

NORBERTO MARTINS VIEIRA

**FLUXO DE CAPITAIS DE PORTFÓLIO: EFEITOS SOBRE A ECONOMIA  
BRASILEIRA SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

VIÇOSA  
MINAS GERAIS – BRASIL  
2010

**Ficha catalográfica preparada pela Seção de Catalogação e  
Classificação da Biblioteca Central da UFV**

T

V657f  
2010

Vieira, Norberto Martins, 1981-  
Fluxo de capitais de portfólio: efeitos sobre a economia  
brasileira sob o regime de câmbio flutuante / Norberto  
Martins Vieira. – Viçosa, MG, 2010.  
xvi, 99f. : il. (algumas col.) ; 29cm.

Inclui apêndices.

Orientador: Antônio Carvalho Campos.

Tese (doutorado) - Universidade Federal de Viçosa.

Referências bibliográficas: f. 82-87.

1. Investimentos estrangeiros. 2. Capital de risco. 3. Taxa  
de câmbio. 4. Economia - Brasil. I. Universidade Federal de  
Viçosa. II. Título.

CDD 22. ed. 332.673



NORBERTO MARTINS VIEIRA

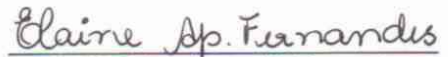
**FLUXO DE CAPITAIS DE PORTFÓLIO: EFEITOS SOBRE A  
ECONOMIA BRASILEIRA SOB O REGIME DE CÂMBIO FLUTUANTE**

Tese apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Doctor Scientiae*.

APROVADA: 09 de julho de 2010.



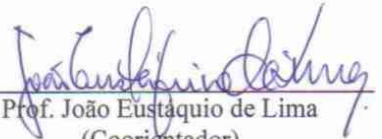
Prof.<sup>a</sup> Fátima Marília Andrade de  
Carvalho



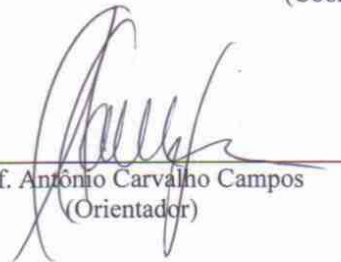
Prof.<sup>a</sup> Elaine Aparecida Fernandes



Prof. Leonardo Bornacki de Mattos



Prof. João Eustáquio de Lima  
(Coorientador)



Prof. Antônio Carvalho Campos  
(Orientador)

Rio Pomba, 16/10/1993.

Querido sobrinho Norberto,

Estamos felizes porque você escolheu  
o verdadeiro caminho.

Seja perseverante.

O caminho é difícil, mas as alegrias são  
muitas e Deus estará sempre ao seu lado.

Com muito carinho.

Tios: Helvécio e Rita.

Primos: Maximilian, Vinícius e Juliana.

## AGRADECIMENTOS

A Deus, pela serenidade e força para enfrentar os momentos de instabilidade.

Aos meus pais, Antônio Carlos e Beatriz, pelo amor e pelo esforço para me proporcionar a oportunidade de lutar pelos meus objetivos. Às minhas irmãs, Carla e Cristina, pela compreensão e pelo apoio nessa fase.

A toda minha família: meus avôs e avós, tios e tias, primos e primas, por serem incentivadores incondicionais. Em especial à tia Rejane e ao tio Alexandre, que me acompanharam de perto todo tempo. Também aos meus primos Rodrigo e Laura, que são minhas fontes de inspiração e a quem dedico mais essa conquista.

Aos meus grandes e estimados amigos Alessandro, Cristian, Barretos, Dênis e Gabriel, que, estando próximos ou não, sempre me apoiaram e me deram confiança para continuar trabalhando. Aos meus amigos de república Marco Antônio, Dalton, Tiago, Marinaldo, Pablo, Rafael e Willian, pelos momentos de grande descontração e pela união que nos transformou em uma família. À Aline, uma grande amiga por quem tenho muito carinho e admiração. E, de maneira muito especial à Karine, que encheu meus dias de alegria e me ajudou muito nessa etapa da minha vida.

Aos professores do Departamento de Economia Rural, em especial aos meus orientadores Antônio Carvalho Campos e Maurinho Luiz dos Santos, pela atenção, empenho e paciência – para o desenvolvimento e conclusão desse trabalho eles seguramente extrapolaram as obrigações de docentes, sendo verdadeiros amigos. Ao professor Leonardo Bornacki de Mattos, pelo apoio e dedicação fundamentais para a conclusão desse trabalho. À professora Fátima Marília Andrade de Carvalho, pelo aconselhamento e atenção desde o início do meu trabalho. Aos professores João Eustáquio de Lima e Elaine Aparecida Fernandes, pelas valiosas contribuições dadas para esta pesquisa.

Aos funcionários do Departamento de Economia Rural, especialmente à Carminha, Graça, Cidinha, Luíza e Tedinha, que sempre dedicam muito carinho e atenção aos alunos, tornando nosso trabalho mais agradável.

À Universidade Federal de Viçosa, não somente pela oportunidade de aprimoramento profissional, mas pelo acolhimento que me possibilitou mudar toda a história da minha vida.

À FAPEMIG, pela concessão da bolsa de estudos.

## **BIOGRAFIA**

NORBERTO MARTINS VIEIRA, filho de Antônio Carlos da Silva Vieira e Beatriz Pereira Martins Vieira, nasceu em Rio Pomba, Minas Gerais, em 1º de setembro de 1981.

Em fevereiro de 2000, iniciou o curso de Ciências Econômicas pela Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais, graduando-se em janeiro de 2005.

Em março de 2005, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, em nível de Mestrado, no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de dissertação em dezembro de 2006.

