio. Na década seguinte este foi superado pelo investimento para renda variável. O objetivo deste trabalho é verificar se existe uma relação entre investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio, considerando as influências que exercem simultaneamente com Ibovespa e diferencial da taxa de juros. A análise compreende a mudança do regime cambial para flutuante em 1999 até 2012, subdividido em três períodos em que se identificou haver quebras de tendência.

A metodologia empregada foi a de Vetores Auto-Regressivos (VAR) por considerar todas as variáveis como endógenas, em função umas das outras sobre seus valores defasados. Os resultados para o VAR e o teste de causalidade de Granger apontam para uma relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio nos períodos de queda do Ibovespa, mas estes coeficientes ainda são inferiores aos do diferencial de taxa de juros.

Palavras-Chave: Investimento estrangeiro em carteira, variação cambial, Ibovespa, Brasil, vetor auto-regressivo.

ABSTRACT

Capital flows for portfolio investment in Brazil has risen in recent years. In the 1990s foreign investment was predominantly to fixed income, and this inflow has influenced exchange rate. In the next decade the fixed income flow was overcome by investment in equities. The objective of this study is verify if exist a relationship between foreign investment in equities and exchange rates, considering the simultaneous influences between these and Ibovespa with interest rate differential. This analysis comprises the shift to floating exchange rate regime in 1999 until 2012, divided into three periods in which were identified trend breaks.

The methodology employed is Vector Autoregressive (VAR) by considering all variables as endogenous, each depending on their lagged values. The results for VAR and Granger causality test indicate a causal relationship between equities and exchange rate in periods of devaluation of Ibovespa, but these coefficients remain lower than that of interest rate differential.

Keywords: Foreign portfolio investment, exchange rate variation, Ibovespa, Brazil, Vector autoregressive.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Gráfico 1 - Investimento Estrangeiro em Carteira no Brasil (US\$ milhões correntes).....	18
Gráfico 2 - Investimento Estrangeiro no Brasil (US\$ milhões correntes)	19
Gráfico 3 - Saldo em Reservas Internacionais - Conceito liquidez Total (US\$ milhões)	22
Gráfico 4 - Índice de ações Ibovespa e taxa de câmbio R\$/US\$.....	23
Diagrama 1 - Relação de causalidade obtida no modelo VAR e no teste de Granger.....	44
Figura 1 – Funções Impulso-Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002).....	63
Figura 2 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas (1999 - 2002)	63
Figura 3 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (1999-2002)	64
Figura 4 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007).....	64
Figura 5 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas (2003 - 2007)	65
Figura 6 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007)	65
Figura 7 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ com Risco País Exógeno em 1ª Diferença (2008 - 2012)	66
Figura 8 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas com Risco País Exógeno (2008 - 2012)	66
Figura 9 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2008-2012)	67

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002).....	33
Tabela 2 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas (1999 - 2002)	33
Tabela 3 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007).....	33
Tabela 4 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002)	34
Tabela 5 - Sistema VAR: Saídas, Ingresso e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007)	35
Tabela 6 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas (2003 - 2007)	35
Tabela 7 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007).....	36
Tabela 8 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007)	36
Tabela 9 - Sistema VAR: Saídas, Ingresso e Câmbio R\$/US\$ com Risco País Exógeno (2008 - 2012) em 1ª Diferença.....	37
Tabela 10 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas com Risco País Exógeno (2008 - 2012).....	38
Tabela 11 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2008-2012).....	38
Tabela 12 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos, Câmbio R\$/US\$ e Risco País (2008 - 2012) em 1ª Diferença	39
Tabela 13 - Resumo do Embi+ como explicativa	40
Tabela 14 - Resumo da Bolsa como explicativa.....	41
Tabela 15 - Resumo do Fluxo como explicativa.....	41
Tabela 16 - Resumo do Câmbio como explicativa	42
Tabela 17 - Resumo das variáveis que explicam Bolsa	42
Tabela 18 - Resumo das variáveis que explicam Fluxo	43
Tabela 19 - Resumo das variáveis que explicam Câmbio.....	43
Tabela 20 - Base de dados em nível 1999-2002.....	55
Tabela 21 - Base de dados em nível 2003 - 2007.....	56
Tabela 22 - Base de dados em nível 2008 - 2012.....	57
Tabela 23 - Testes de raiz unitária para o período 1999-2002	58
Tabela 24 - Testes de raiz unitária para o período 2003-2007	59
Tabela 25 - Testes de raiz unitária para o período 2008-2012	60
Tabela 26 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 1999-2002.....	61
Tabela 27 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 2003-2007.....	61
Tabela 28 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 2008-2012.....	61
Tabela 29 - Critérios de Akaike e Schwarz 1999-2002.....	62
Tabela 30 - Critérios de Akaike e Schwarz 2003-2007.....	62
Tabela 31 - Critérios de Akaike e Schwarz 2008-2012.....	62

SUMÁRIO

1	INTRODUÇÃO	9
2	CONTEXTUALIZAÇÃO MACROECONÔMICA.....	12
2.1	O INVESTIMENTO ESTRANGEIRO NA DÉCADA DE 1990.....	12
2.1	FLUXO DE CAPITAIS NO BRASIL.....	17
3	METODOLOGIA E RESULTADOS.....	27
3.1	VAR PARA IERV, IBOVESPA E CÂMBIO	30
3.2	RESULTADOS OBTIDOS.....	32
4	CONSIDERAÇÕES FINAIS	45
	REFERÊNCIAS.....	50
	ANEXO	55

1 INTRODUÇÃO

As transações comerciais e financeiras entre nações, embora realizadas há vários séculos, tem se mostrado cada vez mais velozes e complexas com o passar do tempo. Segundo Brue (2005), teve início por volta do ano 1500 o sistema de capitalismo comercial entre nações chamado mercantilismo, baseado em trocas por metais preciosos. O papel-moeda passou a substituir o ouro nas transações internacionais, desde que se acreditasse que o país emissor da moeda honraria o compromisso de convertê-la em ouro (Simonsen e Cysne, 2009). No princípio adotou-se a Libra Esterlina, e desde a Segunda Guerra Mundial tem sido o Dólar Norte-Americano o padrão para tais trocas, o que significa dizer que as economias de todo o globo precisam ter dólares em caixa se desejarem comercializar com o resto do mundo.

Tamanha é a importância das transações comerciais e financeiras que déficits em conta corrente do Balanço de Pagamentos são fonte de preocupação das economias abertas. No caso do Brasil, segundo Bahry e Porcile (2004), de 1968 a 2002 o país foi ampliando seu endividamento externo e, devido à fragilidade na geração de divisas, incorreu em crises sistemáticas. Estas transações implicam em conversão da moeda estrangeira para a doméstica, e a taxa é estabelecida de acordo com as leis de oferta e demanda em uma economia operando com câmbio flutuante. Uma das formas de se financiar o déficit em transações correntes é pela Conta Capital e Financeira, que segundo as Notas Técnicas do Banco Central do Brasil (2001), registram as transações relativas à formação de ativos e passivos externos, como investimento direto, investimento em carteira, derivativos e outros investimentos.

O investimento externo para a renda fixa pode ser estimulado a ingressar ou a evadir-se, dentre outros instrumentos, através da determinação da taxa de juros, da formação de expectativas de câmbio estável e com a flexibilização de leis e regulamentações, garantindo ao Governo certa influência sobre seu fluxo. Se a atração de divisas for uma questão necessária à economia, como o era no Brasil na década de 1990 de acordo com Bahry e Porcile (2004), o estabelecimento da Selic com âncora cambial pode trabalhar em prol de tal objetivo, ainda que a política monetária seja passiva. Já na década de 2000 com câmbio flutuante e política

monetária ativa, de acordo com números publicados pelo Banco Central do Brasil, o ingresso de investimento estrangeiro para renda variável (IERV) tem se tornado cada vez mais significativo na Conta Capital e Financeira, passando a superar o ingresso para a renda fixa (IERF).

Uma vez que o investidor externo passa a se concentrar na renda variável, os fatores internos ponderados por estes investidores para decidir pelo ingresso ou saída se tornam outros, e a autoridade monetária passa a influenciá-los de forma diferente. Tendo em vista este novo cenário macroeconômico, a questão que se impõe é se o IERV teria efeitos sobre o câmbio, e se estes seriam mais significativos do que as demais transações com moeda estrangeira, especialmente quando comparado ao IERF, que era a predominante na década de 1990.

A importância do investimento estrangeiro para o desenvolvimento das economias emergentes na década de 1990, bem como seus efeitos benéficos e nocivos, tem sido tema de estudo de diversos autores, dentre eles Calvo et.al. (1993), Agénor (1998), Ito (2000), Athucorala e Rajapatirana (2003). No caso dos países da América Latina, este influxo foi predominantemente para renda fixa, enquanto o das economias asiáticas foi principalmente na forma de Investimento Estrangeiro Direto (IED, 2000).

A economia brasileira se concentrava, naquele momento, em uma nova tentativa de estabilização, através do lançamento do Plano Real. Um dos mecanismos para a contenção dos preços era a abertura da economia para os produtos importados, e o déficit comercial era em parte coberto pelo investimento estrangeiro atraído por taxas de juros elevadas (BELLUZZO E ALMEIDA, 2002; GIAMBIAGI, 2005a). No entanto, na década seguinte, o ingresso no Brasil para a renda fixa passou a ser superado pelo destinado à renda variável (BCB, 2010), que em geral é mais volátil. O país se tornou um destino ao capital externo para IED após a crise das economias asiáticas em 1997, sendo este mais significativo que o investimento em carteira em vários períodos. O regime cambial também mudou, tornando-se flutuante a partir de 1999 com algumas intervenções do banco central.

Além da ótica macroeconômica, recentemente foram publicados estudos visando identificar o comportamento do mercado financeiro, por autores como Meurer (2006) e Franzen et.al. (2009). Eles observaram que o câmbio é um fator considerado pelos investidores externos para tomada de decisão, sendo parte da

causa do fluxo. O estudo proposto seria uma continuidade dos realizados para a década de 1990, e também uma ótica diferente de causa e efeito com relação aos trabalhos de 2000.

No contexto atual, uma das preocupações para promover o crescimento econômico tem sido a desvalorização do Real frente a outras moedas, por dar mais competitividade ao setor exportador. Se for verificado que a oscilação cambial é principalmente afetada pelo IERV, os fatores que determinam este fluxo poderiam ser estudados como ferramentas de política econômica, deixando de ser um campo de interesse apenas da parte especulativa do mercado financeiro, pois, como afirmam Sicsú e Carvalho (2006), os controles de capitais são instrumentos de política econômica. Um exemplo mais extremo é o caso da Malásia, que fechou sua Conta Capital após a crise asiática de 1997 e, segundo Kaplan e Rodrik (2001), teve uma recuperação econômica mais rápida que os demais países afetados pela crise na Ásia, com menor declínio no nível de empregos e salários.

O presente estudo objetiva verificar: 1) se o investimento estrangeiro em renda variável exerce efeitos sobre o câmbio, comparando com o peso que o diferencial da taxa de juros exerce pelo investimento em renda fixa; 2) se o fluxo de IERV apresenta relação de causalidade sobre a variação do índice da Bolsa de Valores Brasileira – Ibovespa; e 3) se relações de causa e efeito podem ser identificadas entre variações no fluxo de IERV, na taxa de câmbio e no Ibovespa.

O trabalho, além desta introdução, é composto por um capítulo de revisão da literatura, por um de estudos empíricos e pelas considerações finais. O capítulo 2 é subdividido no item 2.1, que foca no fluxo de capitais na década de 1990 e sua importância no desenvolvimento das economias emergentes, bem como no aumento de sua vulnerabilidade; e no item 2.2, que se concentra na experiência brasileira com investimento externo, trazendo os avanços deste campo de estudo até os dias atuais. O capítulo 3 compreende o item 3.1 com a metodologia empregada e os passos para o modelo VAR, e o item 3.2 com os resultados obtidos empiricamente. Por fim as conclusões e considerações finais.

2 CONTEXTUALIZAÇÃO MACROECONÔMICA

Partindo do exposto anteriormente como problema e justificativa, a revisão da bibliografia apresentará no primeiro capítulo um breve histórico do fluxo de capital estrangeiro para as economias emergentes, mais especificamente quanto às formas predominantes de investimento estrangeiro recebido pelas economias asiáticas e latino-americanas na década de 1990, contrapondo suas características e consequências. O segundo capítulo tem como foco a economia brasileira, com números que apontam para um novo perfil de investimento estrangeiro na primeira década de 2000, bem como suas interações com a taxa de câmbio.

2.1 O INVESTIMENTO ESTRANGEIRO NA DÉCADA DE 1990

A última década do século XX pode ser considerada um momento de extrema expansão do passivo externo das economias emergentes. Segundo Athukorala e Rajapatirana (2003), o boom do fluxo de capital da primeira metade da década de 1990 foi uma combinação de fatores de demanda e de oferta. Pelo lado da demanda por crédito, houve uma sensível melhora das oportunidades e condições de atração dos países em desenvolvimento, e pelo lado da oferta estão aqueles relacionados à redução da taxa de juros nas economias desenvolvidas.

Do total anual direcionado às economias emergentes entre 1990 e 1997, praticamente três quartos foram para os países da Ásia e da América Latina. Nos três primeiros anos os fluxos para esses continentes eram bem similares, mas a partir de 1993, o montante da Ásia passou a superar o da América Latina com grande margem, se distanciando ainda mais com a crise do México em 1994 (ATHUKORALA E RAJAPATIRANA, 2003). Este quadro se reverteu apenas em 1997, quando a Ásia sofreu uma abrupta fuga de capitais.

A diferença entre os influxos para as economias asiáticas e para as latino-americanas, de acordo com Ito (2000), é que as primeiras receberam principalmente investimento estrangeiro direto (IED), enquanto as latino-americanas tiveram forte entrada de investimento de portfólio. Além do ingresso de IED nas economias asiáticas, a taxa de poupança doméstica é bastante elevada, e a de investimento

privado e governamental é ainda maior, o que permitiu a essas economias ingressarem em um círculo virtuoso de crescimento no início da década de 1990.

Outro fator decisivo para o influxo das economias asiáticas foi a valorização do iene com relação ao dólar, o que transformou o Japão no principal investidor nos demais países da Ásia, proporcionando desenvolvimento tecnológico, maior competitividade e aumento das exportações por parte das demais economias asiáticas, com reinvestimento dos lucros que, por sua vez, geravam mais crescimento e atraíam mais capital externo. Este círculo virtuoso foi subitamente interrompido em 1996-97, quando as exportações desabaram rapidamente por diversas razões, em especial pela depreciação do iene.

No caso das economias latinas, conforme Calvo et. al. (1993), o influxo de capital que na segunda metade da década de 1980 era, em média, de US\$ 8 bilhões / ano, atingiu a cifra de US\$40 bilhões em 1991. Destes, 45% foram para o México e o restante principalmente dividido entre Argentina, Brasil, Chile, Colômbia e Venezuela. Na maioria destes países, o influxo de capital em 1991 veio acompanhado de uma apreciação real da taxa de câmbio, acelerando os mercados acionário e imobiliário, o crescimento econômico, a acumulação de reservas, e provocando uma forte recuperação do mercado secundário de empréstimos externos.

Ainda que grande parte deste fenômeno seja justificada pelas reformas econômicas e políticas promovidas internamente nestes países, Calvo et. al. (1993) afirma que este não é o único motivo, que a explicação também reside em alguma medida nos fatores externos, ou choques externos, relacionados a mudanças nas taxas de juros internacionais, níveis de liquidez e regulação que reduziram custos de transação. Concluiu estatisticamente que uma redução da taxa de juros americana, mantendo-se tudo o mais constante, provoca aumento da acumulação de reservas oficiais e apreciação cambial na maioria dos países latino-americanos, baseado em uma análise sobre os primeiros anos da década de 1990.

Também neste sentido, Agénor (1998) defende que o aumento do influxo de capitais para os países da América Latina e do Leste Asiático na primeira metade da década de 1990 deve-se principalmente às baixas taxas de juros praticadas pelos Estados Unidos. De acordo com seu estudo, uma redução na taxa de juros mundial sempre irá provocar nas economias devedoras um aumento do consumo e apreciar

a taxa de câmbio real. Isso ocorre porque há uma redução no custo de tomar empréstimos encorajando os agentes a pouparem menos, além de reduzir o peso dos encargos das dívidas já contraídas, gerando um efeito renda positivo. As economias asiáticas ainda mantiveram seu nível de investimento elevado (ITO, 2000), mas nas latino-americanas este efeito renda parece realmente ter pesado mais sobre o consumo.

De acordo com Calvo et. al. (1993), o ingresso de capital estrangeiro afeta as economias latino-americanas, pelo menos, de quatro formas: Primeiro, o aumento de liquidez eleva o nível de consumo e gera pressões inflacionárias. Segundo, está associada à apreciação cambial na maioria dos países. Seus bancos centrais, na tentativa de atenuar a valorização da moeda doméstica no curto prazo, com frequência começam a comprar parte do influxo de divisas e injetar moeda na economia. Para esterilizar a emissão de moeda, emitem mais títulos públicos que exigem taxas de juros superiores, elevando o diferencial de taxa doméstica-externa e agravando a situação fiscal com mais encargos pela dívida pública. E, em quarto lugar, o influxo de capitais emite sinais aos participantes do mercado financeiro mundial, atraindo mais capital especulativo que por vezes culminam em bolhas.

Ainda que o influxo de capitais proporcione aumento da taxa de crescimento do PIB, existe um momento em que suas consequências podem tornar sua entrada indesejável. Para se avaliar, Calvo et.al. (1993) enumera três aspectos que devem ser observados. Primeiro, a entrada de capitais está tipicamente associada à apreciação da taxa de câmbio real e ao aumento de sua volatilidade, o que inevitavelmente afeta as exportações. Como as economias latino-americanas geralmente têm seu desenvolvimento tecnológico puxado pelo setor exportador, o crescimento econômico pode ficar comprometido se o governo não adotar uma política intervencionista. Segundo, o influxo de capitais pode não ser bem intermediado e acabar resultando em má alocação de recursos. Terceiro, o capital especulativo pode retornar em curtíssimo prazo, possivelmente provocando uma crise financeira doméstica.

Similarmente, de acordo com Edwards (1998), o influxo de capitais para as economias latino-americanas durante a década de 1990 provocou inflação, apreciação da taxa de câmbio e perda de competitividade no mercado internacional. Enquanto alguns países da América Latina, como México e Argentina, aboliram

totalmente o controle de capitais na década de 1990, outros como Brasil, Chile e Colômbia continuaram tentando estabelecer alguma forma de controle sobre o influxo de capitais. Controles como exigência de tempo mínimo de permanência e depósito de reserva não remunerada permitiu ao Chile que sofresse impactos em sua taxa de câmbio bem menores que os enfrentados por Argentina e México.

Neste mesmo sentido, Cardoso e Goldfajn (1998) também avaliaram a importância de se utilizar diferentes esquemas de controles de capitais ao estudar o período de 1983 a 1995, caracterizado por dificuldades macroeconômicas e crises de balanço de pagamentos. Os autores constataram que o IED não foi afetado, mas os demais fluxos para renda variável e renda fixa foram sensíveis às condições nacionais e internacionais, caracterizando maior influência da política econômica sobre os fluxos especulativos do que sobre os de investimento direto.

Em uma revisão de Bresser-Pereira (2005) sobre as evidências empíricas do crescimento com poupança externa, um dos problemas verificados é a redução da poupança interna quando do ingresso de capital externo. A taxa de poupança interna está vinculada a um diferencial da taxa de lucros esperada sobre a taxa de juros de longo prazo, que era elevado no Brasil na década de 1970, mas baixo na de 1990, incentivando que o aumento dos salários fosse direcionado para consumo ao invés de investimento produtivo. Como o investimento estrangeiro aprecia a moeda doméstica, o setor exportador perde competitividade, as importações aumentam e o déficit se eleva continuamente.