Em março de 2007, iniciou o curso de Doutorado em Economia Aplicada no Departamento de Economia Rural da Universidade Federal de Viçosa, submetendo-se à defesa de tese em 9 de julho de 2010.

Em agosto de 2010, ingressou no quadro de docentes da Universidade Federal Fluminense, Instituto Campos dos Goytacazes, após ter sido aprovado em concurso público em junho de 2010.

## SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS .....	viii
LISTA DE FIGURAS .....	x
RESUMO .....	xiii
ABSTRACT .....	xv
1. INTRODUÇÃO .....	1
1.1. Considerações Gerais .....	1
1.2. A inserção externa da economia brasileira.....	6
1.2.1. O desempenho da balança comercial .....	8
1.2.2. A conta financeira e o desempenho dos fluxos de capitais.....	14
1.3. O problema e sua importância.....	18
1.4. Objetivos .....	20
1.4.1. Objetivo Geral.....	20
1.4.2. Objetivos Específicos.....	21
2. REFERENCIAL TEÓRICO .....	22
2.1. Modelo macroeconômico para economia aberta.....	22
3. METODOLOGIA .....	32
3.1. Modelo para teste da paridade descoberta da taxa de juros .....	32
3.1.1. Descrição do modelo Vetorial de Correção de Erro .....	32
3.1.2. Estacionariedade .....	36
3.1.3. Modelo empírico .....	38
3.2. O impacto dos capitais de portfólio na economia brasileira .....	43
3.2.1. Modelo de Autorregressão Vetorial Estrutural (SVAR).....	43

3.2.2. Modelo empírico .....	45
3.3. Fonte de dados e descrição das variáveis .....	49
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS.....	51
4.1. Paridade descoberta da taxa de juros no Brasil.....	51
4.2. Impactos dos capitais de portfólio na economia brasileira .....	62
5. RESUMO E CONCLUSÕES .....	76
REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	82
Apêndices.....	88
Apêndice A .....	89
Apêndice B.....	93

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Principais contas do Balanço de Pagamento do Brasil, 1999 a 2009, em US\$ milhões .....	7
Tabela 2 – Preço, <i>quantum</i> e valor das exportações brasileiras totais, por categorias de produto, 1999 a 2007, variação percentual (%) .....	12
Tabela 3 – Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural .....	48
Tabela 4 – Descrição das Variáveis utilizadas na análise empírica .....	50
Tabela 5 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do VEC, variáveis R, R* e DESVA, de 1999:04 a 2009:10 .....	56
Tabela 6 – Resultado do teste de significância de restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor cointegração para as variáveis DESVA e R* .....	58
Tabela 7 – Resultado do teste de significância de restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor cointegração para as variáveis DESVA e R* .....	60
Tabela 8 – Resultado do teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo ( $\alpha$ ) para a variável R .....	60
Tabela 9 – Resultado da decomposição histórica da variância do erro de previsão do fator de capitalização da taxa de juros brasileira (R) .....	61
Tabela 13 – Resultado dos testes ADF e PP para as séries utilizadas, de 1999:04 a 2009:10 .....	64
Tabela 14 – Resultado do teste de raiz unitária sob mudança estrutural para as séries utilizadas, de 1999:04 a 2009:10 .....	65
Tabela 15 – Resultado do teste do critério de seleção do número de defasagens para o SVAR .....	66

Tabela 17 – Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural .....	67
Tabela 18 – Resultado da decomposição histórica do erro de previsão do investimento em portfólio (PORTFÓLIO).....	71
Tabela 19 – Resultado da decomposição histórica do erro de previsão da taxa de câmbio real (CAM_REAL).....	72
Tabela 1A – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.....	89
Tabela 2A – Resultado dos testes ADF e PP para o logaritmo das séries de fator de capitalização das taxas de juros internacional e brasileira e expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, de 1999:04 a 2009:10.....	89
Tabela 3A – Resultado do teste de raiz unitária sob mudança estrutural para o logaritmo das séries de fator de capitalização da taxa de juros internacional e brasileira e expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, de 1999:04 a 2009:10 .....	90
Tabela 4A – Resultado do teste do critério de seleção do número de defasagens para o VAR.....	90
Tabela 5A – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	91
Tabela 6A – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	91
Tabela 7A – Resultado do teste de Johansen para identificação do número de relações de cointegração entre variáveis selecionadas.....	92
Tabela 1B – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.....	93
Tabela 2B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	97
Tabela 3B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	97
Tabela 4B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	98
Tabela 5B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	98
Tabela 6B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM). .....	99

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Ingresso Líquido de Capitais Externos no Brasil, principais modalidades, 1990 a 2009, em US\$ bilhões. ....	2
Figura 2 – Taxas de juros Over/Selic, <i>Prime</i> e <i>Libor</i> , 1995.01 a 2009.10, média mensal (% a.a.). ....	4
Figura 3 – Índice do Risco-Brasil (EMBI+) e taxa de câmbio (R\$/US\$), 1999.01 a 2009.12 (1999.01=100). ....	5
Figura 4 – Importações, exportações e saldo da balança comercial brasileira, 1999.01 a 2009.12, em US\$ milhões. ....	9
Figura 5 – Índice da taxa real de câmbio, 1999.01 a 2009.12, (1999.01=100). ....	10
Figura 6 – Índice dos termos de troca, 1999.01 a 2009.09, (1999.01=100). ....	10
Figura 7 – Taxa anual de crescimento do valor das importações e exportações mundiais, 1999 a 2009, em variação percentual (%). ....	11
Figura 8 – Índice de preços das <i>commodities</i> e das exportações brasileiras, por categoria, 1999.01 a 2009.12, (1999.01=100). ....	13
Figura 9 – Transações correntes e contas de Capital e Financeira, líquidas, 1999 a 2009, em US\$ milhões. ....	14
Figura 10 – Fluxos líquidos de capitais externos para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões. ....	15
Figura 11 – Fluxo líquido de capitais externos em carteira para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões. ....	16
Figura 12 – Fluxo líquido de outros investimentos estrangeiros para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões. ....	17
Figura 13 – Modelo IS-LM-BP para uma economia com imperfeita mobilidade de capital. ....	27

Figura 14 – Efeitos do aumento da renda do resto do mundo sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis. ....	29
Figura 15 – Efeitos do aumento dos juros internacionais sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis. ....	30
Figura 16 – Efeitos do aumento do risco-país sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis. ....	31
Figura 17 – Série logaritmizada do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional ( $R^*$ ) e do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal brasileira ( $R_t$ ), 1999:04 a 2009:10, em porcentagem (% a.a.).....	52
Figura 18 – Série logaritmizada da expectativa de desvalorização cambial esperada ( $DESVA$ ), 1999:04 a 2009:10, em variação percentual (%). ....	53
Figura 19 – Função de impulso-resposta do investimento em portfólio a choques não antecipados no índice de Risco-Brasil, para 24 meses. ....	73
Figura 20 – Função de impulso-resposta do investimento em portfólio a choques não antecipados no diferencial entre juros, para 24 meses. ....	73
Figura 21 – Função de impulso-resposta do câmbio real a choques não antecipados no investimento em portfólio, para 24 meses. ....	74
Figura 22 – Função de impulso-resposta da renda nacional a choques não antecipados nas exportações totais, para 24 meses. ....	74
Figura 1B – Série logaritmizada do valor do produto interno bruto brasileiro (RENDA_BR), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões. ....	93
Figura 2B – Série logaritmizada do valor das exportações totais brasileiras (EXPORT), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões. ....	94
Figura 3B – Série logaritmizada do valor da taxa real de câmbio brasileira (CAM_REAL), 1999:04 a 2009:10, em R\$/US\$. ....	94
Figura 4B – Série logaritmizada do valor total de investimentos em portfólio na economia brasileira (PORTFÓLIO), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões. ....	95
Figura 5B – Série logaritmizada do valor total das importações norte-americanas (RENDA_EXT), 1999:04 a 2009:10, em US\$ bilhões. ....	95

Figura 6B – Série logaritmizada do valor do índice do Risco-Brasil (RISCO), 1999:04 a 2009:10, em pontos. ....	96
Figura 7B – Série logaritmizada do índice do diferencial entre juros nacionais e internacionais (DIF_JUROS), 1999:04 a 2009:10. ....	96

## RESUMO

VIEIRA, Norberto Martins, D. Sc., Universidade Federal de Viçosa, julho de 2010.  
**Fluxo de capitais de portfólio: efeitos sobre a economia brasileira sob o regime de câmbio flutuante.** Orientador: Antônio de Carvalho Campos.  
Coorientadores: Maurinho Luiz dos Santos e João Eustáquio de Lima.

Em um contexto de grande mobilidade internacional de capitais de curto prazo, devido ao grande fluxo desse tipo de investimento direcionado à economia brasileira – sob condições de juros favoráveis e tendo em vista sua retirada verificada nos períodos de crises internacionais ou choques desfavoráveis –, o País pode se defrontar com uma reversão súbita do movimento desses capitais. A entrada excessiva de capitais de curto prazo na economia brasileira pode desencadear uma série de problemas, conduzindo à deterioração de importantes variáveis e relações macroeconômicas. O objetivo do trabalho foi analisar a respeito dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo na economia brasileira em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional e taxa real de câmbio, particularmente, sob o regime de câmbio flutuante. Desse modo, dada a perspectiva de um modelo para economia aberta, procurou-se avaliar a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras, bem como da renda externa e das exportações totais para as variações na renda nacional no período de 1999 a 2009. Inicialmente, a análise propõe-se a confirmar, a partir da não validação da hipótese da paridade descoberta, a possibilidade de obter ganhos com a operação de arbitragem de juros no Brasil. Essa hipótese sustenta a suposição da entrada de capitais no País. A metodologia utilizada baseou-se em um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), que confirmou a rejeição da validade da hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil no período de abril de 1999 a outubro de 2009. Posteriormente, tendo como base a

confirmação da possibilidade de obtenção de ganhos com arbitragem na economia brasileira, foi estimado um modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) a fim de investigar a respeito dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional, e taxa real de câmbio na economia brasileira. A partir deste modelo, também foram testadas a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras e da renda externa e das exportações totais para as variações na renda nacional. De acordo com os resultados, de maneira geral, o modelo especificado apresentou resultados coerentes com as pressuposições teóricas. Confirmou-se a hipótese que o aumento do risco associado ao país provoca uma fuga de capitais do país doméstico em busca de opções mais seguras para seu investimento. Além disso, pode-se concluir que o aquecimento da demanda internacional incentivou as exportações brasileiras no período. Confirmou-se a hipótese de que a entrada de capitais externos no Brasil resulta em valorização da taxa real de câmbio. Este resultado não é desejável uma vez que as exportações são um importante componente para a composição da renda interna brasileira. Contudo, o diferencial entre juros internos e externos não foi estatisticamente significativo contemporaneamente para explicar o fluxo de capitais de portfólio na economia brasileira. Da mesma forma, as relações contemporâneas entre a taxa real de câmbio e o valor total das exportações não foram estatisticamente significativas no período analisado.