Conforme análise de Ito (2000) sobre os diferentes efeitos do influxo de capital sobre as economias asiáticas e latino-americanas, existem fortes razões para a hipótese de que o grau de apreciação real da taxa de câmbio associada a um dado nível de IED tende a ser menor em magnitude do que em comparação com outros fluxos, em particular dos fluxos de portfólio e dos empréstimos bancários. Da mesma forma, Athucorala e Rajapatirana (2003) afirmam que o IED não é tão volátil quanto os investimentos de curto prazo, e que por esta razão seus efeitos sobre o câmbio são muito pequenos quando comparados aos outros tipos de investimentos estrangeiros. Por esta razão as pressões sobre o câmbio sentidas nas economias latino-americanas foram muito mais rigorosas do que nas asiáticas.

Embora o IED possa ser considerado uma forma de influxo de capital mais saudável do que a de investimento em carteira, de acordo com Ito (2000), o círculo

virtuoso em que as economias asiáticas ingressaram na primeira metade da década de 1990 também as levaram a atrair investimento especulativo, tanto para renda fixa quanto para renda variável. O IED proporcionou anos de grande crescimento econômico a estas economias, mas como o volume de influxo de capitais se tornou muito elevado, em especial o de curto prazo, as políticas monetárias se tornaram cada vez mais difíceis. Para um grande volume de ingresso de capitais, a autoridade monetária precisa decidir se esteriliza ou não estas inversões.

Se a opção escolhida for pela não intervenção, o capital ingressante forçará a valorização da moeda doméstica, que prejudica as exportações (ITO, 2000). Como a quantidade de moeda em circulação não irá aumentar, não haverá pressão inflacionária por expansão monetária. Por outro lado, para defender o setor geralmente responsável pelo crescimento econômico, as economias optam por intervir adquirindo divisas. Como já exposto acima, este aumento de moeda em circulação, na maioria dos casos, é esterilizado pela emissão de títulos públicos, que acaba exigindo taxas de juros mais elevadas e novamente atraindo mais investimento especulativo.

Outra alternativa para o influxo de capitais, de acordo com Ito (2000), seria a não esterilização combinada com redução dos déficits fiscais, ou ampliação das receitas, pois uma política fiscal contracionista teria seus efeitos reduzidos pela expansão da base monetária. Mesmo com estas variadas opções, se o investimento estrangeiro ingressar em volume muito elevado, qualquer que seja a alternativa escolhida será muito difícil de manter por longos períodos de tempo sem que se acabe incorrendo em uma crise.

Em suma, pode-se concluir que as diferentes formas de investimento estrangeiro, predominantes na década de 1990, tiveram algumas características em comum. Primeiro, que o influxo de capital invariavelmente exerce pressão sobre a taxa de câmbio, seja ele de intensidade fraca ou forte. Segundo, que a autoridade monetária pode decidir por esterilizar ou não este ingresso, mas um desequilíbrio de grandes proporções dificilmente pode ser suportado por muito tempo.

De acordo com Calvo et.al. (1993), a taxa de retorno esperada tem um papel chave na tomada de decisão dos investidores sobre onde aportar ou não capitais internacionalmente. Mesmo no ano de 1991, em que a entrada de capital estrangeiro se acentuou nos países da América Latina principalmente pelo diferencial das taxas

de juros, já se verificou um forte aumento de preços no mercado acionário medido em dólares. Esse movimento para o mercado de capitais, ainda incipiente na década de 1990, foi o que mais se destacou a partir de 2000, quando temos uma mudança no perfil do investimento estrangeiro em carteira.

2.1 FLUXO DE CAPITAIS NO BRASIL

Partindo-se de um breve histórico da economia brasileira, Mantega (2001) define a década de 1990 como um período de profundas transformações na política econômica brasileira. O Governo passou a seguir as orientações do Consenso de Washington, e em poucos anos foram desativados todos os principais mecanismos de intervenção estatal que vigoravam no país nos últimos 50 anos. Além da grande liberalização comercial e dos efeitos nocivos que teve sobre o segmento produtivo, destacam-se também as mudanças que a desregulamentação e liberalização promoveram na esfera financeira e no mercado de capitais.

Em 1994 o Plano Real foi lançado na tentativa de conter a expansão inflacionária, fundamentado na âncora cambial que limitava a conversão a não mais que R\$1,00 por dólar (CASTRO, 2005). Este regime favorecia importações e dependia do investimento estrangeiro em renda fixa para cobrir os déficits em transações correntes e, portanto, precisava pagar altos prêmios pelo risco. De acordo com Bahry e Porcile (2004), esta forma de endividamento com capitais externos de curto prazo levaram o país a uma situação de extrema vulnerabilidade externa, que culminou na mudança de regime cambial para flutuante em janeiro de 1999 após crises em economias emergentes.

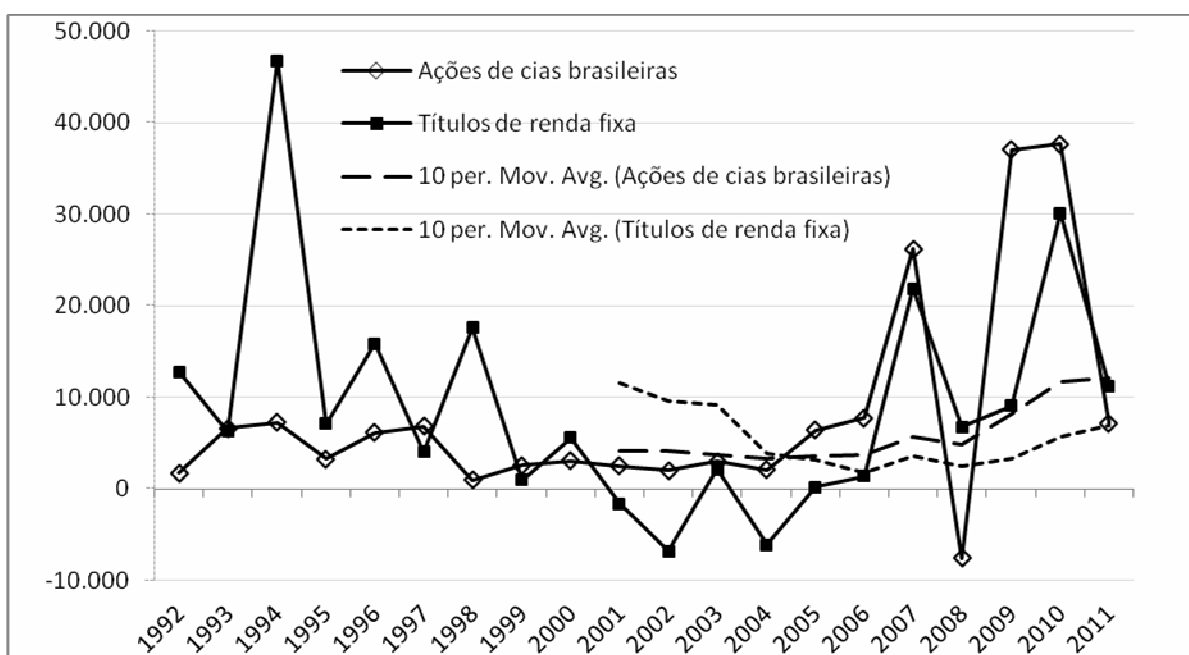
Esta denominação “vulnerabilidade externa” foi também utilizada por Batista Jr. (2002), que a definiu como decorrente de três fatores: “o elevado déficit em conta corrente, a excessiva abertura de capitais e a insuficiência das reservas internacionais do país”. O Brasil enfrentou um problema típico de esterilização de capitais externos elencado por Calvo et.al. (1993), que é o aumento da dívida pública de 30% do PIB em 1994 para mais que 50% do PIB em 2001, sendo a maior parte, de custo elevado e prazo relativamente curto.

Números do Balanço de Pagamentos divulgados pelo Banco Central do Brasil indicam que o crescimento do passivo externo líquido durante a década de 1970 foi

predominantemente contratual, composto por empréstimos e financiamentos de curto prazo ou longo prazo, integrantes da conta Outros Investimentos. Já no lançamento do Plano Real em 1994, o ingresso de capital externo se deu pelo investimento em carteira, especialmente destinado à Renda Fixa, atraído pelos juros domésticos elevados, de certa forma protegidos pela âncora cambial, conforme exposto no Gráfico 1.

Ainda com base no BCB, o influxo de investimento estrangeiro em carteira superou o IED nos anos de 2007, 2009 e 2010, sendo direcionado majoritariamente para renda variável, conforme Gráficos 1 e 2. De acordo com Mattos e Jayme Jr. (2011), o Brasil vivenciou de 2003 a 2007 um período de grande demanda mundial por *commodities* primárias, e no âmbito financeiro, um mundo ofertante de liquidez para os países emergentes. Já em 2008, algumas características importantes da economia brasileira, combinadas com uma política fiscal anticíclica, permitiram combater e amortecer os efeitos negativos da crise financeira internacional.

Gráfico 1 - Investimento Estrangeiro em Carteira no Brasil (US\$ milhões correntes)

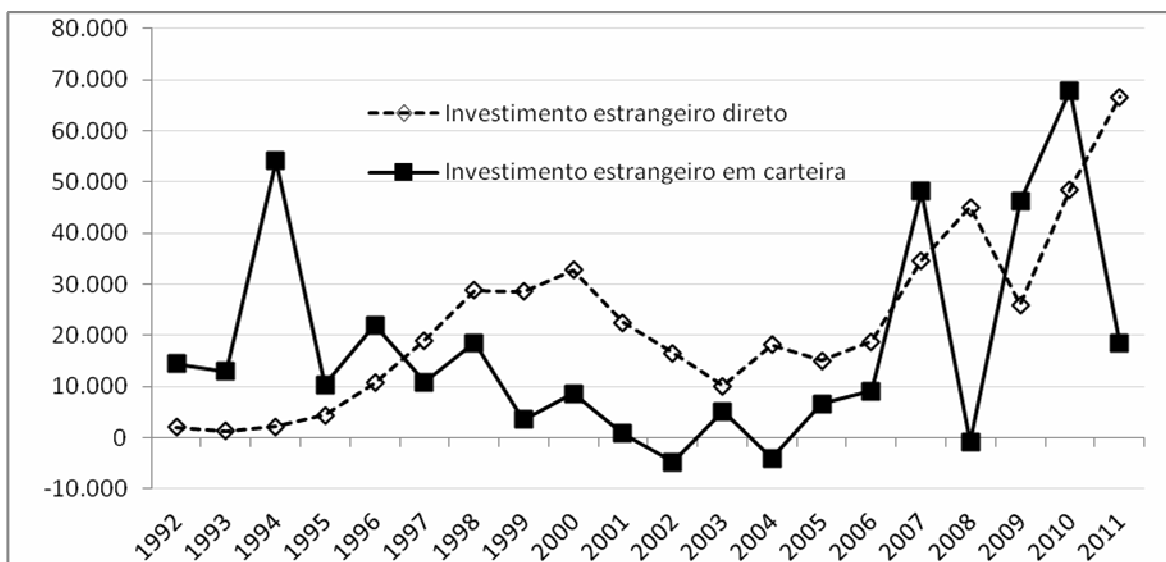


Fonte: Elaborado pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil (2012).

O saldo de investimento em carteira superior ao IED no ano de 2007 acompanha o citado aumento de liquidez internacional, e a recuperação rápida em 2009 e 2010 está relacionada ao relativamente amortecido efeito da crise financeira

internacional sobre o país. Motivado pela defasagem de preço dos papéis após a deterioração da bolsa brasileira em 2008, o aumento do ingresso para a renda variável em 2009 foi o que mais se distanciou do ingresso para renda fixa na década.

Gráfico 2 - Investimento Estrangeiro no Brasil (US\$ milhões correntes)



Fonte: Elaborado pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil (2012).

Após o processo de abertura da conta capital porque passaram diversos países emergentes na década de 1990, uma discussão que passou a ganhar espaço na década de 2000 diz respeito à liberalização financeira, contrapondo-se ao conceito de controle de capitais. Muitos estudos apontam para uma possível eficácia em termos de independência da política econômica quando na presença destes mecanismos, controlando especialmente a saída de recursos, literatura esta que se desenvolve no Brasil com mais intensidade a partir dos anos 2000. De acordo com Soihet (2002), a relativa flexibilização da conta capital e financeira após a implementação do Plano Real e o diferencial de juros contribuíram significativamente para o aumento dos capitais na forma de portfólio direcionados ao Brasil.

Por outro lado, Arida (2003) defende que a plena conversibilidade do real garantiria certa estabilidade à taxa de câmbio, na medida em que eliminaria o prêmio pelo risco em se assumir posições na moeda doméstica. De acordo com o autor, a adoção de plena conversibilidade sem qualquer forma de restrição pode ser

considerada o segundo grande teste para a consistência da política monetária, uma vez que o primeiro – da taxa de câmbio flutuante – o país passou muito bem.

Diferentemente de Arida (2003), autores como Paula (2003), Oreiro et al. (2004), Modenesi e Modenesi (2006), Ferrari Filho e Sicsú (2006), entre outros, defendem a eficácia do emprego de controle de capitais, principalmente se levados em conta os efeitos de política monetária e fiscal potencializados pela medida. Para esses autores o controle de capitais permite estabelecer uma política econômica em que os efeitos do fluxo de curto prazo se desvinculem da taxa de juros, e onde sua influência sobre a taxa de câmbio seja amenizada favorecendo o saldo da balança comercial ao auxiliar as exportações. Desta forma, a principal vantagem seria estabelecer uma política econômica em que os efeitos são maiores, especialmente para o objetivo do crescimento econômico com uma política monetária flexível.

Como recordam Carvalho e Sicsú (2004) durante a conferência de Bretton Woods, John Maynard Keynes defendeu a ideia de que as economias pudessem adotar controles de capitais durante crises, internas ou externas, que deteriorassem o fluxo de capitais. Os autores argumentam que os benefícios elencados pelos defensores da liberalização financeira estariam concentrados em vantagens relacionadas à argumentação do livre comércio internacional: melhor alocação de recursos, eficiência do mercado e maior diversificação de carteiras. Em contraste, segundo os autores, defensores dos controles de capitais enfatizam que a liberação da conta capital em nada garantiria estas vantagens, pelo contrário, poderia expor as economias emergentes a ainda mais choques, do ponto de vista teórico, devido à presença de incerteza (e sua inegável tendência de exigir liquidez) e de informação assimétrica.

Ono et al. (2005) contra argumentam a proposta de Arida (2003) através de testes econométricos que simulam situações com e sem controle de capitais. Os resultados obtidos pelos autores não confirmam a tese de Arida (2003), e levantam a hipótese que teria sido justamente a ausência de tais controles mais rigorosos a causa da volatilidade verificada na taxa de câmbio e do aumento da taxa de juros no período 1994-2001. Os autores defendem que a economia obtém vantagens com a existência do controle de capitais, especialmente, quando se compara os resultados para um dos principais objetivos da política econômica, o crescimento. A relação existência de conversibilidade e sucesso na perseguição deste objetivo não

alcançou resultados visíveis. Reclama atenção, notadamente, o fato de que os autores associam o fluxo de capitais a um comportamento pró-cíclico.

Este também foi tema de estudo de Bastos, Biancareli e Deos (2006), que analisaram cinco economias emergentes que adotaram diferentes estratégias de flexibilização de capitais. Os autores selecionaram Chile, China, Malásia, Tailândia e Índia, avaliando quanto ao momento da adoção de controles, sua inserção na economia mundial e os objetivos da política econômica, e também abordaram as recomendações dadas pelo FMI e o tamanho destas economias. Para os autores as economias que adotaram uma flexibilização maior saíram-se em posição de desvantagem em relação àqueles que instituíram controles no perfil dos fluxos de capitais, sugerindo assim a eficácia do instrumento em economias nacionais.

Silva e Resende (2010) dedicam-se a analisar como o controle de capitais é efetivo em seus vários formatos, comparando se foram endógenos ou exógenos no Brasil em 1999. Relacionam a possibilidade de crises no balanço de pagamentos ao grau de sofisticação do sistema de inovação local, obtendo relação direta, ou seja, quanto maior a sofisticação do sistema de inovação, maior a robustez das contas externas. Assim, o Brasil com seu sistema de inovação deficiente no controle de ingresso e saída de capitais estaria exposto a uma maior volatilidade da taxa de câmbio, que os autores consideram como uma vulnerabilidade externa estrutural uma vez que levam a economia a apresentar déficits em transações correntes.

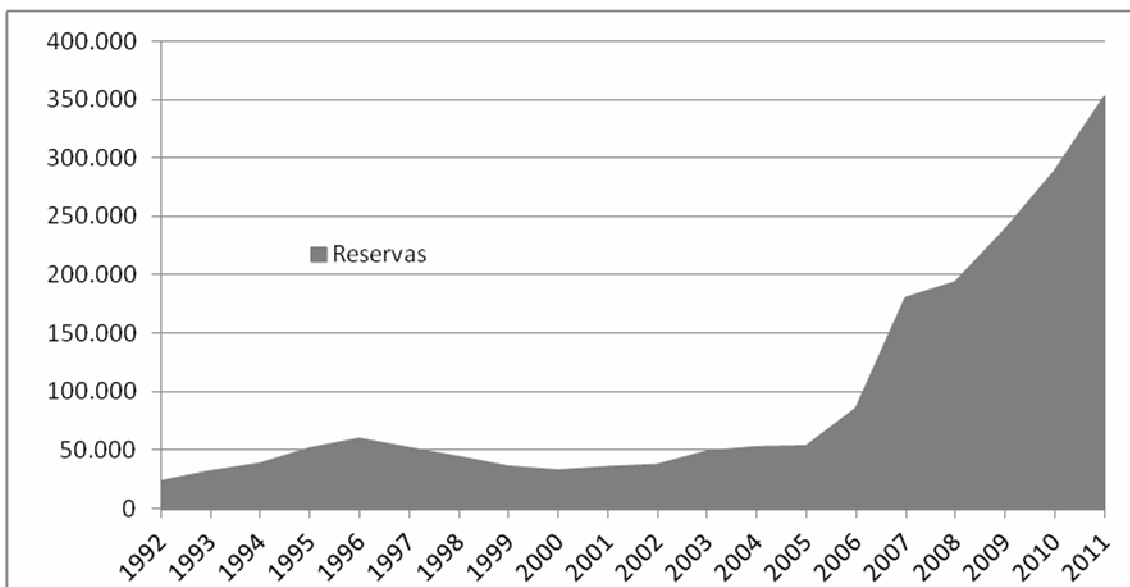
Uma sugestão para se aliviar a pressão em momentos de crise e evitar que a erosão das expectativas contamine o setor real da economia é dada por Carneiro (2003) no sentido de se dividir o mercado cambial. Desse modo seria possível, nos momentos de crise, criar mecanismos de controle de capital exclusivamente sobre o investimento em portfólio. O outro mercado, direcionado a transações comerciais e operações de investimento direto não seria afetado, portanto não contaminando expectativas na economia, que continuaria a se orientar por uma taxa de câmbio de operações “reais”.

Segundo Pires (2006), o instrumento mais utilizado no Brasil para este controle é a tributação sobre operações. Em seu estudo identificou que, em um cenário de elevada abertura financeira, a política fiscal pode ter sua eficácia reduzida no que diz respeito às políticas anticíclicas, porque a autoridade econômica precisa atentar também para a fuga de capitais que uma redução dos juros pode desencadear. Em

suma, os autores que tratam da adoção de controle de capitais, em sua maioria, concordam que a economia brasileira, no período recente, deixou de adotar controles de capitais explícitos para adotar, em geral, níveis diferenciados de tributos para incentivar em maior ou menor medida a movimentação de capitais.