## ABSTRACT

VIEIRA, Norberto Martins, D.Sc., Universidade Federal de Viçosa, July of 2010.  
**Portfolio capital flows: effects on the Brazilian economy during the floating exchange rate regime.** Adviser: Antônio de Carvalho Campos. Co-Advisers: Maurinho Luiz dos Santos and João Eustáquio de Lima.

In a context of a huge international mobility of short-term capital, Brazil could face an abrupt reversal on its external sector due to the intense flows of this type of investment towards the Brazilian economy. This statement is based on the existing volatility of the flows of foreign capital under favorable conditions of interest rates and under the perspective of withdrawals in periods of international crises or unfavorable shocks. Therefore, the excessive entry of short-term capital in the Brazilian economy could initiate a series of problems which would lead to the deterioration of important macroeconomic relations. The objective of this research is to analyze the determining factors and the impacts of short-term capital flows to the Brazilian economy taking into account the country risk, interest rate differentials between national and international financial markets, and the real exchange rate during the floating exchange rate regime. In this way, under the perspective of an open economy model, this study evaluates the importance of the real exchange rate to explain the observed fluctuations in the total value of Brazilian exports as well as the influence of the external income and total exports on national income fluctuations in the period of 1999 to 2009. First, the study tries to confirm the possibility of getting gains with the interest rate arbitrage in the Brazilian financial market through the non-validation of the uncovered parity hypothesis. The methodology was based in a Vector Error Correction Model (VEC), which confirmed the rejection of the validity of the uncovered parity hypothesis for the interest rate in Brazil in the period of April 1999 to October 2009. Then, based on the confirmation of possibility of

getting gains with the arbitrage in the Brazilian economy, a *Vector Autoregressive Model (SVAR)* was estimated to investigate the determinant factors and the impacts of short term capital flows related to the country risk, interest rate differentials between national and international markets, and real exchange rate in the Brazilian economy. This model was also used to verify the importance of real exchange rate to explain the observed fluctuations in the total value of Brazilian exports and also the effects of fluctuations on foreign income and total Brazilian exports on national income. According to the results, the specified model has shown coherence with the theoretical assumptions. In this way, an increase in the country risk generates a capital outflow. Furthermore, it can be concluded that the growth of the international demand has positively affected Brazilian exports during this period. It was also confirmed the hypothesis that the entry of short term foreign capital in Brazil results in the appreciation of the real exchange rate. This is not desirable in an environment where exports are an important component for the composition of Brazilian income. However, the differential between domestic and foreign interest rates was not statistically significant to explain the flow of portfolio capital to the Brazilian economy. Similarly, the contemporary relationships between the real exchange rate and the total value of exports were not statistically significant in the period under consideration.

# 1. INTRODUÇÃO

## 1.1. Considerações Gerais

A década de 1990 foi marcada pela intensificação dos movimentos internacionais dos capitais, decorrente da configuração de um processo de maior integração financeira e de desregulamentação nas diversas economias do mundo. Nesse período, os países em desenvolvimento começaram a receber uma importante quantidade de fluxos de capitais.

Segundo Paineira e Carcanholo (2002), a intensificação dos fluxos de capitais internacionais se deu no contexto de baixas taxas de juros nas principais economias do mundo e de alta liquidez internacional. A retomada dos investimentos ocorreu, essencialmente, pelo fenômeno da globalização financeira<sup>1</sup>, pela reestruturação da dívida externa nos moldes do Plano *Brady*<sup>2</sup> e por condicionantes internos. Especificamente, dentre estes últimos, destacam-se os processos de liberalização financeira, que resultou em um aumento do grau de abertura financeira e de estabilização econômica, que teve como principal condicionante esse fluxo de capital.

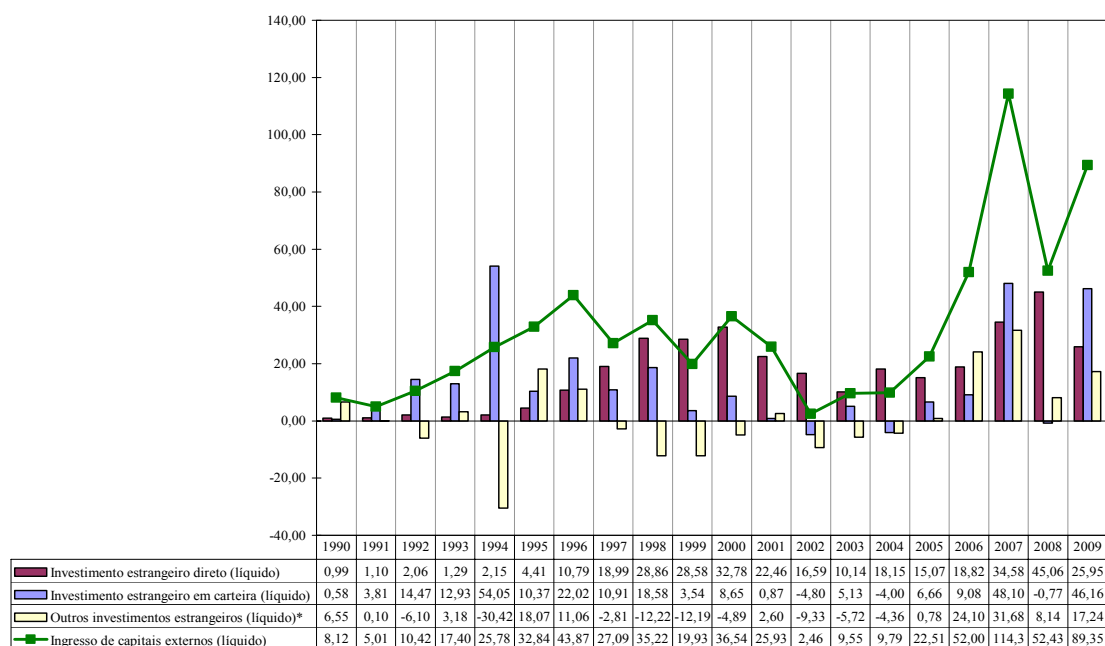
O Brasil e outros países emergentes passaram por liberalização semelhante nesse período, motivados pelo suporte do Fundo Monetário Internacional (FMI) e pela busca dos investidores internacionais por maiores retornos em seus mercados

---

<sup>1</sup> A ampliação do processo de desregulamentação pelos países industrializados e por todos os mercados emergentes. Além da interpenetração dos vários mercados nacionais, propiciada pela liberalização dos fluxos internacionais de capitais.