Pires (2006) verificou estatisticamente que o país apresentava entre 1995 e 2002 restrições na condução da política fiscal que justificariam a adoção de controle de capitais. No entanto, com as recentes alterações no perfil do investimento em carteira e o saldo considerável acumulado em reservas após 2006 (Gráfico 3), torna-se razoável supor que a autoridade monetária tenha adquirido maior liberdade para promover políticas fiscais no intuito de amenizar ciclos econômicos.

Gráfico 3 - Saldo em Reservas Internacionais - Conceito liquidez Total (US\$ milhões)



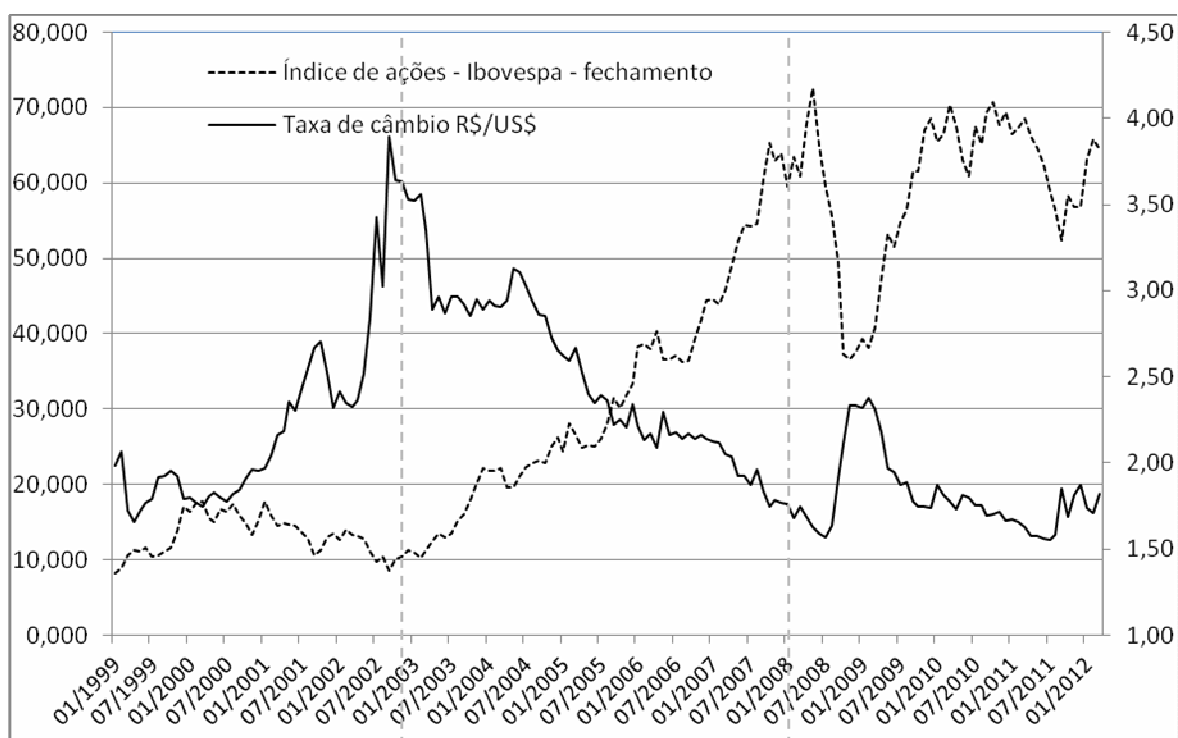
Fonte: Elaborado pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil (2012).

De acordo com Araújo et.al. (2010), a evolução das reservas internacionais brasileiras em função do diferencial de taxa de juros, com base na taxa Selic, permite identificar três diferentes padrões. No que vai até 1999 existe evolução da taxa e das reservas, sendo esta última em maior aceleração, evidenciando que a acumulação de reservas neste período poderia estar conectada às privatizações e aos ganhos financeiros em títulos da dívida pública. No segundo período, de 2000 a 2006, ambas evoluíram mais lentamente, só que agora bem próximas uma da outra, levando a crer que o diferencial de juros passou a explicar a evolução das reservas,

uma vez que o ciclo de privatizações já tinha se encerrado. No período que se inicia em 2007 as reservas voltam a ter um crescimento mais acelerado, descolando-se totalmente do diferencial da taxa Selic, indicando que outros fatores se fazem necessários para explicar a evolução de reservas neste momento.

Depurando o período de 2000 a 2006, Araújo et.al. (2010) identificam uma quebra estrutural no ano de 2003, quando a tendência cambial se inverte e o Real passa a se apreciar sobre o Dólar. Até 2003 o investidor estrangeiro focava no diferencial de juros para compensar a tendência de depreciação do real e seu fluxo líquido era negativo. A partir deste momento o influxo ganha um caráter muito mais especulativo sobre o ganho cambial do que pela remuneração dos juros, e passamos a ter fluxo líquido positivo com aumento do investimento estrangeiro para renda variável. No Gráfico 4 é possível acompanhar a trajetória da taxa de câmbio R\$/US\$ juntamente com o Ibovespa, reforçando a hipótese de quebras de tendência em 2003 e 2007.

Gráfico 4 - Índice de ações Ibovespa e taxa de câmbio R\$/US\$



Fonte: Elaborado pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil e da BM&F Bovespa (2012).

O motivo desta quebra encontra-se tanto na esfera econômica quanto na política: baixo saldo de reservas desde 1999, dificuldade em gerar superávits na

balança comercial, crise Argentina e atentado terrorista aos EUA em 2001, e temor pela possibilidade de default com as pesquisas eleitorais de 2002 no Brasil (GIAMBIAGI, 2005b). Após confirmação das eleições e manutenção da política econômica o risco país volta a baixar, e em 2003 o Brasil inicia acordos de exportação com a China e passa a obter superávits crescentes na balança comercial, também favorecido pelo aumento do preço das *commodities*.

De forma similar, Silva Jr. (2010) identificou quatro períodos de *stress* na taxa de câmbio Real/Dólar desde janeiro de 1999. O primeiro na própria data pela transição de câmbio fixo para flutuante, o segundo durante a crise da Argentina em 2001, o terceiro nas eleições presidenciais em 2002 e o quarto na crise financeira internacional de 2008. No entanto, existe uma única tendência de 1999 até 2002, de desvalorização do Real com picos nos momentos de *stress*. Ao final de 2002 a tendência se reverte e a moeda doméstica se valoriza até o ponto de *stress* de 2008.

Callado e Amaral (2005) buscaram identificar fatores de atração e repulsão sobre o fluxo de capitais ao Brasil proveniente de investidores institucionais estrangeiros no período de 2003 a 2005. Verificaram que há predominância de fluxo para investimento em ações, e que a variável explicativa mais significativa do modelo é o *spread* médio pago pelos títulos brasileiros acima do *T bond* americano, relativo à classificação de risco país apurada pela agência Moody's.

Meurer (2006) confirmou estatisticamente a existência de uma relação complexa entre o comportamento dos investidores estrangeiros no mercado de ações brasileiro e o desempenho do Ibovespa, com a possibilidade de uma relação indireta através da liquidez gerada no mercado doméstico pelos investidores estrangeiros. "Há também uma influência, especialmente em regime de câmbio flutuante, da entrada de recursos sobre a taxa de câmbio. Esta influência, entretanto, seria de difícil mensuração e, por isso, não foi incluída nas estimativas" (MEURER 2006, p. 359).

Através de estudos econométricos, Franzen et.al. (2009) apuraram que no período 1995-2005 "uma apreciação real da moeda brasileira em 1% leva a uma saída de recursos correspondente a 6,6% da participação estrangeira na capitalização do Ibovespa". Isso indica que os investimentos estrangeiros em bolsa são influenciados por variações da taxa de câmbio contemporânea, que limitam sua

exposição ao risco cambial assumindo uma operação de hedge cambial incompleto em suas operações na Bovespa.

Estudos mais recentes apontam para um mercado que se torna cada vez mais predominante no sistema financeiro brasileiro, o de derivativos. De acordo com Ventura e Garcia (2012), o mercado futuro de dólar no Brasil movimentava aproximadamente cinco vezes o volume transacionado no mercado à vista. Os autores examinaram o fluxo de ordens nestes dois mercados no período de 2006 a 2007, e concluíram que no mercado futuro a cotação se ajusta ao fluxo de oferta e demanda com muito mais rapidez que no à vista, transmitindo a este a cotação por mecanismos de arbitragem. Isso se deve a uma característica específica do mercado cambial brasileiro, que é a concentração das transações à vista em poucas instituições habilitadas. Como o mercado futuro é bem mais acessível, transações típicas do mercado à vista são feitas no futuro de prazo inferior a um mês.

O mercado de derivativos tornou-se, inclusive, uma forma bastante utilizada pelas autoridades monetárias brasileiras para interferir na taxa de câmbio, através de operações de swap. De acordo com Silva Jr. (2010), o Banco Central do Brasil pode utilizar a taxa de juros como uma forma clássica de controlar a taxa de câmbio a médio prazo, e para o curto prazo faz intervenções no mercado *spot* através de compras à vista ou de leilões de *swap*. Nos leilões de *swap* o BCB atua assumindo um passivo em dólares e recebendo a variação do CDI em contrapartida. Nestas operações, chamadas de Non-Deliverable Forward, não existe a compra efetiva de dólares para entrega, apenas a liquidação financeira da diferença dos dois fluxos. É uma forma do BCB interferir para evitar uma desvalorização acelerada do real, oferecendo a variação do dólar ao mercado sem ter os custos de uma venda à vista, em que poderia acabar esgotando rapidamente suas reservas.

Conforme Silva Jr. (2010), desde 2004 o BCB vem atuando de forma oposta, impedindo uma valorização acelerada do real frente ao dólar, através de leilões de *swap* cambial reverso. Nestas operações o BCB assume um passivo em CDI e um ativo em dólares, amenizando a volatilidade da cotação por conta de um aumento de demanda por reais. Ao mesmo tempo em que evita elevação excessiva do saldo das reservas, também ameniza as consequências de um aumento de moeda em circulação na economia.

Esta mudança de política deve-se ao movimento de valorização do real a partir de 2003, produto de um aumento da demanda por *commodities* e da liquidez internacional. Outra constatação de Silva Jr. (2010) é que na crise de 2008 o país passou novamente por um *stress* cambial de desvalorização rápida da moeda doméstica e conseguiu administrar a volatilidade da cotação com mais operações de *swap* e à vista do que verificado nos picos de 2001 e 2002. Isto resultou em menor elevação do diferencial de juros, permitindo maior flexibilidade à política monetária em momentos de crise.

Sendo assim, se os estudos da década de 1990 forem confrontados com estes mais recentes, pode-se supor que o movimento da taxa de câmbio real é, em alguma medida, ao mesmo tempo causa e também consequência do influxo de capital externo. Além disso, a taxa de juros doméstica, que era decisiva na atração de capital externo na década de 1990, deixou de ter a importância que o contexto lhe atribuía, podendo inclusive atuar de forma inversa na medida em que sua redução beneficia a atividade econômica das empresas cotadas em bolsa.

3 METODOLOGIA E RESULTADOS

Para identificar se a trajetória de uma variável é afetada pela variação presente e passada de outra, ao mesmo tempo em que a trajetória desta também pode ser afetada pela variação presente e passada da primeira, o modelo econométrico mais indicado, segundo Enders (2010), é o de Vetores Auto-regressivos (VAR). Este modelo pode ser composto por duas ou mais variáveis simultâneas. De acordo com Sims (1990), a característica marcante da modelagem VAR é considerar todas as variáveis como endógenas, em função umas das outras sobre seus valores defasados.

Essa modelagem surgiu como um contraponto ao grande número de restrições impostas às estimações pelos modelos estruturais utilizados até então, classificando as variáveis originalmente em endógenas e exógenas e imputando restrições nos parâmetros estruturais. O objetivo era trabalhar modelos dinâmicos em que todas as variáveis fossem tratadas como endógenas com o mínimo de restrições. De acordo com Enders (2004), em termos práticos, os vetores auto-regressivos formam um sistema em que suas variáveis são movimentadas por choques, que afetam todas as demais simultaneamente, uma vez que estão correlacionadas.

Um modelo auto-regressivo de ordem p pode ser composto por um vetor de n variáveis endógenas x_t , conectadas por uma matriz A , conforme representado abaixo (Enders, 2010 e Bueno, 2008).

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + \dots + A_p x_{t-p} + GZ_t + e_t$$

Onde x_t é um vetor ($n \times 1$) contendo cada uma das n variáveis inseridas no VAR, A_0 é um vetor ($n \times 1$) de termos de intercepto, A_i são matrizes ($n \times n$) de parâmetros ou coeficientes e e_t é um vetor ($n \times 1$) de perturbações aleatórias não correlacionadas e média zero. Ainda é possível acrescentar uma variável exógena, sendo G uma matriz de coeficientes ($n \times g$) e Z_t um vetor ($g \times 1$) de variáveis exógenas, que pode incluir variáveis determinísticas. Sendo assim, os modelos VAR expressam as relações lineares entre as variáveis endógenas, tanto contemporaneamente quanto por seus valores defasados, e podem também conter variáveis exógenas apenas como explicativas.

Dentre os estudos empíricos recentes que fizeram uso de procedimentos econométricos para avaliar os determinantes do influxo de capitais, podemos destacar o trabalho realizado por Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) analisando o peso dos fatores externos nos determinantes do influxo de capitais para a América Latina, através de um VAR Estrutural. Edwards (1998) utilizou VAR para testar a influência do influxo de capitais sobre a taxa de câmbio. Cardoso e Vieira (2004) estudaram as mudanças na interação entre câmbio, inflação e juros no Brasil de 1994 a 2003 utilizando VAR. Pinheiro e Amin (2004) investigaram as interações entre fluxos de capitais, risco-país, dívida pública, taxa de juros e reservas no Brasil com modelo VAR. Pinto e Vieira (2008) analisaram o comportamento da taxa de câmbio e da inflação em países selecionados da América Latina, também com VAR.

A análise empírica utiliza a metodologia de vetores auto-regressivos (VAR), função impulso-resposta e testes de causalidade de Granger. Com base nos autores citados acima, a justificativa do uso da metodologia VAR se dá pelo fato de que os seus instrumentais estatísticos favorecem a análise proposta, uma vez que consideram a interação dinâmica das variáveis, sem que se assuma anteriormente quais das variáveis são explicadas e quais são explicativas. O modelo VAR é adequado devido à sua flexibilidade, uma vez que não impõe restrições relativas quanto à endogeneidade de uma ou mais variáveis nos modelos.

Existe ainda a questão a testar, se as variáveis de um VAR são estacionárias. Sims et. al. (1990) recomendam não utilizar diferenciação, mesmo que as variáveis contenham raiz unitária. Argumentam que o objetivo de uma análise VAR é identificar as inter-relações entre as variáveis, e que a diferenciação colocaria a perder informações relevantes acerca do movimento conjunto dos dados (ENDERS, 2010). Por este motivo, antes de diferenciar as séries, é importante verificar se elas se movimentam conjuntamente, e se poderiam ser consideradas estacionárias em conjunto, ou cointegradas.

A característica central das variáveis cointegradas é que sua trajetória no tempo é semelhante, e seus caminhos se desviam do equilíbrio de longo prazo conjuntamente após um choque. Quando retornam para a média, pelo menos algumas das variáveis deverão retornar na mesma intensidade do desequilíbrio (ENDERS, 2010). Do ponto de vista prático, as variáveis individualmente não

estacionárias, ou de ordem maior que 0, serão cointegradas se os resíduos resultantes de uma contra outra forem estacionários, ou de ordem 0 (BUENO, 2008).

As funções impulso-resposta permitem analisar a reação de determinada variável, nos períodos subsequentes, após um choque em outras variáveis do modelo. Conforme Enders (2010), um vetor auto-regressivo também pode ser representado por seu vetor de média móvel, que foi essencial na metodologia de Sims permitindo identificar a trajetória da variável e sua mudança após um choque, considerando o efeito que este choque exerce sobre todas as variáveis simultaneamente.

Os testes de causalidade de Granger possibilitam verificar se determinada variável tem peso relevante para explicar a trajetória de outra variável, no sentido de justificar ou ser a causa precedente de tal movimento. De acordo com Enders (2010), o teste de causalidade de Granger irá medir se as observações presentes e passadas de uma variável são válidas para prever outra.

Após testes com diversas variáveis relacionadas, optou-se por utilizar apenas as mais significativas para manter o modelo parcimonioso, com não mais que quatro vetores, seguindo o modelo de VAR Estrutural de Sims em que todas as variáveis são tratadas simetricamente, evitando restrições de identificação (ENDERS, 2010).

O modelo fundamenta-se nas seguintes variáveis: 1) taxa de câmbio nominal de Reais por Dólar (Ptax de fechamento) divulgada pelo Banco Central do Brasil; 2) Investimento Estrangeiro em Renda Variável discriminado entre fluxo de ingressos e de saídas, conforme divulgados pelo BCB no Balanço de Pagamentos; 3) Ibovespa medido em pontos em Reais e em Dólares divulgada pela BM&F-Bovespa. Também foi inserida uma medida de Risco País, optando-se pelo *EMBI+ Índex Brasil* apurado pelo JP Morgan, como variável exógena representativa do diferencial de juros¹.

Conforme as Notas Explicativas do Balanço de Pagamentos publicadas pelo BCB (2000), os passivos de investimento em carteira registram as aquisições por não-residentes de títulos de renda variável (ações) e de renda fixa (títulos de dívida) de emissão brasileira. Os investimentos em ações relacionam as operações diretas

¹ De acordo com o BCB (2012), o *EMBI+ Brasil* corresponde à média ponderada dos prêmios pagos por títulos da dívida externa soberana brasileira em relação a papéis de mesmo prazo emitidos pelo Tesouro dos Estados Unidos, que são considerados livres de risco. Também chamado de *Spread Over Treasury* pelo mercado, representa quanto de juros o título brasileiro precisa pagar acima do título americano de mesmo prazo como prêmio pelo risco.

em bolsas de valores brasileiras (negociadas no país). A conta de investimento em carteira, por sua vez, registra fluxos de ativos e passivos constituídos pela emissão de títulos de crédito comumente negociados em mercados secundários de papéis, de renda fixa e renda variável. A conta de investimento em carteira integra a conta capital e financeira, juntamente com as contas de Investimento Estrangeiro Direto, Derivativos e Outros Investimentos.

Para identificar a relação de significância e causalidade de uma variável sobre as demais, os vetores auto-regressivos foram formados pelos conjuntos de variáveis ingressos e saídas de IERV com taxa de câmbio, ingressos e saídas com Ibovespa em dólares, e Ibovespa e taxa de câmbio. Assim foi possível analisar em pares a tríade Fluxo-Câmbio-Bolsa.

A base de dados tem periodicidade mensal, compreendendo o período de 1999 a 2012, em logaritmo, no intuito de identificar variações percentuais da tendência. Os dados podem ser visualizados da Tabela 20 até a Tabela 22 (em anexo), e foram obtidos, principalmente, na página do Banco Central do Brasil na internet, através do Sistema Gerenciador de Séries Temporais e da Série Histórica do Balanço de Pagamentos. Também se utilizou dados do IPEA, World Bank, do International Monetary Fund, JP Morgan e da BM&F-Bovespa.