<sup>2</sup> Sobre o Plano *Brady*, pode-se destacar a análise feita por Portella Filho (1994), especificamente sobre os acordos feitos por Brasil, Argentina e México.

(CANUTO, 2004). Os fluxos de capitais externos diretos e em carteira para o Brasil apresentaram alto dinamismo a partir da segunda metade da década de 1990 (Figura 1). A retomada de fundos externos para o País foi importante para a acumulação de reservas internacionais, ganhando maior relevância, sobretudo, pelo financiamento de uma sequência de déficits em Conta Corrente do Balanço de Pagamentos no período de 1993 a 2002 (BCB, 2010).



Fonte: BCB (2010)

Nota: (\*) exclusive a conta Operações de Regularização.

Figura 1 – Ingresso Líquido de Capitais Externos no Brasil, principais modalidades<sup>3</sup>, 1990 a 2009, em US\$ bilhões.

De acordo com os dados da Figura 1, nota-se que o Brasil absorveu fluxos líquidos de capitais externos crescentes a partir de 1992, alcançando o valor de US\$ 43,8 bilhões, em 1996. A tendência de crescimento observada foi interrompida de forma significativa por ocasião das crises financeiras, sendo afetada pela crise asiática, em 1997, pela crise russa, em 1998, e pela crise brasileira, em 1999 – período em que ocorreram substanciais saídas de capitais da economia. Nos anos de

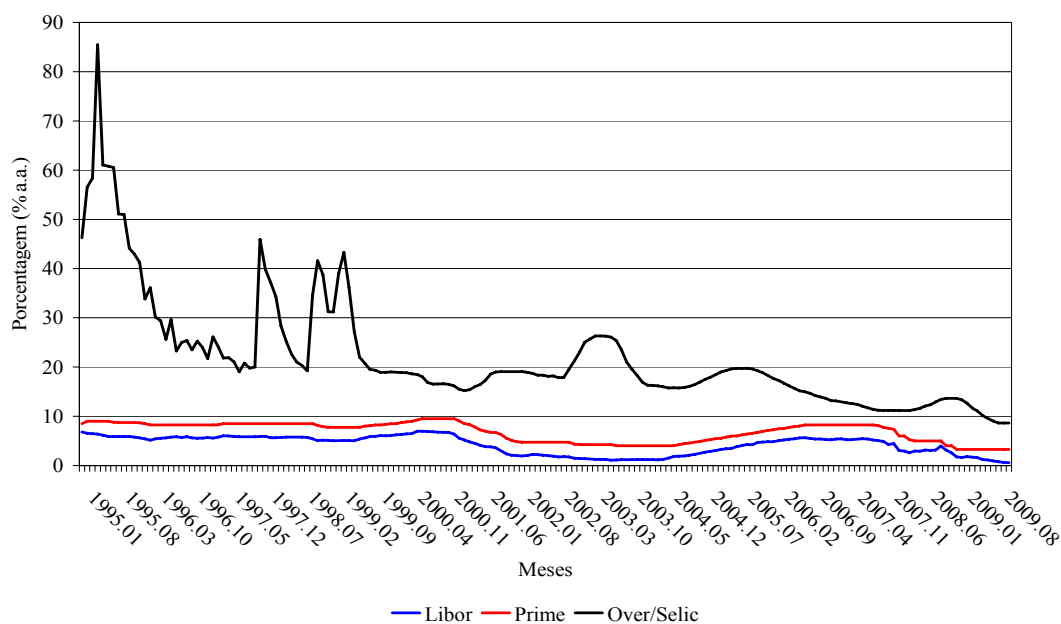
<sup>3</sup> Segundo as notas explicativas do balanço de pagamentos do BCB (2010), a conta financeira é dividida nos seguintes grupos: i) investimentos diretos; ii) investimentos em carteira/portfólio; e iii) outros investimentos. Os investimentos diretos constituem-se na participação no capital e empréstimos intercompanhias. Os investimentos em portfólio (carteira) registram os fluxos de ativos e de passivos constituídos pela emissão de títulos de crédito, comumente negociados em mercados secundários de papéis. Os outros investimentos compreendem as categorias créditos comerciais, empréstimos, moeda e depósitos, e outros ativos e passivos.

2001 e 2002 também ocorreu uma sequência de choques desfavoráveis, como a crise argentina, o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos EUA, a crise energética no País e o processo de eleição presidencial em outubro de 2002, que implicou em maior desconfiança dos investidores externos, causando nova redução dos fluxos de capitais internacionais para a economia brasileira. A recuperação no saldo dos capitais externos só foi observada a partir de 2006 e, em 2007, atingiu patamar recorde de US\$ 114,37 bilhões. Por último, devido aos impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA na economia brasileira, em 2008, o fluxo de capitais externos sofreu forte queda. Contudo, já em 2009, apresentou sinais de recuperação.