3.1 VAR PARA IERV, IBOVESPA E CÂMBIO

Ao empregar um modelo único compreendendo todo o período, os estimadores não se mostraram adequados devido às quebras de tendências que a economia brasileira passou recentemente, já explicitadas no capítulo anterior. Baseando-se na trajetória das variáveis exposta no Gráfico 4 e nas periodizações empregadas por Silva Jr. (2010) e Araújo et.al. (2010), optou-se por dividir o período em três fases, sendo a primeira de 1999 a 2002; a segunda de 2003 a 2007; e a terceira de 2008 a meados de 2012. Cada uma com suas especificidades de tendência e volatilidade bastante distintas.

Apurou-se a estacionariedade das variáveis com os testes de raiz unitária Phillips-Perron (PP) e Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS), disponíveis no software de econometria utilizado² considerando-se as alternativas de existir ou não

² EViews 5.0 – Econometric Views, 1994-2004, Quantitative Micro Software, LLC. USA - Irvine, CA.

intercepto e inclinação. O teste PP faz uma correção não paramétrica para testar a existência de raiz unitária utilizando estimadores consistentes de variância, mesmo que haja variáveis defasadas dependentes e correlação serial nos erros (PHILLIPS E PERRON, 1988). O teste KPSS verifica a hipótese nula de que uma série seja estacionária em torno de uma tendência determinística (KWIATKOWSKI ET.AL., 1992). Conforme exposto da Tabela 23 à Tabela 25 (em anexo), as variáveis não são estacionárias por ambos os testes em todos os períodos, tornando-se estacionárias apenas em primeira diferença.

Conforme Enders (2010), se faz necessário verificar se as variáveis não estacionárias individualmente se tornam estacionárias em conjunto. Segundo Maddala e Kim (2004), o Teste de cointegração de Johansen é o método mais utilizado para análises de cointegração, composto por dois testes estatísticos. O primeiro, chamado Teste do Traço, verifica a hipótese de existir pelo menos r vetores cointegrados. O segundo teste, chamado Máximo Autovalor, verifica a hipótese de que existam $r+1$ vetores cointegrados.

Da Tabela 26 até a Tabela 28 (em anexo) são apresentados os resultados para os testes de cointegração, evidenciando no primeiro e no segundo períodos que o conjunto bolsa-câmbio-Embi não são cointegrados, mas os demais (fluxo-câmbio e fluxo-bolsa) são cointegrados. No terceiro período, apenas o segundo conjunto (bolsa-fluxo-Embi) é cointegrado, e os demais (fluxo-câmbio e bolsa-câmbio) não são cointegrados, sendo utilizados no VAR em primeira diferença. Os conjuntos cointegrados, de acordo com Enders (2010), ocorrem quando a tendência de uma variável pode ser expressa como combinação linear da tendência de outras. Como a maior parte dos conjuntos foram considerados cointegrados, confirma-se que existe, na maioria das séries, uma relação de tendências semelhantes.

Para a escolha do modelo quanto ao número de defasagens, Maddala e Kim (2004) afirmam que existem dois critérios geralmente utilizados, que refletem a proximidade do ajuste e o número de parâmetros estimados. São eles os Critérios de Akaike (*Akaike Information Criterion – AIC*) e Schwarz (*Schwarz Bayesian Information Criterion – SC*).

Quanto mais defasagens inclui-se no modelo, menor será o erro estimado. No entanto, este acréscimo de parâmetros deixa o modelo menos parcimonioso, então os critérios de informação atuam no sentido de comparar a redução do resíduo com

o aumento dos regressores, impondo uma penalidade a este aumento. Quando a penalidade imposta for maior que a redução da soma dos resíduos, o regressor adicional traz mais custos que benefícios. Por isso, deseja-se o menor AIC e SC possíveis (BUENO, 2008). Da Tabela 29 até a Tabela 31 são apresentados os testes nos modelos VAR para três, duas e uma defasagens. Verifica-se que todas ficam melhor ajustadas com apenas uma defasagem.

3.2 RESULTADOS OBTIDOS

Os resultados obtidos para a fase de 1999 a 2002 encontram-se da Tabela 1 a Tabela 3. Os coeficientes extraídos do modelo VAR com as variáveis em log representam a variação percentual que ela irá sofrer devido à variação de 1% na variável explicativa, sendo consideradas elásticas no caso de coeficiente maior que 1 e inelásticas se o coeficiente ficar entre 0 e 1. Na relação fluxo-câmbio os coeficientes estatisticamente significativos apontam o câmbio como variável que explica ingressos e saídas, mas o contrário não ocorre. Esta relação só é significativa a 5% sobre o fluxo de ingressos, que apresenta relação inversa e inelástica, ou seja, uma valorização de 1% do dólar frente ao real provoca redução no fluxo de ingressos de IERV próxima de 0,8%.

Não se verifica coeficientes significativos para a relação fluxo e bolsa em dólares, apenas as próprias variáveis com uma defasagem explicando o movimento seguinte a 5% e 1% de significância, em relação direta e inelástica. Já na Tabela 3 há evidências de bolsa explicando câmbio a 5% de significância, em relação inversa e inelástica. Em outras palavras, uma valorização de 1% do Ibovespa provoca uma queda de 0,16% na taxa real por dólar. Nesta análise incluiu-se também o risco país porque, de acordo com Callado e Amaral (2005), a variável é fundamental para explicar o comportamento dos investidores institucionais estrangeiros, uma vez que identificaram uma forte relação de causalidade desta sobre as decisões de investimento e expectativas dos agentes.

A maior parte destas relações é confirmada pelo teste de Causalidade de Granger, exposto na Tabela 4. Novamente a taxa de câmbio é causa de ingressos e saídas a 5% no sentido de Granger. Já na relação fluxo-bolsa verifica-se uma relação de causalidade da bolsa sobre as saídas que não é significativa no VAR. No

terceiro conjunto, confirma-se que bolsa causa câmbio a 1%, e simultaneamente tem-se o oposto, bolsa explicada pelo câmbio a 10%. Por fim, Risco-País causa taxa de câmbio a 10% de significância no sentido de Granger.

Tabela 1 - Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002)

	Saídas	Ingressos	Câmbio
Saídas (t-1)	0,4504*** 0,1457	-0,0868 0,1943	0,0251 0,0347
Ingressos (t-1)	0,0509 0,1371	0,3352* 0,1828	-0,0145 0,0326
Câmbio (t-1)	-0,5297* 0,2773	-0,8068** 0,3698	1,0047*** 0,0661
C	3,8722*** 1,2211	6,0051*** 1,6283	-0,0629 0,2908
R2 Ajustado	0,4597	0,3149	0,9052
SC	0,6547	1,2302	-2,2151
N	47		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 2 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas (1999 - 2002)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (t-1)	0,9104*** 0,0820	0,2970 0,2120	0,2087 0,1575
Ingresso (t-1)	0,0382 0,0733	0,3977** 0,1895	0,0858 0,1408
Saídas (t-1)	-0,0234 0,0756	-0,0080 0,1954	0,5014*** 0,1452
C	0,6635 0,5911	1,7934 1,5277	1,0372 1,1349
R2 Ajustado	0,8209	0,2723	0,4368
SC	-0,6085	1,2906	0,6961
N	47		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 3 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (t-1)	0,0096 0,1333	-0,1582** 0,0773
Câmbio (t-1)	-0,0059 0,1957	-0,1888* 0,1135
C	0,0056 0,0097	0,0147*** 0,00563
Embi+	-0,4650*** 0,0576	0,3206*** 0,0334
R2 Ajustado	0,6147	0,7312
SC	-2,4721	-3,5623
N	46,0000	

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 4 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002)

Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	47	2,1058	0,1538
Saídas	Ingressos		0,0028	0,9582
Câmbio	Saídas	47	5,8580	0,0197**
Saídas	Câmbio		0,3498	0,5572
Câmbio	Ingressos	47	4,6473	0,0366**
Ingressos	Câmbio		0,0211	0,8852
Ingressos	Bolsa US\$	47	0,1810	0,6726
Bolsa US\$	Ingressos		2,0087	0,1635
Saídas	Bolsa US\$	47	0,0018	0,9664
Bolsa US\$	Saídas		3,5782	0,0651*
Saídas	Ingressos	47	0,0028	0,9582
Ingressos	Saídas		2,1058	0,1538
Câmbio	Bolsa	46	3,4828	0,0688*
Bolsa	Câmbio		8,8331	0,0048***
Embi+	Bolsa	46	2,0241	0,1620
Bolsa	Embi+		2,8150	0,1006
Embi+	Câmbio	46	3,7427	0,0596*
Câmbio	Embi+		2,5316	0,1189

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Analisando comparativamente as funções de impulso resposta deste sistema VAR, a Figura 1 (em anexo) traz os resultados para o primeiro período. Saídas e entradas de IERV respondem negativamente a uma variação na taxa de câmbio, e após o choque, a taxa não converge de volta para o eixo. Na Figura 2 (em anexo) a função impulso resposta apresenta resultado significativo para um choque na variável bolsa afetando fluxos de ingresso e de saída em relação direta, e após alguns períodos estas tendem a voltar para o eixo. A Figura 3 (em anexo) apresenta a variável câmbio respondendo negativamente a um choque na bolsa, assim como no VAR e no teste de causalidade de Granger.

Passando para o período seguinte, da Tabela 5 à Tabela 7 verifica-se os coeficientes obtidos no VAR e na Tabela 8 o teste de Causalidade de Granger. De 2003 a 2007 temos novamente câmbio causando fluxo a 1% de significância, porém agora com coeficientes elásticos, e o fluxo de saídas causando a taxa de câmbio a 1%, relação confirmada no teste de causalidade. Este coeficiente em relação inversa com o câmbio significa que a saída de IERV está provocando queda na taxa de

câmbio, o que não pode ser analisado isoladamente uma vez que o período teve apenas apreciação do real.

No segundo conjunto, os coeficientes mostraram-se significativos para bolsa em dólares causando fluxo, tanto pelo VAR quanto por Granger, em nível de 1% de significância. Assim como na relação câmbio-fluxo, os coeficientes para uma variação de 1% da bolsa sobre ingresso e saída são igualmente elásticos, impactando em 1,3% e 1,15% respectivamente. O teste para Ibovespa e câmbio mostra ambos sendo apenas explicados pelo risco país no modelo VAR, mas o de Causalidade de Granger não apresenta dados significativos para nenhuma relação.

Tabela 5 - Sistema VAR: Saídas, Ingresso e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007)

	Saídas	Ingresso	Câmbio
Saídas (t-1)	0,1118	-0,0226	-0,0658***
	0,1905	0,2159	0,0212
Ingresso (t-1)	0,2260	0,1980	0,0324
	0,1807	0,2049	0,0201
Câmbio (t-1)	-2,9234***	-3,6713***	0,8295***
	0,5761	0,6530	0,0641
C	7,7833***	9,9184***	0,3957**
	1,4663	1,6621	0,1631
R2 Ajustado	0,8662	0,8357	0,9627
SC	0,7228	0,9734	-3,6696
N	59,0000		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 6 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas (2003 - 2007)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (t-1)	0,9207***	1,3096***	1,1520***
	0,0490	0,2008	0,1666
Ingresso (t-1)	-0,0288	0,1748	0,1823
	0,0471	0,1929	0,1601
Saídas (t-1)	0,0790	-0,2146	-0,0946
	0,0520	0,2130	0,1767
C	0,3976**	-3,9515***	-3,6663***
	0,2078	0,8510	0,7061
R2 Ajustado	0,9836	0,8541	0,8949
SC	-1,9654	0,8546	0,4812
N	59,0000		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 7 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (t-1)	0,0822 0,1038	-0,0206 0,0780
Câmbio (t-1)	0,1585 0,1651	-0,1732 0,1241
C	0,0204*** 0,0065	-0,0084* 0,0049
Embi+	-0,3628*** 0,0516	0,1758*** 0,0388
R2 Ajustado	0,4678	0,2741
SC	-3,2540	-3,8245
N	58,0000	

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.
Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 8 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007)

Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	59	4,5342	0,0376**
Saídas	Ingressos		2,9157	0,0932*
Câmbio	Saídas	59	30,4182	0,0000***
Saídas	Câmbio		8,4598	0,0052***
Câmbio	Ingressos	59	36,7550	0,0000***
Ingressos	Câmbio		1,4186	0,2387
Ingressos	Bolsa US\$	59	0,4619	0,5000
Bolsa US\$	Ingressos		46,5914	0,0000***
Saídas	Bolsa US\$	59	2,4361	0,1242
Bolsa US\$	Saídas		54,5618	0,0000***
Saídas	Ingressos	59	2,9157	0,0933*
Ingressos	Saídas		4,5342	0,0376**
Câmbio	Bolsa	58	1,7715	0,1887
Bolsa	Câmbio		0,1921	0,6629
Embi+	Bolsa	58	0,0445	0,8337
Bolsa	Embi+		0,2947	0,5894
Embi+	Câmbio	58	1,6031	0,2108
Câmbio	Embi+		1,9216	0,1713

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.
Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Pela função impulso-resposta na Figura 4 (em anexo), confirma-se que um choque sobre a taxa de câmbio causa uma variação no fluxo de ordem inversa e elástica, ou seja, a valorização do real em 1% causa um aumento de ingresso e saída maiores que 1%. Simultaneamente, um choque nas saídas de IERV provoca

variação negativa e elástica sobre o câmbio. A Figura 5 (em anexo) expõe o efeito que um choque sobre a bolsa exerce no fluxo, de relação direta atingindo um pico no segundo período mais que proporcional. E na Figura 6 (em anexo) os efeitos não são significativos.

O período 2008-2012 é exposto da Tabela 9 à Tabela 11, diferenciando-se dos anteriores pela inclusão do Risco País em todos os conjuntos VAR. No primeiro conjunto a variável taxa de câmbio explica o fluxo de saídas, porém significativa apenas a 10%. O risco-país influencia os ingressos e a taxa de câmbio a 5% e 1% de significância, respectivamente. O coeficiente para ingressos é inelástico e negativo, e o da taxa de câmbio é inelástico e positivo. Pelo teste de Causalidade de Granger na Tabela 12, verifica-se que tanto a taxa de câmbio quanto o risco-país explicam o fluxo de IERV.

No segundo conjunto o fluxo de ingressos influencia a bolsa em dólares a 5% de significância, em relação direta e inelástica. No teste de Causalidade de Granger esta relação não tem significância estatística, mas o fluxo de saídas surge como causa da bolsa em dólares a 5% de significância. No terceiro sistema VAR não se verifica coeficientes significativos, apenas no teste de Causalidade onde bolsa explica taxa de câmbio a 5% no sentido de Granger.

Tabela 9 - Sistema VAR: Saídas, Ingresso e Câmbio R\$/US\$ com Risco País Exógeno (2008 - 2012) em 1ª Diferença

	Saídas	Ingresso	Câmbio
Saídas (t-1)	-0,5468*** 0,1807	-0,0484 0,1958	-0,0101 0,0229
Ingresso (t-1)	0,0168 0,1805	-0,4074** 0,1955	-0,0074 0,0228
Câmbio (t-1)	-1,7989* 0,9446	-1,5035 -1,0232	0,0133 0,1195
C	-0,0092 0,0440	-0,0093 0,0477	0,0041 0,0056
Embi+	-0,1424 0,3288	-0,7039** 0,3562	0,2684*** 0,0416
R2 Ajustado	0,2423	0,2122	0,4499
SC	0,7862	0,9462	-3,3484
N	50,0000		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 10 - Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingresso e Saídas com Risco País Exógeno (2008 - 2012)

	Bolsa US\$	Ingresso	Saídas
Bolsa US\$ (t-1)	0,3774*** 0,0958	-0,2714 0,3975	-0,0419 0,3823
Ingresso (t-1)	0,1156** 0,05609	0,5439** 0,2327	0,2350 0,2238
Saídas (t-1)	-0,0698 0,0534	0,2233 0,2216	0,5676*** 0,2131
C	9,1610*** -1,3482	7,5500 -5,5942	2,5342 -5,3804
Embi+	-0,5725*** 0,0971	-0,4642 0,4030	-0,0634 0,3876
R2 Ajustado	0,9126	0,4567	0,5511
SC	-1,8144	1,0315	0,9535
N	51,0000		

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 11 - Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2008-2012)

	Bolsa	Câmbio
Bolsa (t-1)	0,0195 0,1351	-0,1229 0,1047
Câmbio (t-1)	-0,0435 0,1853	-0,0578 0,1435
C	-0,0034 0,0071	0,0043 0,0055
Embi+	-0,4028*** 0,0533	0,2451*** 0,0412
R2 Ajustado	0,5582	0,4669
SC	-2,9249	-3,4361
N	50,0000	

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Tabela 12 - Teste de Causalidade de Granger: Saídas, Ingressos, Câmbio R\$/US\$ e Risco País (2008 - 2012) em 1ª Diferença

Hipótese nula de não causalidade		Obs	F-Statistic	Probability
Ingressos	Saídas	50	0,6661	0,4186
Saídas	Ingressos		0,3837	0,5386
Câmbio	Saídas	50	5,0314	0,0296**
Saídas	Câmbio		0,2614	0,6116
Embi+	Saídas	50	5,1131	0,0284**
Saídas	Embi+		2,4755	0,1223
Câmbio	Ingressos	50	3,6395	0,0625*
Ingressos	Câmbio		0,1453	0,7048
Embi+	Ingressos	50	4,6513	0,0362**
Ingressos	Embi+		1,5610	0,2177
Embi+	Câmbio	50	0,2773	0,6009
Câmbio	Embi+		0,3834	0,5388
Ingressos	Bolsa US\$	51	1,7753	0,1890
Bolsa US\$	Ingressos		0,1285	0,7215
Saídas	Bolsa US\$	51	4,9208	0,0313**
Bolsa US\$	Saídas		0,3892	0,5357
Embi+	Bolsa US\$	51	0,2481	0,6207
Bolsa US\$	Embi+		2,2276	0,1421
Saídas	Ingressos	51	0,2589	0,6132
Ingressos	Saídas		1,5273	0,2225
Embi+	Ingressos	51	0,0564	0,8133
Ingressos	Embi+		2,6126	0,1126
Embi+	Saídas	51	0,0400	0,8424
Saídas	Embi+		5,9760	0,01822**
Câmbio	Bolsa	50	0,1049	0,7475
Bolsa	Câmbio		4,9450	0,0310**
Embi+	Bolsa	50	0,4855	0,4894
Bolsa	Embi+		5,6508	0,0216**
Embi+	Câmbio	50	0,2773	0,6009
Câmbio	Embi+		0,3834	0,5388

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Obs.: Dados estatisticamente significativos a 10%*, 5%** e 1%***

Partindo para as funções impulso-resposta, este último período está representado na Figura 7 (em anexo), onde verifica-se uma resposta da taxa de

câmbio para um choque no fluxo de saída de IERV, que não foi significativa nos testes anteriores. A Figura 8 (em anexo) traz o fluxo de entrada respondendo a um choque na bolsa, significativo apenas no primeiro período e depois retornando para o eixo. E na Figura 9 (em anexo) se conclui as análises de impulso resposta com a relação câmbio-bolsa, que apresenta uma resposta mais que proporcional da taxa de câmbio após um choque no Ibovespa.

Para uma visualização mais simplificada, as saídas foram reunidas da Tabela 13 à Tabela 16 com base nos coeficientes obtidos no modelo VAR e na relação de Causalidade de Granger, focando na variável como explicativa das demais. A Tabela 13 expõe as variáveis que são influenciadas pelo risco-país, evidenciando seu peso sobre câmbio e bolsa em todos os períodos. As saídas para câmbio evidenciam uma relação positiva entre aumento do risco-país e da cotação do dólar frente ao real de forma inelástica, ou seja, variação média de 0,25% para 1% de aumento do Embi+. Os coeficientes do risco país sobre a variação do Ibovespa em sinal negativo significam que o aumento de 1% do Embi+ provocará queda média de 0,4% na bolsa, relação inversa e inelástica.

Tabela 13 - Resumo do Embi+ como explicativa

	1999-2002	2003-2007	2008-2012
Saídas	NT	NT	NS
Ingresso	NT	NT	-0,7039**
Câmbio	0,3206***	0,1758***	0,2684***
BolsaUS\$	NT	NT	-0,5725***
Bolsa	-0,4650***	-0,3628***	-0,4028***

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

Na Tabela 14 são compiladas as variáveis que sofrem influência da variação do Ibovespa, destacando-se a própria variável defasada significativa nos três períodos. A relação direta e bem próxima da unidade nos dois primeiros períodos evidencia uma tendência mais estável da variação do Ibovespa, enquanto no terceiro período este coeficiente é bem menor, o que se justifica pelo aumento da volatilidade por fatores externos durante a crise financeira de 2008.

No segundo período verifica-se uma influência direta e elástica da bolsa sobre fluxo. Como foi o único período de evolução positiva e constante do Ibovespa, infere-se que a atração de investidores estrangeiros mais que proporcionalmente autoalimentava este crescimento, mas com realização de lucros uma vez que o fluxo

de saídas também é significativo. Em contraponto à influência da bolsa sobre fluxo apenas no segundo período, destaca-se seu peso sobre o câmbio apenas no primeiro e no terceiro. O coeficiente é negativo e inelástico, apontando para a depreciação do real nestes períodos em que houve predominância de desvalorização do Ibovespa.

Tabela 14 - Resumo da Bolsa como explicativa

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Bolsa US\$(t-1)	Bolsa (t-1)	Bolsa US\$(t-1)	Bolsa (t-1)	Bolsa US\$(t-1)	Bolsa (t-1)
Saídas	NS	NT	1,1520***	NT	NS	NT
Ingresso	NS	NT	1,3096***	NT	NS	NT
Câmbio	NT	-0,1582**	NT	NS	NT	NS**
BolsaUS\$	0,9104***	NT	0,9207***	NT	0,3774***	NT
Bolsa	NT	NS	NT	NS	NT	NS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

NS**: Significativo no teste de Granger a 5%.

Tabela 15 - Resumo do Fluxo como explicativa

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Ingresso(t-1)	Saída(t-1)	Ingresso(t-1)	Saída(t-1)	Ingresso(t-1)	Saída(t-1)
Saídas	NS	0,4504***	NS**	NS	NS	0,5676***
Ingresso	0,3977**	NS	NS	NS	0,5439**	NS
Câmbio	NS	NS	NS	-0,0658***	NS	NS
BolsaUS\$	NS	NS	NS	NS	0,1156**	NS**
Bolsa	NT	NT	NT	NT	NT	NT

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

NS**: Significativo no teste de Granger a 5%.

A Tabela 15 traz as variáveis que são explicadas pelo fluxo de ingresso e saída de IERV. Destaca-se o próprio fluxo defasado se mantendo em relação direta e inelástica. O fluxo de saídas influencia o câmbio no segundo período de forma inversa, denotando valorização do real mesmo quando há saída de investidor estrangeiro. Este coeficiente não pode ser observado de maneira isolada, uma vez que o período teve uma tendência muito marcada pela valorização do real. O fluxo de saída foi igual ou menor que o de ingresso e causado por ele no sentido de Granger. Embora não tenha coeficiente significativo estatisticamente, é o fluxo de ingresso o verdadeiro motivador da valorização do real. E no terceiro período verifica-se exclusivamente o fluxo causando bolsa, relação não significativa nos anteriores a este, marcado pela crise financeira internacional.

Passando para a Tabela 16 temos o Câmbio como variável explicativa das demais, onde se destaca a diferença entre os dois primeiros períodos para o

terceiro. Nos primeiros há relação direta próxima de 1 do câmbio defasado causando ele próprio, e do câmbio causando fluxo. A relação sobre o fluxo é negativa, e vai de inelástica no primeiro período para elástica no segundo, ou seja, a valorização do real frente ao dólar faz o fluxo estrangeiro aumentar mais que proporcionalmente no segundo período, uma vez que sinaliza potencial de lucro com a bolsa e com a variação cambial. Já no terceiro período, identifica-se a ausência de influência do câmbio sobre a decisão dos agentes, sinalizando que o fluxo passou a seguir motivações externas de maior peso ou importância.

Tabela 16 - Resumo do Câmbio como explicativa

	1999-2002	2003-2007	2008-2012
Saídas	NS**	-2,9234***	NS
Ingresso	-0,8068**	-3,6713***	NS
Câmbio	1,0047***	0,8295***	NS
BolsaUS\$	NT	NT	NT
Bolsa	NS	NS	NS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%. NS**: Significativo no teste de Granger a 5%.

Este mesmo resumo é apresentado de forma oposta da Tabela 17 à Tabela 19, isolando a variável explicada. Na primeira a variável Bolsa sofre influência dela defasada e do risco-país, com destaque para o terceiro período quando ela passa a ser explicada pelo fluxo. A Tabela 18 traz o fluxo sendo explicado principalmente pelo câmbio e pela própria variável defasada, com a interferência mais forte da bolsa no segundo período, que é o único de tendência de alta.

Tabela 17 - Resumo das variáveis que explicam Bolsa

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Bolsa US\$	Bolsa	Bolsa US\$	Bolsa	Bolsa US\$	Bolsa
Embi+(t-1)	NT	-0,4650***	NT	-0,3628***	-0,5725***	-0,4028***
Saídas(t-1)	NS	NT	NS	NT	NS**	NT
Ingresso(t-1)	NS	NT	NS	NT	0,1156**	NT
Câmbio(t-1)	NT	NS	NT	NS	NT	NS
BolsaUS\$(t-1)	0,9104***	NT	0,9207***	NT	0,3774***	NT
Bolsa(t-1)	NT	NS	NT	NS	NT	NS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

NS**: Significativo no teste de Granger a 5%.

Tabela 18 - Resumo das variáveis que explicam Fluxo

	1999-2002		2003-2007		2008-2012	
	Ingresso	Saída	Ingresso	Saída	Ingresso	Saída
Embi+ (t-1)	NT	NT	NT	NT	-0,7039**	NS**
Saídas(t-1)	NS	0,4504***	NS	NS	NS	0,5676***
Ingresso(t-1)	0,3977**	NS	NS	NS**	0,5439**	NS
Câmbio(t-1)	-0,8068**	NS**	-3,6713***	-2,9234***	NS	NS**
BolsaUS\$(t-1)	NS	NS	1,3096***	1,1520***	NS	NS
Bolsa(t-1)	NT	NT	NT	NT	NT	NT

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%.

NS**: Significativo no teste de Granger

Tabela 19 - Resumo das variáveis que explicam Câmbio

	1999-2002	2003-2007	2008-2012
Embi+ (t-1)	0,3206***	0,1758***	0,2684***
Saídas(t-1)	NS	-0,0658***	NS
Ingresso(t-1)	NS	NS	NS
Câmbio(t-1)	1,0047***	0,8295***	NS
BolsaUS\$(t-1)	NT	NT	NT
Bolsa(t-1)	-0,1582**	NS	NS**

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

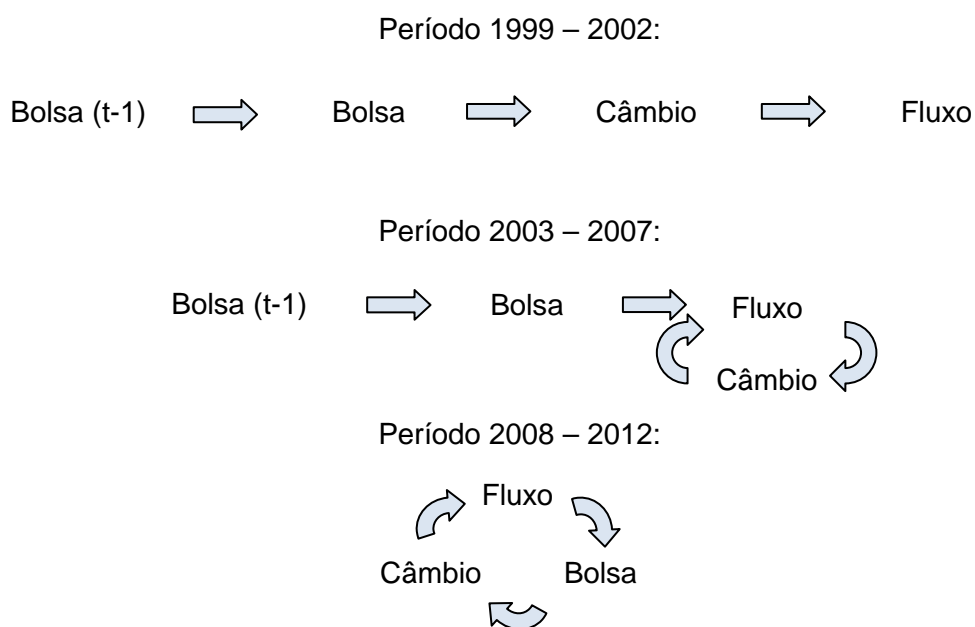
NT: Não Testado NS: Não significativo a 5%. NS**: Significativo no teste de Granger

Por fim, a Tabela 19 traz as variáveis que explicam o câmbio, apresentando em todos os períodos o risco-país com relação direta e inelástica, e coeficiente médio de 0,25% dada uma variação de 1% no risco-país. Nos dois primeiros períodos o câmbio é influenciado por ele próprio com uma defasagem, mas no terceiro esta continuidade se rompe. No primeiro e no terceiro período verifica-se bolsa influenciando câmbio, o que permite inferir que a valorização no segundo período não tem o mesmo efeito sobre o câmbio que tem a sua desvalorização nos outros dois. Em outras palavras, a queda do Ibovespa parece exercer pressão sobre o câmbio, mas sua alta não.

É importante destacar que o coeficiente da bolsa sobre o câmbio é de -0,16 no primeiro período, e de -0,12 no terceiro período não significativo estatisticamente. Comparado à elasticidade da influência do risco-país, pode-se observar que esta afeta o câmbio em maior magnitude. O risco-país medido pelo JP Morgan Chase é também uma medida de quanto o Tesouro brasileiro precisa remunerar acima no *Treasury Bond* para compensar o risco. Neste sentido, assumindo o Embi+ como diferencial de juros, cabe ressaltar que o peso dos juros sobre o câmbio é mais expressivo que o da bolsa.

Outra questão importante diz respeito à relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio, que não se verifica na relação do fluxo de saídas sobre o câmbio. Uma vez que a interferência de fato da queda da bolsa deveria ser transmitida para o câmbio através da saída do IERV, abre-se uma lacuna onde a relação de causalidade tem motivações diferentes destas analisadas, ou seja, no primeiro e no terceiro períodos a bolsa explica câmbio, que por sua vez, explica fluxo, mas o contrário não ocorre. Ver Diagrama 1 com as relações de causalidade.

Diagrama 1 - Relação de causalidade obtida no modelo VAR e no teste de Granger.



Fonte: Resultados da pesquisa elaborada pela autora com base em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

4 CONSIDERAÇÕES FINAIS

A problemática central deste trabalho pode ser sintetizada na busca por evidências que apontem para uma relação entre investimento estrangeiro em renda variável e taxa de câmbio, compreendendo as influências que exercem simultaneamente no Ibovespa e diferencial da taxa de juros, no período iniciado com a mudança do regime cambial em 1999.

Neste sentido, foram revisadas as literaturas a respeito do fluxo de capital na década de 1990 para as economias emergentes, que, como mostram Athukorala e Rajapatirana (2003), Ito (2000) e Calvo et. al. (1993), foram motivados principalmente pelo aumento de liquidez internacional associado a baixas taxas de juros nas economias desenvolvidas. Nas economias asiáticas houve forte ingresso de IED, enquanto nas americanas o predomínio foi de investimento em carteira, especialmente para renda fixa.

Edwards (1998) e demais autores citados concluem que o influxo de capital invariavelmente exerce pressão sobre a taxa de câmbio, e que embora o destinado a IED seja menos volátil, todas as economias passaram por crises externas em algum momento. Isso porque os países que recebem forte influxo de capitais devem optar por esterilizar ou não este ingresso, a primeira opção exige aumento da taxa de juros e do endividamento do governo, e a segunda provoca valorização da moeda doméstica que prejudica o setor exportador. Independentemente da alternativa escolhida, um desequilíbrio de grandes proporções dificilmente pode ser suportado por muito tempo.

Na sequência foram elencados os tópicos específicos ao caso brasileiro, que lançou em 1994 o Plano Real para estabilização econômica. Conforme Bahry e Porcile (2004) e Batista Jr. (2002), o plano de estabilização fundamentava-se na âncora cambial e abertura a importações, que causava déficits comerciais e exigia a atração de investimento externo através de aumento do diferencial de juros, agravando o endividamento do setor público. Passando para a década seguinte, os anos 2000 trazem um perfil diferente de ingresso de investimento em carteira, em que o fluxo para renda variável passa a ter maior aceleração comparativamente ao da renda fixa.

Números divulgados pelo BCB e estudos de Araújo et.al. (2010) e Silva Jr. (2010) apontam para um fracionamento da última década em 3 períodos distintos, sendo o primeiro de 1999 a 2002 caracterizado pelo início do câmbio flutuante e crises de confiança internacionais, o segundo vai de 2003 a 2007, marcado pelo aumento de liquidez mundial e apreciação do Real, e o terceiro inicia-se em 2008 com a crise financeira mundial e aumento da volatilidade nos fluxos externos.

Focando no aspecto financeiro, Callado e Amaral (2005), Meurer (2006) e Franzen et.al. (2009) identificaram fatores determinantes do fluxo de investimento estrangeiro para o Brasil na última década, onde o diferencial de taxa de juros e a taxa de câmbio figuram como as causas mais relevantes, além de mensurar a significativa participação do investidor estrangeiro sobre a variação do Ibovespa. Outros avanços acerca da sofisticação do mercado financeiro são apresentados por Ventura e Garcia (2012) e Silva Jr. (2010), evidenciando a maior participação dos derivativos na formação do câmbio spot, uma vez que o mercado futuro e de swap cambial passou a apresentar volume de negociações muito superior ao mercado à vista, sendo utilizado não só por investidores, mas também pelo governo como instrumento de administração do câmbio.

De forma geral, os estudos existentes abordam a influência que o capital externo para renda fixa exerceu sobre a taxa de câmbio na década de 1990; os efeitos da flutuação de capital sobre as economias emergentes e motivos que justificariam a adoção de ferramentas para controle do influxo de capitais; quais os fatores ponderados pelo investidor estrangeiro na tomada de decisão, tendo como variáveis explicativas a taxa de câmbio e o diferencial de juros, além da expressiva participação do investidor estrangeiro sobre a variação do Ibovespa. Em outras palavras, estes estudos apresentaram uma relação de causalidade de juros sobre o câmbio, e de câmbio sobre bolsa em sentido único. Como o investimento estrangeiro para renda variável se avolumou na última década, abre-se a possibilidade de testar as relações no sentido oposto.

A abordagem empírica proposta buscou reunir as variáveis Ibovespa, taxa de câmbio, fluxo de IERV e risco país para analisar as relações de influência e causalidade de umas sobre as outras simultaneamente, empregando modelagem VAR, testes de causalidade de Granger e funções impulso-resposta. As variáveis foram analisadas em duplas (fluxo-câmbio, fluxo-bolsa e bolsa-câmbio, com o risco

país exógeno) e fracionadas em 3 períodos (1999-2002, 2003-2007 e 2008-2012) devido às quebras de tendência nas variáveis.

Os resultados apontaram relações diferentes nos 3 períodos, cada uma sendo explicada pelo contexto macroeconômico. No primeiro período a relação de causalidade inicia com a bolsa defasada justificando a presente, que por sua vez explica a variável câmbio, e esta por fim explica fluxo. Confirma-se a bibliografia que aponta o câmbio como causa do fluxo, e acrescenta-se a variável bolsa explicando câmbio.

No segundo período as variáveis câmbio e bolsa explicam fluxo. Trata-se de um período de forte valorização do Ibovespa e do real frente ao dólar, em que o fluxo é atraído de forma elástica pela possibilidade de lucro com a bolsa e com a moeda. Já o terceiro período se assemelha mais ao primeiro do que ao terceiro, visto que se trata de momentos de crise e volatilidade. Surge em 2008 uma relação circular de bolsa-câmbio-fluxo, em que o fluxo passou a explicar bolsa devido ao forte movimento de saída em 2008 por motivações externas, seguido de rápido reingresso em 2009.

Analisando cada variável individualmente, verifica-se que a bolsa só é influenciada por ela defasada e pelo risco país nos dois primeiros períodos, e somente no terceiro identifica-se o fluxo como causa devido à crise internacional, deixando claro o peso do estrangeiro na variação do Ibovespa em momentos de crise. Isolando-se a variável fluxo como explicada, o câmbio é a variável explicativa que se repete nos três períodos, com a diferença de que no segundo período a bolsa também explica fluxo e seus coeficientes são maiores que 1, demonstrando ingresso mais que proporcional ao aumento da bolsa e à apreciação do real motivado pelas expectativas de dupla valorização em um cenário de aumento da liquidez mundial.

Por fim, isola-se o câmbio que é a variável central deste trabalho. Em todos os períodos ela é explicada pelo risco-país, e no primeiro e no terceiro períodos verifica-se bolsa influenciando câmbio. A ausência desta relação no segundo período leva a crer que a valorização da bolsa não tem o mesmo efeito sobre o câmbio que tem a sua desvalorização nos outros dois. Conclui-se, portanto, que existe estatisticamente uma relação de causalidade da bolsa sobre o câmbio em momentos de queda do Ibovespa, confirmando hipótese levantada inicialmente.

Recuperando os argumentos citados pelos autores que defendem o controle de capitais, como Paula (2003), Oreiro et al. (2004), Modenesi e Modenesi (2006), Ferrari Filho e Sicsú (2006), entre outros, esta influência da bolsa sobre o câmbio em momentos de volatilidade poderia ser também considerado um fator a ser monitorado, juntamente com a taxa de juros. Embora sejam conceitos bastante diversos, o que apresentam de semelhante é que o fluxo para a renda variável, assim como o destinado à renda fixa, pode ser a causa de uma variação cambial indesejada, e esta por sua vez provavelmente pode afetar diversas variáveis macroeconômicas fundamentais ao nível de crescimento e emprego. Em outras palavras, o capital especulativo de curto prazo em bolsa poderia ter o mesmo tratamento dado ao da renda fixa pelos defensores dos controles de capitais, uma vez que afetam o lado real da economia através da taxa de câmbio. Este assunto, certamente, demanda maior discussão e não pode ser afirmado neste trabalho, ficando apenas como sugestão a partir dos resultados aqui obtidos.

Por outro lado, o conhecimento de que o IERV tem efeitos sobre o câmbio pode também ser utilizado pelo Governo, se assim desejar, para que o incentive sem afetar o déficit público. Conforme o contexto macroeconômico, pode ser interessante facilitar o ingresso de investimento estrangeiro para a renda variável, para que este movimento induza a apreciação do Real frente a outras moedas. Esta atração de investimento estrangeiro via Bolsa de Valores seria mais benéfica do que a estimulada pelo aumento da taxa de juros, como foi empregado no lançamento do Plano Real encarecendo a despesa com juros da dívida.

É importante destacar que o efeito da bolsa sobre o câmbio não se dá de maneira direta através do fluxo, uma vez que o fluxo não causa câmbio. A forma mais plausível de se verificar o efeito da bolsa sobre o câmbio em momentos de queda deveria ser pela saída do investidor externo, mas esta hipótese não se confirma estatisticamente. Não há como se afirmar o motivo de tal relação com as variáveis estudadas, mas fica a possibilidade de que seja pela formação de expectativas nos períodos em que há aumento da percepção de risco. Como já existem estudos que apontam para a formação do câmbio no mercado de derivativos antes do spot, poderia estar aí o mecanismo de transmissão de tais expectativas.