Por sua vez, desde o ano de 1991, o fluxo de capital de portfólio<sup>4</sup> ganhou grande importância na composição dos fluxos totais de capitais externos, apresentando, no entanto, forte retração em momentos de crise ou instabilidade mundial (Figura 1). Segundo Krugman e Obstfeld (2005), considerando que o capital não enfrenta restrições impostas pelos países – ou seja, exista mobilidade perfeita de capitais –, de acordo com a teoria da paridade da taxa de juros, para que o mercado esteja em equilíbrio, os investimentos devem oferecer a mesma taxa de retorno esperado em diferentes moedas. Contudo, se essa condição não for satisfeita, haverá excesso de demanda ou oferta de investimento em determinado tipo de moeda. Dessa forma, a paridade descoberta da taxa de juros pode ser tratada como uma medida de diferencial de juros (rentabilidade), pois é calculada descontando-se a taxa de juros externa da taxa de juros interna oferecida aos capitais, considerando também a desvalorização nominal observada da taxa de câmbio. Nesse sentido, Garcia e Valpassos (1998) argumentam que o diferencial em relação aos juros nas economias desenvolvidas fez com que os capitais estrangeiros de curto prazo, que visam ganhos de arbitragem, ingressassem maciçamente no Brasil (Figura 2).

---

<sup>4</sup> Investimentos em carteira, essencialmente de curto prazo e de caráter especulativo.



Fonte: BCB (2010)

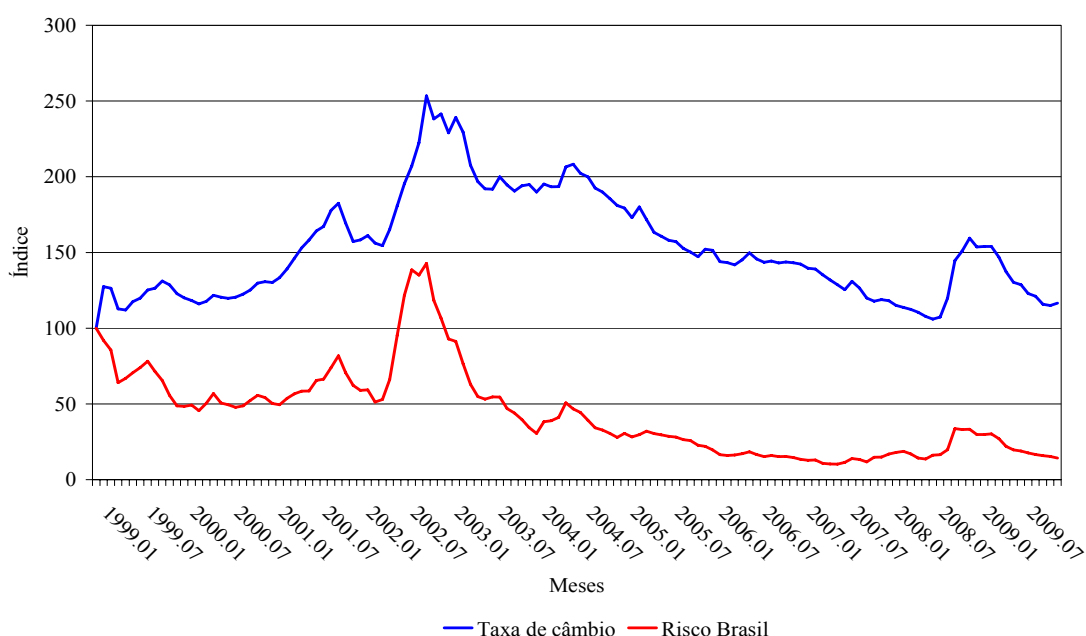
Figura 2 – Taxas de juros Over/Selic, *Prime* e *Libor*, 1995.01 a 2009.10, média mensal (% a.a.).

A arbitragem com juros torna-se possível se a taxa de juros de um país for superior à taxa internacional de juros, incluindo, nesta última, o risco-país<sup>5</sup> e a depreciação esperada da taxa de câmbio. Com base nas informações da Figura 2, percebe-se que a taxa de juros brasileira permaneceu em um patamar superior em relação aos juros observados nas principais economias do mundo, atraindo, dessa forma, um grande fluxo de capitais.

Entretanto, mesmo com a manutenção da taxa de juros em patamares elevados, a partir da segunda metade da década de 1990, a atração dos capitais internacionais devido aos altos juros praticados no Brasil apresentou algumas interrupções. As diversas crises financeiras que ocorreram, aliadas à deterioração dos fundamentos econômicos (aumento da dívida pública, expectativas de desvalorização cambial) e à manutenção do risco-país – que, por sua vez, registrou 2000 pontos durante o período de sucessão presidencial de 2002, em patamares elevados –, implicaram na retirada dos capitais de portfólio da economia brasileira.

<sup>5</sup> O risco-Brasil é um indicador que busca expressar o risco o qual investidores estrangeiros estão submetidos quando investem no País. No mercado, o indicador mais utilizado para essa finalidade mede o rendimento médio de uma carteira hipotética, constituída por papéis emitidos pelo Brasil no exterior, frente ao rendimento dos títulos do tesouro norte-americano de prazo comparável (que são considerados livres de risco). Quanto maior o risco, menor, *a priori*, a capacidade de o País atrair capital estrangeiro.

Adicionalmente, o risco-País esteve relacionado às depreciações cambiais ocorridas no Brasil após a adoção do regime de câmbio flutuante, em janeiro de 1999. Via de regra, as oscilações registradas do indicador de risco foram acompanhadas de perto pelas variações da taxa de câmbio (Figura 3).