Com relação à hipótese levantada de que o IERV poderia exercer influência sobre o câmbio superior a da renda fixa, constatou-se que os coeficientes da bolsa sobre o câmbio são menos elásticos que os do risco-país, que é também o diferencial de juros. Conclui-se, portanto, que o peso dos juros sobre o câmbio permanece mais expressivo que o da bolsa na última década.

Uma observação importante quanto a esta relação entre Embi+ e câmbio é que o sinal dos coeficientes é positivo nos três períodos, o que equivale dizer que o aumento do diferencial de juros provoca valorização do dólar frente ao real. Ainda que já se tenha admitido a influência do Ibovespa sobre o câmbio de forma indireta, a maneira mais lógica do aumento do Embi+ provocar desvalorização do real seria pela saída de investidor estrangeiro temendo um aumento do risco, e não a sua entrada pelo aumento do diferencial de juros.

Como este não foi o foco desta dissertação, não se pode afirmar que a relação atual seja diferente das verificadas nos trabalhos sobre a década de 1990. Permanecerão em aberto para uma próxima investigação a relação do diferencial de juros com a desvalorização do real, se a bolsa seria uma variável a ser monitorada para controle de capitais, e ainda de que forma o Ibovespa exerce influência sobre o câmbio nos períodos de queda, sem transitar pelo fluxo.

REFERÊNCIAS

AGENOR, Pierre-Richard. (1998) Capital inflows, external shocks, and the real exchange rate. **Journal of International Money and Finance**, 17, pg. 713-740.

ARAUJO, Márcio S.; ARAUJO, Eliane C.; BRUNO, Miguel A. P. (2010). **Fluxo de divisas, reservas internacionais e determinação da taxa de câmbio no Brasil: novas evidências para o período 2003-2009**. III Encontro da Associação Keynesiana Brasileira.

ARIDA, P. (2003). "Por uma moeda plenamente conversível". **Revista de Economia Política**, vol. 23, n. 3, pp. 151-154, jul./set.2003.

ATHUKORALA, Prema-chandra; RAJAPATIRANA, Sarath. (2003) Capital inflows and the real exchange rate: a comparative study of Asia and Latin America. **The World Economy**, v. 26, n. 4, p. 613-637, 2003.

BAHRY, Thaiza R.; PORCILE, Gabriel (2004). Os ciclos de endividamento da economia brasileira no período 1968-1999. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, 8(1): p. 5-32.

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). **Sistema gerenciador de séries temporais (SGS)**. v. 2.0, Módulo público. [Brasília]: 1947. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTelaLocalizarSeries>>. Acesso em 2012.

_____. **Série histórica do balanço de pagamentos**. [Brasília]: 1947-. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/?SERIEBALPAG>>. Acesso em 2012.

_____. **Notas explicativas ao Balanço de Pagamentos compilado de acordo com as normas estabelecidas na quinta edição do Manual de Balanço de Pagamentos do FMI**. Maio/2000.

_____. **Notas Técnicas do Banco Central do Brasil**. nº 1, junho/2001.

_____. **Risco-País**. Série perguntas mais frequentes. Janeiro/2012.

BASTOS, Pedro P. Z.; BIANCARELI, André M.; DEOS, Simone S. (2006). Controle de capitais e reformas liberais: uma comparação internacional. **Economia e Sociedade**, v. 15, n. 3 (28), p. 545-576.

BATISTA JR, Paulo N. (2002). Vulnerabilidade externa da economia brasileira. **Estudos Avançados**, v. 16, n. 45, p. 173-185.

BELLUZZO, Luiz G. M.; ALMEIDA, Julio G (2002). **Depois da queda: a economia brasileira da crise da dívida aos impasses do Real**. Rio de Janeiro: Civilização Brasileira.

BM&F Bovespa (2012). Índice Bovespa – Ibovespa > Estatística Históricas. Disponível em: <www.bmfbovespa.com.br> Acesso em 2012.

BRESSER-PEREIRA, Luiz Carlos (2005). Crítica do crescimento com poupança externa. **Textos para Discussão**, nº 145, Out/2005. Escola de Economia de São Paulo, FGV EESP.

BRUE, Stanley L. (2005). **História do Pensamento Econômico**. São Paulo: Pioneira Thomson Learning.

BUENO, Rodrigo L. S. (2008). **Econometria de Séries Temporais**. São Paulo: Cengage Learning.

CALLADO, Antonio A. C.; AMARAL, Brenda M. (2005). Fluxos de capitais internacionais de investidores institucionais para o Brasil: um estudo sobre os fatores de atração e repulsão. **Cadernos de Pesquisa em Administração**. São Paulo, v.12, n.2, abril/junho, p. 37-48.

CALVO, Guillermo A.; LEIDERMAN, Leonardo; REINHART, Carmen M. (1993) Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America: The Role of External Factors. **Staff Papers – International Monetary Fund**, Vol. 40, No. 1 (Mar., 1993), PP. 108-151.

CALVO, Guillermo A.; LEIDERMAN, Leonardo; REINHART, Carmen M. (1994) The Capital Inflows Problem: Concepts and Issues. **Contemporary Economic Policy**; Jul 1994; 12, 3; ProQuest Central pg. 54.

CALVO, Guillermo A. (1998) Capital Flows and Capital-Market Crises: The Simple Economics of Sudden Stops. **Journal of Applied Economics**, Vol. 1, No. 1, November 1998, pp. 35-54.

CALVO, Guillermo A. (2001) Capital Markets and the Exchange Rate, with Special Reference to the Dollarization Debate in Latin America. **Journal of Money, Credit and Banking**, Vol. 33, No. 2, Part 2: Global Monetary Integration (May, 2001), pp. 312-334.

CARDOSO, Carlos A.; VIEIRA, Flávio, V. (2004). **Câmbio, inflação e juros na transição do regime cambial brasileiro**: uma análise de vetores auto-regressivos e causalidade. ANPEC-Associação Nacional dos Centros de Pósgraduação em Economia [Brazilian Association of Graduate Programs in Economics].

CARDOSO, Eliana; GOLDFAJN, Ilan (1998). Capital flows to Brazil: The endogeneity of capital controls. **Staff Papers-International Monetary Fund**, p. 161-202.

CARNEIRO, R. (2003). A política macroeconômica da era FHC ao governo Lula: da trindade impossível à autonomia necessária. In: REIS VELLOSO (Org.). **Governo Lula: novas prioridades e desenvolvimento sustentado**. Rio de Janeiro: José Olympio. 559p.

CARVALHO, Fernando J.C.; SICSÚ, João (2004). Controvérsias recentes sobre controle de capitais. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 2 (94), p. 163-184.

CASTRO, Lavínia B. (2005) Privatização, abertura e desindexação: a primeira metade do anos 90. In: GIAMBIAGI, Fábio et.al. (Org.). **Economia brasileira contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier, cap. 6.

EDWARDS, Sebastian. (1998) Capital Flows, Real Exchange Rates, and Capital Controls: Some Latin American Experiences. **NBER Working Paper**, nº 6800. Cambridge MA, November 1998.

ENDERS, Walter (2004). **Applied Econometric Time Series**. 2nd Ed. Wiley.

_____ (2010). **Applied Econometric Time Series**. 3rd Ed. University of Alabama: Wiley.

FERRARI FILHO, F.; SICSÚ, J. (Orgs.). (2006). **Câmbio e controle de capitais: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos**. Rio de Janeiro, Campus.

FRANZEN, A.; MEURER, R.; GONÇALVES, C. E. S.; SEABRA, F. (2009) Determinantes do fluxo de investimentos de portfólio para o mercado acionário brasileiro. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 39, n. 2, p. 301-328, Abril-Junho 2009.

GIAMBIAGI, Fábio (2005a). Estabilização, reformas e desequilíbrios macroeconômicos: os anos FHC. In: GIAMBIAGI, Fábio et al. (Org.). **Economia brasileira contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier. Cap. 7.

_____, (2005b). Rompendo com a ruptura: o governo Lula. In: GIAMBIAGI, Fábio et al. (Org.). **Economia brasileira contemporânea**. Rio de Janeiro: Elsevier. Cap. 8.

ITO, Takatoshi. (2000) Capital Flows in Ásia, in EDWARDS, S. (ed.), **Capital Flows and the Emerging Economies: Theory, Evidence, and Controversies**. Chicago: University of Chicago Press, pg. 255-298.

KAPLAN, Ethan; RODRIK, Dani (2001). Did the Malaysian Capital Controls Work? **NBER Working Paper** No. 8142. Cambridge MA, February 2001.

KWIATKOWSKI, D.; PHILLIPS, P.C.B.; SCHMIDT, P.; SHIN, Y. (1992). Testing the null hypothesis of stationary against the alternative era unit root: How sure are we that economic time series have a unit root? **Journal of Econometrics**, v. 54, p. 159-178.

MADDALA, G. S.; KIM, In-Moo (2004). **Unit Roots, Cointegration and Structural Change**. Cambridge University Press, 6^a Ed.

MANTEGA, Guido (2001). **O modelo econômico brasileiro dos anos 90**. Relatório de Pesquisa nº 11/2001. EAESP/FGV/NPP – Núcleo de Pesquisas e Publicações.

MATTOS, Fernando A. M.; JAYME JR. Frederico G. (2011). Ganhos sociais, inflexões na política econômica e restrição externa: novidades e continuidades no Governo Lula. **Revista Economia & Tecnologia**, v. 7.

MEURER, Roberto. (2005) Fluxo de Capital Estrangeiro e Desempenho do Ibovespa. **Revista Brasileira de Finanças**, Vol. 4, No. 1, pp. 345–361.

MODENESI, A. M.; MODENESI, R. L. (2006) Controle de capitais: uma proposta de esquerda? In: FERRARI FILHO, F.; SICSÚ, J. (Orgs.). **Câmbio e controle de capitais**: avaliando a eficiência de modelos macroeconômicos. Rio de Janeiro: Campus-Elsevier. p. 58-85.

ONO, Fábio H; SILVA, Guilherme J. C.; OREIRO, José L.; PAULA, Luiz F. R. (2005). Conversibilidade da Conta de Capital, Taxa de Juros e Crescimento Econômico: uma avaliação da proposta de plena-conversibilidade do Real. **Revista de Economia Contemporânea**, Vol. 09, N.02, p. 231-261.

OREIRO, José. L.; PAULA, Luiz. F.; SILVA, Guilherme. J. C. (2004). Por uma moeda parcialmente conversível: uma crítica a Arida e Bacha. **Revista de Economia Política**, v. 24, n. 2.

PAULA, Luiz F. (2003). Controle de capitais: lições para o Brasil. In: BENECKE, D. W.; NASCIMENTO, R. (Orgs.). **Opções de política econômica para o Brasil**. Rio de Janeiro: Fundação Konrad Adenauer.

PHILLIPS, P.C.B.; PERRON, P. (1988). Testing for a unit root in time series regression. **Biometrika**, v. 75 (2), p. 335-346.

PINHEIRO, Alessandro M.; AMIN, Mario M. (2004). **Fluxos de capitais e componentes macroeconômicos**: análise de inter-relações através da aplicação de um modelo de vetores auto-regressivos (VAR). Essa.

PINTO, Ana C. B.; VIEIRA, Flávio V. (2008). Câmbio flexível e metas de inflação em países selecionados da América Latina: análise de vetores auto-regressivos (VAR). **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v.29, n.1, p.65-100, jun. 2008.

PIRES, Manoel C. C. (2006) A política fiscal no Brasil em context de liberalização da conta capital. In SICSÚ, João; FERRARI FH, Fernando. **Câmbio e Controle de Capitais**. Rio de Janeiro: Elsevier.

PONTIFÍCIA UNIVERSIDADE CATÓLICA DO RIO GRANDE DO SUL. Biblioteca Central Ir. José Otão. **Modelo para apresentação de trabalhos acadêmicos, teses e dissertações elaborado pela Biblioteca Central Irmão José Otão**. 2011. Disponível em: <www.pucrs.br/biblioteca/trabalhosacademicos>. Acesso em: 24 fev. 2013.

RODRIK, Dani. (2008) The Real Exchange Rate and Economic Growth. **Brookings Papers on Economic Activity**, Fall 2008, pp. 365-412 (Article).

SICSÚ, João; CARVALHO, Fernando J. C. (2006). Experiências de controles do fluxo de capitais: focando o caso da Malásia. In: SICSÚ, João; FERRARI FH, Fernando. **Câmbio e Controle de Capitais**. Rio de Janeiro: Elsevier.

SILVA, Guilherme J.C.; RESENDE, Marco F.C. (2010). Eficácia dos controles de capitais: uma abordagem teórica e empírica alternativa. **Estudos econômicos**, v. 40, n.3, p. 617-649.

SILVA JR, A. (2010). **Brazilian Strategy for Managing the Risk of Foreign Exchange Rate Exposure During a Crisis**. Banco Central do Brasil Working Paper Series, (207).

SIMONSEN, Mario H.; CYSNE, Rubens P. (2009). **Macroeconomia**. 4ª Ed. São Paulo: Atlas.

SIMS, C. A., STOCK, J. H. & WATSON, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**. v. 58, n. 1, p. 113–144.

SOIEHT, Elena. (2002). **Índice de controle de capitais**: uma análise da legislação e dos determinantes do fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000. Dissertação de mestrado apresentado FGV-RJ, 96 p.

VENTURA, André; GARCIA, Márcio (2012). Mercado Futuro e à Vista de Câmbio no Brasil: O Rabo Abana o Cachorro. **Revista Brasileira de Economia**. Rio de Janeiro v.66 n.1 jan-mar.

ANEXO

Tabela 20 - Base de dados em nível 1999-2002

Mês/Ano	Fluxo de IERV Ingresso	Fluxo de IERV Saída	Taxa câmbio R\$/US\$	Ibovespa em R\$	Ibovespa em US\$	EMBI+ Índice Brasil
01/1999	1.729,35	-2.386,55	1,9824	8.171,56	4.122,05	1.507,00
02/1999	1.447,65	-1.026,78	2,0640	8.910,72	4.317,21	1.376,00
03/1999	1.808,60	-1.232,62	1,7212	10.696,35	6.214,47	1.041,00
04/1999	2.423,23	-1.635,07	1,6599	11.350,56	6.838,10	873,00
05/1999	3.111,87	-1.676,21	1,7232	11.089,61	6.435,47	1.066,00
06/1999	2.018,16	-1.845,50	1,7687	11.626,94	6.573,72	957,00
07/1999	1.519,31	-1.304,56	1,7884	10.441,90	5.838,68	1.053,00
08/1999	961,33	-1.268,09	1,9151	10.564,60	5.516,47	1.124,00
09/1999	1.319,11	-1.110,21	1,9215	11.106,31	5.780,02	984,00
10/1999	1.111,00	-1.046,25	1,9522	11.700,20	5.993,34	851,00
11/1999	1.293,10	-1.062,91	1,9219	13.778,86	7.169,39	806,00
12/1999	2.246,54	-1.922,09	1,7882	17.091,60	9.557,99	636,00
01/2000	2.247,41	-2.081,68	1,8016	16.388,27	9.096,51	758,00
02/2000	2.148,26	-2.320,39	1,7677	17.660,20	9.990,50	688,00
03/2000	2.253,75	-1.922,25	1,7465	17.820,37	10.203,48	679,00
04/2000	1.376,43	-1.602,75	1,8059	15.537,60	8.603,80	742,00
05/2000	1.744,09	-1.647,88	1,8258	14.956,61	8.191,81	792,00
06/2000	3.287,24	-1.414,68	1,7992	16.727,95	9.297,44	722,00
07/2000	2.082,36	-1.448,94	1,7740	16.454,60	9.275,42	712,00
08/2000	4.851,88	-3.071,99	1,8226	17.346,70	9.517,56	672,00
09/2000	846,87	-1.366,89	1,8429	15.928,39	8.643,11	705,00
10/2000	993,95	-955,78	1,9082	14.867,00	7.791,11	758,00
11/2000	965,12	-1.102,86	1,9588	13.287,00	6.783,23	829,00
12/2000	1.199,67	-1.047,51	1,9546	15.259,00	7.806,71	749,00
01/2001	1.630,28	-865,99	1,9703	17.672,00	8.969,19	677,00
02/2001	991,95	-687,00	2,0444	15.891,00	7.772,94	753,00
03/2001	1.251,38	-1.179,74	2,1608	14.438,00	6.681,78	811,00
04/2001	786,06	-976,28	2,1839	14.917,00	6.830,44	812,00
05/2001	1.321,86	-761,68	2,3592	14.649,00	6.209,31	858,00
06/2001	1.781,58	-884,28	2,3041	14.559,00	6.318,74	847,00
07/2001	1.585,43	-713,83	2,4305	13.754,00	5.658,92	972,00
08/2001	742,66	-924,62	2,5509	12.840,00	5.033,52	954,00
09/2001	533,43	-517,91	2,6705	10.635,00	3.982,40	1.165,00
10/2001	775,16	-764,02	2,7063	11.364,00	4.199,09	1.163,00
11/2001	951,30	-840,57	2,5279	12.931,00	5.115,31	976,00
12/2001	986,01	-1.067,27	2,3196	13.577,00	5.853,16	863,00
01/2002	867,54	-665,48	2,4175	12.721,00	5.262,05	866,00
02/2002	827,65	-582,01	2,3474	14.033,00	5.978,10	785,00
03/2002	1.827,90	-703,81	2,3228	13.254,00	5.706,04	718,00
04/2002	1.865,03	-611,70	2,3617	13.085,00	5.540,50	849,00
05/2002	943,73	-856,83	2,5212	12.861,00	5.101,14	981,00
06/2002	691,18	-1.086,82	2,8436	11.139,00	3.917,22	1.548,00
07/2002	788,06	-1.054,96	3,4277	9.762,00	2.847,97	2.341,00
08/2002	972,23	-1.366,89	3,0215	10.382,00	3.436,04	1.630,00
09/2002	533,55	-828,57	3,8941	8.622,00	2.214,12	2.395,00
10/2002	879,93	-1.177,39	3,6442	10.167,00	2.789,91	1.742,00
11/2002	935,52	-636,02	3,6357	10.508,00	2.890,23	1.606,00
12/2002	1.445,18	-518,06	3,5325	11.268,00	3.189,81	1.446,00

Fonte: Banco Central do Brasil, IPEADATA e BM&F Bovespa, inflacionamento calculado pela autora.