Fonte: BCB (2010), J. P. Morgan (2009).

Figura 3 – Índice do Risco-Brasil (EMBI+)<sup>6</sup> e taxa de câmbio (R\$/US\$), 1999.01 a 2009.12 (1999.01=100).

De acordo com a Figura 3, no período de 1999 a 2002, a elevação do risco esteve associada a uma depreciação cambial. Isso se deve ao fato de que, com uma percepção de risco mais elevada, o retorno esperado do investimento (portfólio) cai, o que produz uma saída de capitais (ou interrupção do fluxo). Por outro lado, entre os anos de 2003 e 2008, a queda no indicador de risco provocou um movimento de apreciação da taxa de câmbio. Considerando a alta taxa de juros brasileira em relação às internacionais, a queda do risco sinalizou um maior grau de confiança, que, conseqüentemente, resultou na atração de capitais para o País. Como resultado da intensificação nos fluxos de entradas de capitais, pode-se observar uma apreciação da taxa de câmbio, que, por alterar os preços dos bens exportados e importados, passou a ser um dos principais determinantes do desempenho comercial no mercado externo.

<sup>6</sup> O EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*) é um número-índice calculado pelo J. P. Morgan Chase, que mede o retorno que os papéis que compõem uma carteira hipotética de títulos asseguraram ao investidor desde a sua composição até a data de referência.

Desse modo, as depreciações (apreciações) cambiais afetam diretamente as exportações e importações brasileiras, uma vez que reduzem (aumentam) o preço dos bens nacionais no exterior e elevam (diminuem) o preço de bens estrangeiros no mercado interno.

Portanto, a persistência da tendência de apreciação do real frente ao dólar, desde o segundo semestre de 2002, foi um dos fatores que contribuiu para o resultado pouco expressivo apresentado pelo setor externo brasileiro. De acordo com os dados do BCB (2010), apesar da tendência ascendente do saldo positivo da balança comercial no período entre abril de 2001 a julho de 2006, a partir dessa data, ocorreu uma forte queda do desempenho do setor externo. No ano de 2008, principalmente devido aos impactos da crise americana, o saldo da balança comercial brasileira foi de US\$ 24,84 bilhões – valor muito próximo ao desempenho de 2003, quando o País registrou um superávit de cerca de US\$24,79 bilhões.

## **1.2. A inserção externa da economia brasileira**

A interpretação da evolução das contas do Balanço de Pagamentos mostra que o Brasil passou por diferentes fases ao longo dos anos de 1999 a 2009 (Tabela 1). O saldo conta Transações Correntes, que inicialmente foi negativo e estável no período 1999-2001, apresentou forte queda no ano de 2002, apesar de ainda persistir o déficit. Esse comportamento foi condicionado pelo fraco desempenho da Balança Comercial e pelo saldo negativo da conta Serviços e Rendas no período, apesar da conta de Capital e Financeira ter se mantido superavitária devido, principalmente, ao comportamento dos Investimentos Diretos Externos.

O período 2003-2007 foi marcado por um saldo superavitário em Transações Correntes, porém, em 2007, essa conta já apresentou forte queda em seu desempenho. Esse resultado foi influenciado especialmente pelo aumento do valor das importações, associado a um baixo dinamismo das exportações, que levou à deterioração do saldo da Balança Comercial.

Por fim, o saldo em Transações Correntes nos anos de 2008 e 2009 foi afetado pelos impactos da crise financeira norte-americana. De acordo com os dados do FUNCEX (2010), a queda das importações mundiais devido aos efeitos da crise financeira norte-americana foi um dos principais fatores para o baixo desempenho das exportações brasileiras, particularmente nos anos de 2008 e 2009.

Tabela 1 – Principais contas do Balanço de Pagamento do Brasil, 1999 a 2009, em US\$ milhões

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
<b>TRANSAÇÕES CORRENTES</b>	-25335	-24225	-23215	-7637	4177	11679	13985	13643	1551	-28192	-24334
<b>Balança comercial (FOB)</b>	-1199	-698	2650	13121	24794	33641	44703	46457	40032	24836	25347
Exportação de bens	48011	55086	58223	60362	73084	96475	118308	137807	160649	197942	152995
Importação de bens	-49210	-55783	-55572	-47240	-48290	-62835	-73606	-91351	-120617	-173107	-127647
<b>Serviços e rendas (líquido)</b>	-25825	-25048	-27503	-23148	-23483	-25198	-34276	-37120	-42510	-57252	-52945
<b>Transferências unilaterais correntes</b>	1689	1521	1638	2390	2867	3236	3558	4306	4029	4224	3263
<b>CONTA CAPITAL E FINANCEIRA</b>	17319	19326	27052	8004	5111	-7523	-9464	16299	89086	29352	70551
Conta capital	338	273	-36	433	498	372	663	869	756	1055	1129
Conta financeira	16981	19053	27088	7571	4613	-7895	-10127	15430	88330	28297	69423
Investimento direto	26888	30498	24715	14108	9894	8339	12550	-9380	27518	24601	36033
Investimentos em carteira	3802	6955	77	-5119	5308	-4750	4885	9081	48390	1133	49133
Derivativos	-88	-197	-471	-356	-151	-677	-40	41	-710	-312	156
Outros investimentos (*)	-16586	-7879	-3989	-12542	-15207	-6443	-4250	15688	13131	2875	-15900
Operações de regularização (**)	2966	-10323	6757	11480	4769	-4363	-23271	0	0	0	0
<b>ERROS E OMISSÕES</b>	194	2637	-531	-66	-793	-1912	-201	628	-3152	1809	434
<b>RESULTADO DO BALANÇO</b>	-7822	-2262	3307	302	8496	2244	4319	30569	87484	2969	46651

Fonte: BCB (2010).