Tabela 21 - Base de dados em nível 2003 - 2007

Mês/Ano	Fluxo de IERV		Taxa câmbio	Ibovespa em	Ibovespa em	EMBI+ Índice Brasil
	Ingresso	Saída	R\$/US\$	R\$	US\$	
01/2003	829,42	-673,16	3,5250	10.941,00	3.103,83	1.319,00
02/2003	609,70	-500,37	3,5624	10.280,00	2.885,70	1.182,00
03/2003	598,49	-690,27	3,3523	11.273,00	3.362,77	1.048,00
04/2003	1.088,39	-712,35	2,8890	12.556,00	4.346,14	822,00
05/2003	907,05	-843,31	2,9648	13.421,00	4.526,78	799,00
06/2003	900,15	-729,67	2,8712	12.972,00	4.517,97	801,00
07/2003	741,15	-604,46	2,9647	13.571,00	4.577,53	801,00
08/2003	1.012,30	-669,79	2,9657	15.174,00	5.116,50	703,00
09/2003	1.494,83	-1.017,72	2,9226	16.010,00	5.478,00	698,00
10/2003	1.546,92	-1.073,07	2,8554	17.982,00	6.297,54	605,00
11/2003	1.258,63	-778,77	2,9486	20.183,00	6.844,94	533,00
12/2003	1.902,74	-968,93	2,8884	22.236,00	7.698,38	463,00
01/2004	1.765,86	-1.273,75	2,9401	21.851,00	7.432,06	493,00
02/2004	1.865,81	-1.144,20	2,9130	21.755,00	7.468,25	579,00
03/2004	1.273,95	-1.488,30	2,9078	22.142,00	7.614,69	559,00
04/2004	1.480,96	-1.199,67	2,9439	19.607,00	6.660,21	663,00
05/2004	1.586,52	-1.653,31	3,1283	19.544,00	6.247,48	701,00
06/2004	1.314,81	-1.538,40	3,1067	21.148,00	6.807,22	650,00
07/2004	1.019,52	-1.122,69	3,0260	22.336,00	7.381,36	593,00
08/2004	1.070,63	-1.368,43	2,9330	22.803,00	7.774,63	521,00
09/2004	1.370,68	-1.126,80	2,8578	23.245,00	8.133,88	469,00
10/2004	1.674,33	-1.773,68	2,8557	22.928,00	8.028,85	473,00
11/2004	2.201,84	-1.344,31	2,7299	25.128,00	9.204,73	414,00
12/2004	2.862,15	-1.970,16	2,6536	26.196,00	9.871,87	382,00
01/2005	1.824,20	-1.514,40	2,6240	24.350,00	9.279,73	418,00
02/2005	3.444,59	-1.801,38	2,5942	28.139,00	10.846,89	393,00
03/2005	3.463,23	-2.416,72	2,6654	26.610,00	9.983,49	458,00
04/2005	2.156,21	-2.679,27	2,5305	24.843,00	9.817,43	457,00
05/2005	1.844,52	-2.220,10	2,4030	25.207,00	10.489,80	420,00
06/2005	3.198,93	-2.361,14	2,3496	25.051,00	10.661,81	414,00
07/2005	3.578,65	-2.058,97	2,3897	26.042,00	10.897,60	402,00
08/2005	3.073,58	-2.910,71	2,3629	28.044,00	11.868,47	413,00
09/2005	3.899,31	-3.068,33	2,2214	31.583,00	14.217,61	345,00
10/2005	3.328,71	-3.677,52	2,2535	30.193,00	13.398,27	357,00
11/2005	4.242,02	-3.184,36	2,2062	31.916,00	14.466,50	340,00
12/2005	5.068,96	-3.784,35	2,3399	33.455,00	14.297,62	311,00
01/2006	4.922,15	-3.679,89	2,2152	38.242,00	17.263,45	266,00
02/2006	6.518,85	-4.594,44	2,1347	38.610,00	18.086,85	221,00
03/2006	4.212,45	-4.383,35	2,1716	37.951,00	17.476,05	235,00
04/2006	1.249,02	-1.302,18	2,0884	40.363,00	19.327,24	218,00
05/2006	8.180,40	-6.254,41	2,2997	36.530,04	15.884,70	273,00
06/2006	5.059,09	-5.268,39	2,1635	36.630,66	16.931,20	254,00
07/2006	3.629,49	-2.954,18	2,1754	37.077,12	17.043,82	223,00
08/2006	3.829,10	-3.780,06	2,1380	36.232,22	16.946,78	223,00
09/2006	3.400,17	-3.455,20	2,1734	36.449,40	16.770,68	233,00
10/2006	5.747,43	-3.245,16	2,1422	39.262,79	18.328,26	223,00
11/2006	5.499,84	-5.009,54	2,1660	41.931,84	19.359,11	223,00
12/2006	5.012,03	-4.694,07	2,1372	44.473,71	20.809,33	192,00
01/2007	6.033,80	-5.617,39	2,1239	44.641,60	21.018,69	190,00
02/2007	8.724,18	-6.179,88	2,1174	43.892,31	20.729,34	195,00
03/2007	8.355,33	-8.427,66	2,0496	45.804,66	22.348,10	167,00
04/2007	8.595,04	-5.681,57	2,0331	48.957,39	24.080,17	156,00
05/2007	9.260,03	-7.301,53	1,9281	52.268,46	27.108,79	142,00
06/2007	9.651,85	-9.127,59	1,9254	54.392,06	28.249,75	160,00
07/2007	14.132,47	-7.110,01	1,8768	54.182,50	28.869,62	208,00
08/2007	5.855,09	-5.909,23	1,9612	54.637,24	27.859,09	195,00
09/2007	4.707,42	-3.962,18	1,8381	60.465,06	32.895,41	173,00
10/2007	19.731,22	-15.030,41	1,7432	65.317,70	37.470,00	167,00
11/2007	14.153,77	-14.570,92	1,7829	63.006,16	35.339,14	220,00
12/2007	19.984,91	-11.938,41	1,7705	63.886,00	36.083,59	221,00

Fonte: Banco Central do Brasil, IPEADATA e BM&F Bovespa, inflacionamento calculado pela autora.

Tabela 22 - Base de dados em nível 2008 - 2012

Mês/Ano	Fluxo de IERV Ingresso	Fluxo de IERV Saída	Taxa câmbio R\$/US\$	Ibovespa em R\$	Ibovespa em US\$	EMBI+ Índice Brasil
01/2008	14.174,29	-17.457,57	1,7595	59.490,40	33.810,97	255,00
02/2008	13.826,69	-14.113,10	1,6825	63.489,30	37.735,10	265,00
03/2008	16.883,24	-15.530,97	1,7483	60.968,07	34.872,77	284,00
04/2008	18.857,94	-12.675,26	1,6864	67.868,46	40.244,58	218,00
05/2008	22.778,86	-21.333,49	1,6286	72.592,50	44.573,56	181,00
06/2008	37.330,35	-37.743,27	1,5911	65.017,58	40.863,29	228,00
07/2008	26.747,06	-26.907,82	1,5658	59.505,18	38.003,05	226,00
08/2008	31.218,76	-32.888,26	1,6336	55.680,41	34.084,48	240,00
09/2008	13.463,49	-15.393,34	1,9135	49.541,27	25.890,39	331,00
10/2008	12.966,65	-19.266,14	2,1145	37.256,84	17.619,69	449,00
11/2008	8.317,95	-10.177,97	2,3323	36.595,87	15.690,89	489,00
12/2008	9.633,49	-10.608,70	2,3362	37.550,31	16.073,24	428,00
01/2009	6.776,85	-7.354,47	2,3154	39.300,79	16.973,65	409,00
02/2009	6.625,57	-6.988,82	2,3776	38.183,31	16.059,60	421,00
03/2009	8.603,32	-7.702,68	2,3144	40.925,87	17.683,14	425,00
04/2009	9.902,98	-9.229,04	2,1775	47.289,53	21.717,35	355,00
05/2009	12.913,71	-10.274,27	1,9722	53.197,00	26.973,43	294,00
06/2009	13.544,32	-13.632,82	1,9508	51.465,00	26.381,48	284,00
07/2009	20.715,80	-13.710,84	1,8718	54.765,00	29.257,93	265,00
08/2009	14.465,63	-10.773,06	1,8856	56.488,00	29.957,57	271,00
09/2009	15.496,21	-11.343,25	1,7773	61.517,00	34.612,61	234,00
10/2009	27.263,38	-12.228,82	1,7432	61.545,00	35.305,76	240,00
11/2009	9.156,04	-7.175,72	1,7497	67.044,00	38.317,43	231,00
12/2009	11.191,96	-7.597,53	1,7404	68.588,00	39.409,33	192,00
01/2010	7.175,80	-5.866,69	1,8740	65.402,00	34.899,68	234,00
02/2010	7.201,49	-5.280,08	1,8102	66.503,00	36.737,93	215,00
03/2010	7.848,35	-5.618,06	1,7802	70.371,00	39.529,83	185,00
04/2010	8.816,60	-5.410,08	1,7298	67.529,00	39.038,62	196,00
05/2010	10.199,99	-10.689,42	1,8159	63.046,00	34.718,87	235,00
06/2010	7.252,09	-5.563,45	1,8007	60.935,90	33.840,12	248,00
07/2010	8.080,14	-4.778,96	1,7564	67.515,00	38.439,42	214,00
08/2010	7.429,32	-5.578,69	1,7552	65.145,00	37.115,43	233,00
09/2010	9.886,24	-5.351,82	1,6934	69.429,00	40.999,76	206,00
10/2010	23.042,17	-8.092,16	1,7006	70.673,00	41.557,69	175,00
11/2010	9.358,32	-7.330,47	1,7153	67.714,00	39.476,48	198,00
12/2010	11.067,24	-8.984,21	1,6654	69.304,00	41.614,03	189,00
01/2011	6.652,89	-5.962,48	1,6726	66.574,00	39.802,70	179,00
02/2011	8.728,02	-8.131,40	1,6604	67.383,00	40.582,39	177,00
03/2011	6.781,18	-7.299,34	1,6279	68.586,00	42.131,58	173,00
04/2011	8.831,76	-6.915,24	1,5725	66.132,00	42.055,33	169,00
05/2011	8.634,66	-6.958,45	1,5791	64.620,00	40.922,04	175,00
06/2011	7.189,62	-7.671,15	1,5603	62.403,00	39.994,23	154,00
07/2011	6.610,03	-4.863,07	1,5555	58.823,00	37.816,14	160,00
08/2011	7.612,29	-7.684,28	1,5864	56.495,00	35.612,08	194,00
09/2011	4.955,36	-4.550,34	1,8536	52.324,00	28.228,31	274,00
10/2011	5.948,21	-5.524,13	1,6878	58.338,00	34.564,52	227,00
11/2011	4.253,87	-3.718,86	1,8102	56.874,00	31.418,63	224,00
12/2011	8.817,72	-8.564,89	1,8751	56.754,08	30.267,23	208,00
01/2012	10.180,24	-5.918,77	1,7385	63.072,31	36.279,73	221,00
02/2012	12.954,81	-12.195,65	1,7086	65.811,00	38.517,50	194,00
03/2012	11.173,24	-11.045,02	1,8215	64.510,00	35.415,87	176,00
04/2012	11.911,21	-11.276,31	1,8912	61.820,00	32.688,24	186,00

Fonte: Banco Central do Brasil, IPEADATA e BM&F Bovespa, inflacionamento calculado pela autora.

Legenda para as Tabelas 23 a 31:

LIERVOUT: Log de Investimento Estrangeiro em Renda Variável – Saídas

LIERVIN: Log de Investimento Estrangeiro em Renda Variável – Ingressos

LTXRSUS: Log da Taxa de Câmbio Real/Dólar

LIBOVUS: Log do Índice Ibovespa em dólares

LIBOV: Log do Índice Ibovespa nominal

LEMBI: Log do Risco País medido pelo JP Morgan *Embi+ Índex Brasil*

Tabela 23 - Testes de raiz unitária para o período 1999-2002

Variável	Defasagens	Intercept	Estatística t	Valor crítico 5%	Teste
LIBOV	1	N	0,399	-1,948	PP
	2	S	-2,552	-2,925	PP
	5	S	0,217	0,463	KPSS
DLIBOV	2	N	-6,152	-1,948	PP
	2	S	-6,096	-2,927	PP
	1	S	0,292	0,463	KPSS
LIBOVUS	0	N	-0,286	-1,948	PP
	2	S	-1,246	-2,925	PP
	5	S	0,491	0,463	KPSS
DLIBOVUS	0	N	-6,622	-1,948	PP
	0	S	-6,560	-2,927	PP
	0	S	0,316	0,463	KPSS
LIERVIN	36	N	-0,273	-1,948	PP
	3	S	-3,673	-2,925	PP
	4	S	0,684	0,463	KPSS
DLIERVIN	45	N	-21,353	-1,948	PP
	45	S	-22,231	-2,927	PP
	36	S	0,399	0,463	KPSS
LIERVOUT	11	N	-1,368	-1,948	PP
	2	S	-3,058	-2,925	PP
	5	S	0,669	0,463	KPSS
DLIERVOUT	7	N	-11,955	-1,948	PP
	7	S	-12,067	-2,927	PP
	12	S	0,108	0,463	KPSS
LTXRSUS	1	N	1,375	-1,948	PP
	1	S	0,216	-2,925	PP
	5	S	0,773	0,463	KPSS
DLTXRSUS	3	N	-7,699	-1,948	PP
	2	S	-7,875	-2,927	PP
	1	S	0,273	0,463	KPSS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 24 - Testes de raiz unitária para o período 2003-2007

Variável	Defasagens	Intercept	Estatística t	Valor crítico 5%	Teste
LIBOV	0	N	3,795	-1,946	PP
	0	S	-1,081	-2,912	PP
	6	S	0,953	0,463	KPSS
DLIBOV	4	N	-6,083	-1,947	PP
	1	S	-7,311	-2,913	PP
	0	S	0,087	0,463	KPSS
LIBOVUS	3	N	4,240	-1,946	PP
	4	S	-1,056	-2,912	PP
	6	S	0,968	0,463	KPSS
DLIBOVUS	4	N	-6,704	-1,947	PP
	1	S	-8,233	-2,913	PP
	4	S	0,096	0,463	KPSS
LIERVIN	14	N	2,800	-1,946	PP
	2	S	-0,996	-2,912	PP
	6	S	0,954	0,463	KPSS
DLIERVIN	11	N	-13,004	-1,947	PP
	39	S	-27,198	-2,913	PP
	14	S	0,190	0,463	KPSS
LIERVOUT	58	N	4,876	-1,946	PP
	5	S	-0,918	-2,912	PP
	6	S	0,965	0,463	KPSS
DLIERVOUT	11	N	-13,408	-1,947	PP
	53	S	-42,927	-2,913	PP
	58	S	0,500	0,463	KPSS
LTXRSUS	10	N	-3,212	-1,946	PP
	8	S	-0,939	-2,912	PP
	6	S	0,958	0,463	KPSS
DLTXRSUS	0	N	-8,394	-1,947	PP
	5	S	-9,404	-2,913	PP
	11	S	0,075	0,463	KPSS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 25 - Testes de raiz unitária para o período 2008-2012

Variável	Defasagens	Intercept	Estatística t	Valor crítico 5%	Teste
LIBOV	3	N	0,028	-1,947	PP
	4	S	-1,925	-2,920	PP
	5	S	0,258	0,463	KPSS
DLIBOV	2	N	-5,390	-1,948	PP
	2	S	-5,331	-2,921	PP
	3	S	0,076	0,463	KPSS
LIBOVUS	4	N	-0,083	-1,947	PP
	4	S	-1,957	-2,920	PP
	5	S	0,262	0,463	KPSS
DLIBOVUS	2	N	-5,340	-1,948	PP
	2	S	-5,285	-2,921	PP
	4	S	0,070	0,463	KPSS
LIERVIN	5	N	-0,193	-1,947	PP
	2	S	-3,009	-2,920	PP
	5	S	0,491	0,463	KPSS
DLIERVIN	0	N	-10,498	-1,948	PP
	0	S	-10,392	-2,921	PP
	5	S	0,061	0,463	KPSS
LIERVOUT	10	N	-0,430	-1,947	PP
	0	S	-2,760	-2,920	PP
	5	S	0,591	0,463	KPSS
DLIERVOUT	0	N	-11,765	-1,948	PP
	0	S	-11,650	-2,921	PP
	10	S	0,241	0,463	KPSS
LTXRSUS	3	N	-0,205	-1,947	PP
	3	S	-2,020	-2,920	PP
	5	S	0,246	0,463	KPSS
DLTXRSUS	2	N	-6,068	-1,948	PP
	2	S	-6,016	-2,921	PP
	3	S	0,076	0,463	KPSS

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 26 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 1999-2002

Series:	Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
	Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
		No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
LIERVIN LIERVOUT LTXRSUS	Trace	1	1	1	0	1
	Max-Eig	1	0	1	0	0
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS	Trace	1	0	1	1	1
	Max-Eig	1	0	1	0	0
LIBOV LTXRSUS LEMBI	Trace	0	0	0	0	0
	Max-Eig	0	0	0	0	0

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 27 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 2003-2007

Series:	Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
	Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
		No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
LIERVIN LIERVOUT LTXRSUS	Trace	1	2	1	2	3
	Max-Eig	0	1	1	2	3
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS	Trace	3	3	2	3	3
	Max-Eig	3	3	2	3	3
LIBOV LTXRSUS LEMBI	Trace	0	0	0	0	0
	Max-Eig	1	0	0	0	0

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 28 - Teste de Cointegração de Johansen para o período 2008-2012

Series:	Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
	Test Type	No Intercept	Intercept	Intercept	Intercept	Intercept
		No Trend	No Trend	No Trend	Trend	Trend
LIERVIN LIERVOUT LTXRSUS LEMBI	Trace	0	0	0	0	0
	Max-Eig	0	0	0	0	0
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS LEMBI	Trace	0	0	1	1	1
	Max-Eig	0	0	1	1	1
LIBOV LTXRSUS LEMBI	Trace	0	0	0	1	3
	Max-Eig	0	0	0	1	1

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 29 - Critérios de Akaike e Schwarz 1999-2002

Séries		3 Lags	2 Lags	1 Lag
LIERVIN LIERVOUT LTXRSUS	AIC	1,124	1,161	1,073
	SC	1,525	1,439	1,230
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS	AIC	1,164	1,182	1,133
	SC	1,566	1,460	1,291
DLIBOV DLTXRSUS DLEMBI	AIC	-2,478	-2,575	-2,631
	SC	-2,154	-2,334	-2,472

Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 30 - Critérios de Akaike e Schwarz 2003-2007

Séries		3 Lags	2 Lags	1 Lag
LIERVIN LIERVOUT LTXRSUS	AIC	1,018	0,931	0,833
	SC	1,376	1,180	0,973
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS	AIC	0,891	0,788	0,714
	SC	1,250	1,036	0,855
DLIBOV DLTXRSUS DLEMBI	AIC	-3,256	-3,322	-3,396
	SC	-2,966	-3,107	-3,254

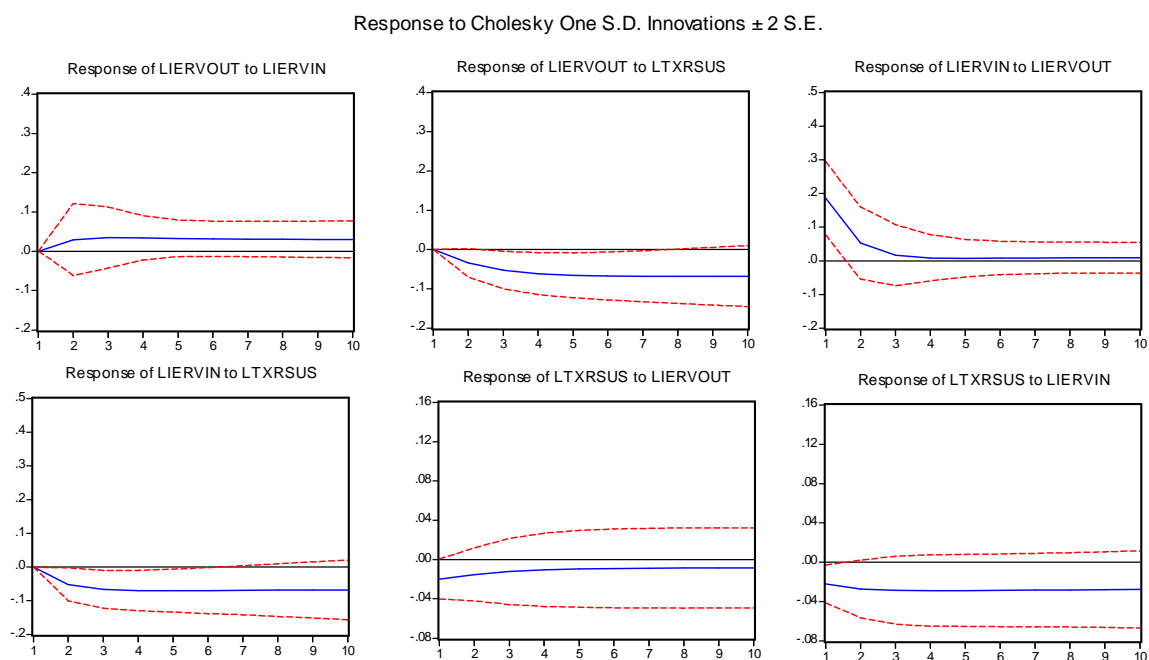
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Tabela 31 - Critérios de Akaike e Schwarz 2008-2012

Séries		3 Lags	2 Lags	1 Lag
DLIERVIN DLIERVOUT DLTXRSUS DLEMBI	AIC	0,936	0,862	0,755
	SC	1,365	1,171	0,946
LIERVIN LIERVOUT LIBOVUS LEMBI	AIC	0,784	0,779	0,842
	SC	1,208	1,085	1,031
DLIBOV DLTXRSUS DLEMBI	AIC	-2,929	-3,012	-3,078
	SC	-2,617	-2,780	-2,925

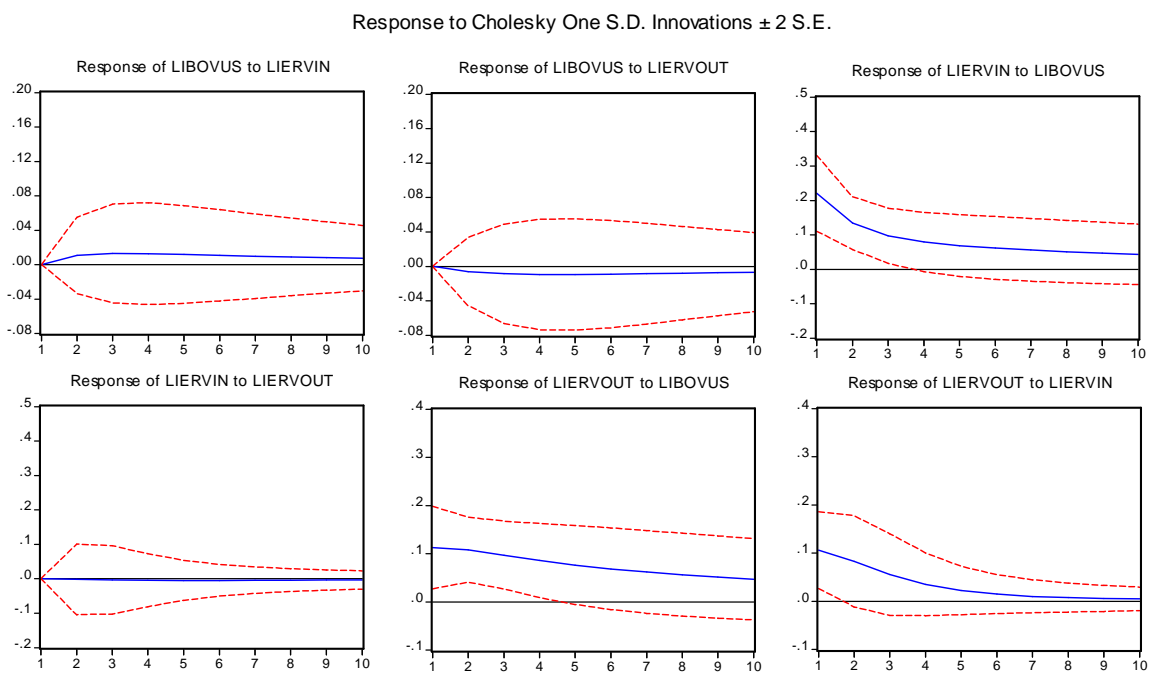
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 1 – Funções Impulso-Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (1999 - 2002).



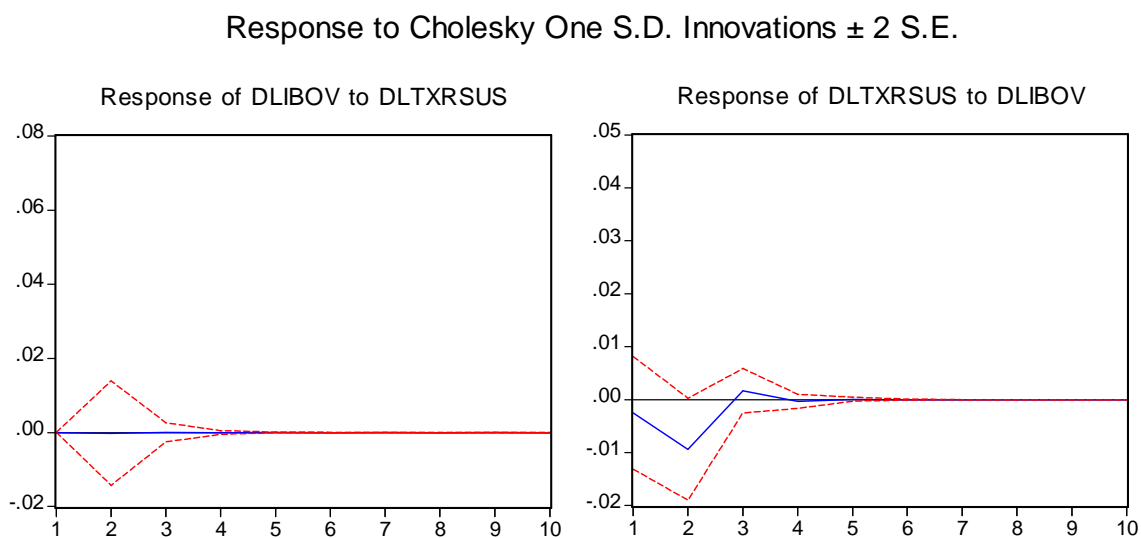
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 2 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas (1999 - 2002)



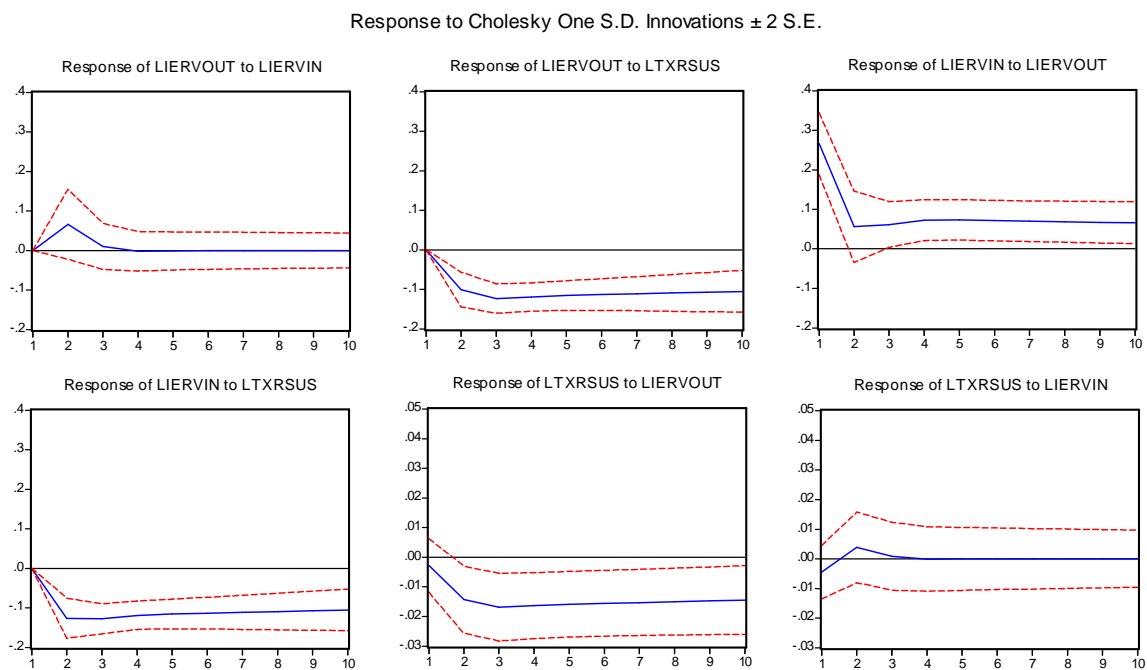
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 3 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (1999-2002)



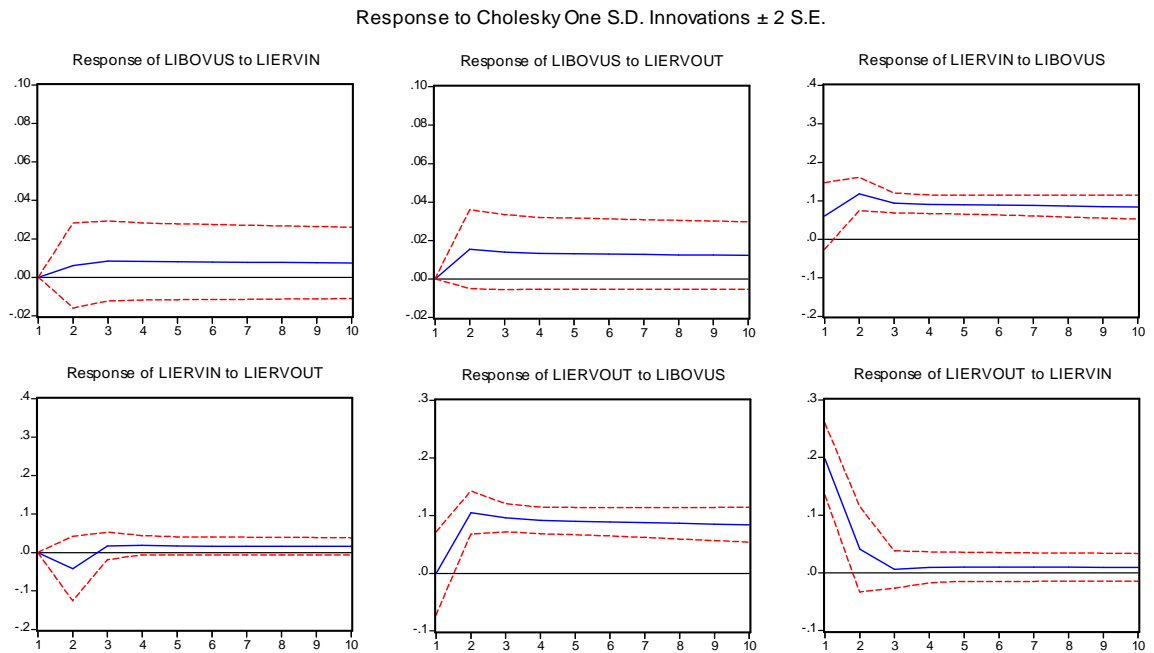
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 4 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ (2003 - 2007).



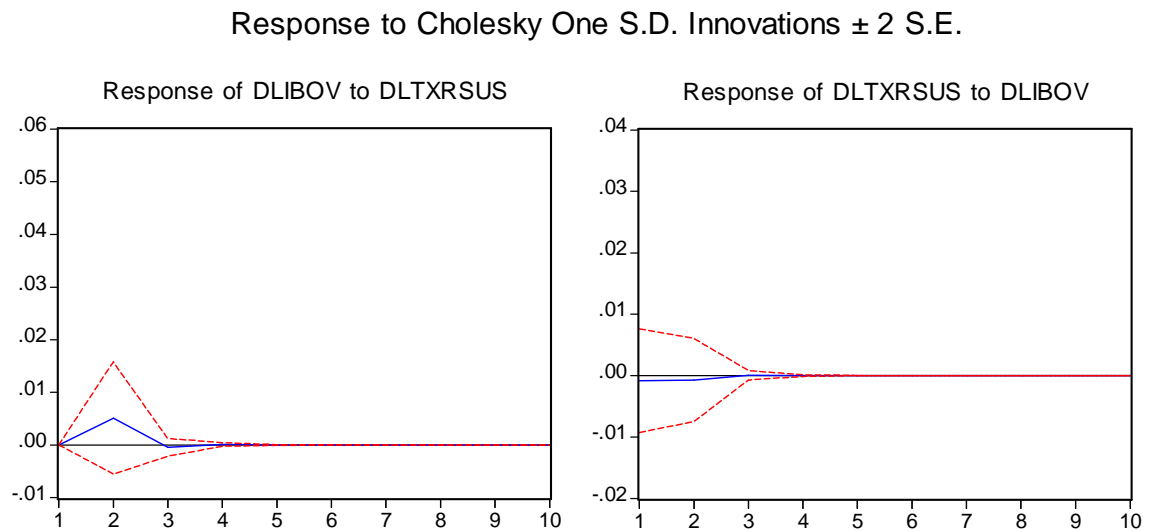
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 5 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas (2003 - 2007)



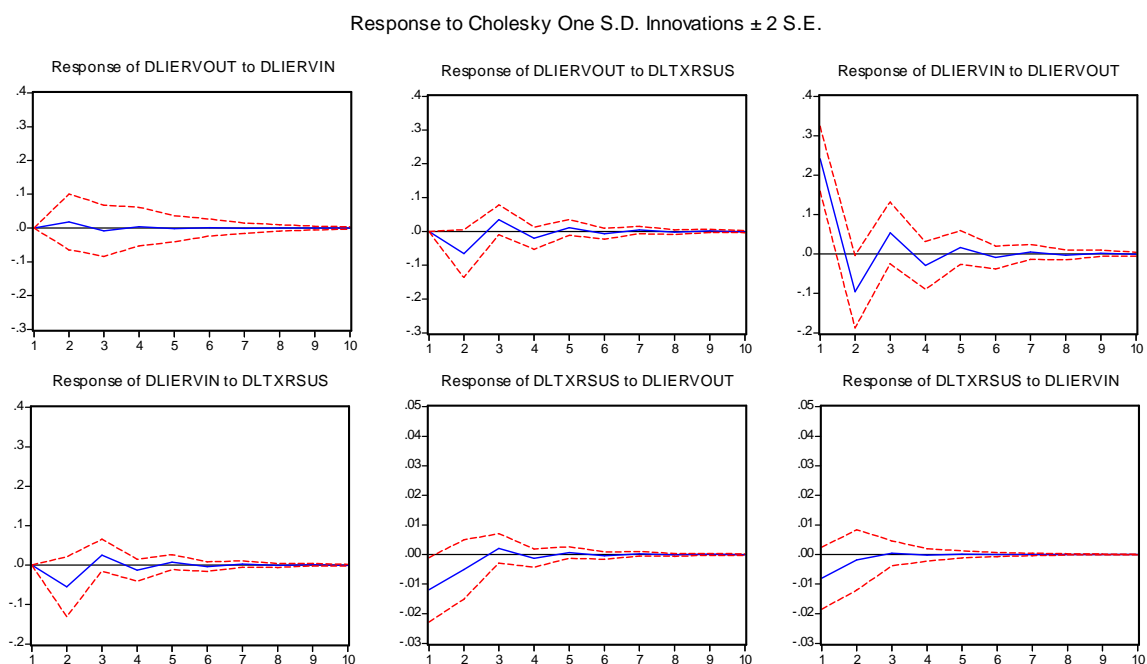
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 6 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2003-2007).



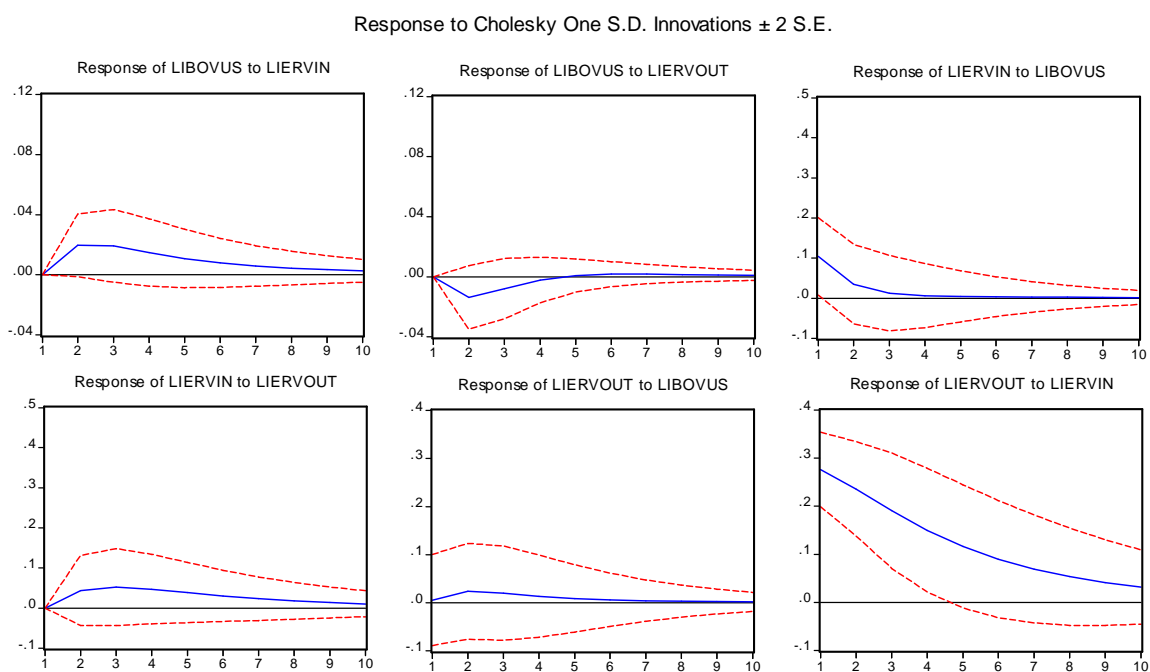
Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 7 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Saídas, Ingressos e Câmbio R\$/US\$ com Risco País Exógeno em 1ª Diferença (2008 - 2012).



Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

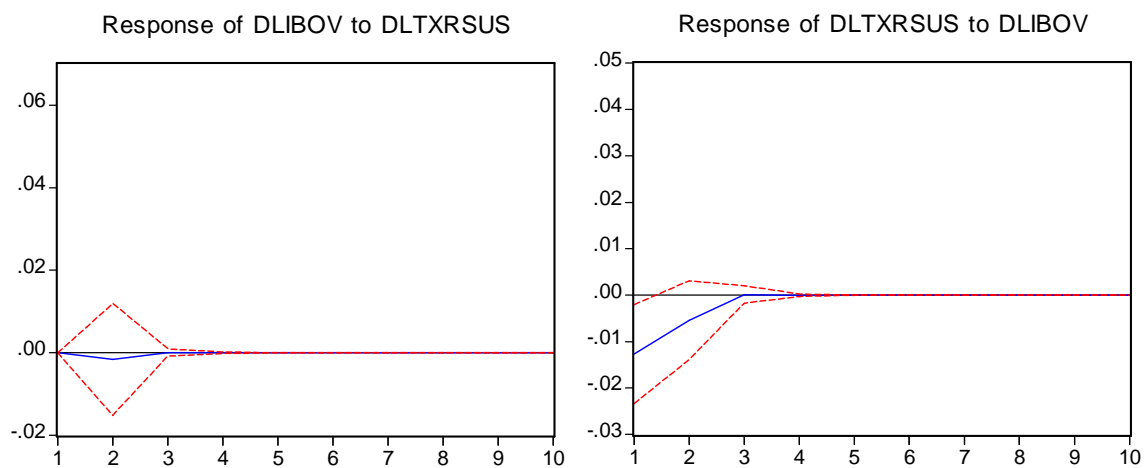
Figura 8 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa em dólar, Ingressos e Saídas com Risco País Exógeno (2008 - 2012).



Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.

Figura 9 - Impulso Resposta do Sistema VAR: Bolsa e Câmbio R\$/US\$ com Risco País exógeno em 1ª Diferença (2008-2012).

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



Fonte: Cálculos da autora baseados em dados do Banco Central do Brasil e IPEADATA.