Nota: (\*) Outros investimentos exclusive as operações de regularização.

(\*\*) Operações de regularização representam, em essência, os recursos obtidos e depois pagos ao FMI a título de assistência em situações de crise de liquidez.

No caso da conta de capital e financeira, de acordo com os dados apresentados na Tabela 1, após os resultados positivos – mas decrescentes – do período 1999-2003, foi deficitária<sup>7</sup> nos anos de 2004 e 2005. Nesse último período, seu desempenho sofreu grande influência dos resultados negativos da conta financeira. Todavia, a partir de 2006, a conta de capital e financeira apresentou recuperação com o aumento do fluxo de investimentos diretos, fechando 2009 com saldo positivo.

Por meio da análise geral do Balanço de Pagamentos brasileiro buscou-se avaliar a inserção externa brasileira por duas dimensões: a comercial e a financeira. Contudo, essa interpretação superficial minimiza o impacto de importantes aspectos macroeconômicos e estruturais, tais como: os graus de abertura comercial e financeira e a estrutura de comércio exterior e do sistema financeiro. Desse modo, nas subseções 1.2.1 e 1.2.2 procurou-se, por meio da interação entre esses fatores, definir as características dos fluxos financeiros e comerciais entre o Brasil e o exterior. Todavia, destaca-se que o volume e a composição efetiva desses fluxos também dependem de fatores externos aos países, ou seja, da dinâmica da economia internacional.

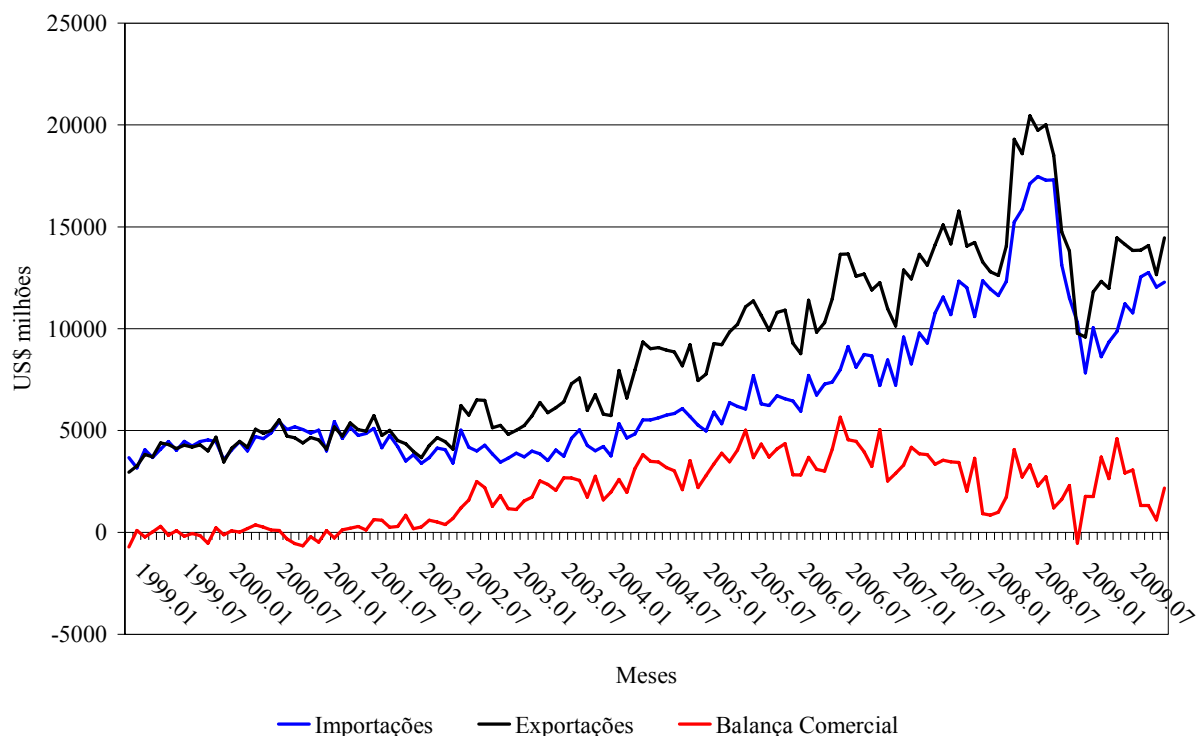
### **1.2.1. O desempenho da balança comercial**

O desempenho da balança comercial brasileira nos anos de 1999 a 2009<sup>8</sup> pode ser dividido basicamente em três fases. A primeira fase, que se prolongou até o primeiro semestre de 2002, foi marcada pelo fraco desempenho das exportações e, conseqüentemente, por um saldo comercial negativo ou próximo de zero. Durante a segunda fase, do segundo semestre de 2002 ao primeiro de 2006, ocorreu um aumento da receita com as exportações, gerando a obtenção de superávits crescentes na balança comercial. Por fim, a partir do segundo semestre de 2006, os gastos com as importações que tinham crescido – porém de maneira mais lenta que as receitas com as exportações –, ganharam mais dinamismo, alterando a tendência crescente de evolução do saldo da balança comercial (Figura 4).

---

<sup>7</sup> Esse déficit, no entanto, encobre o comportamento de dois tipos de fluxos de capitais, subordinados a dinâmicas distintas: os capitais voluntários e as operações de regularização, denominação para empréstimos oficiais do Fundo Monetário Internacional (FMI).

<sup>8</sup> Devido à frequência anual dos dados analisados, os resultados referentes aos anos de 2008 e 2009 sofreram grande influência dos efeitos da crise norte-americana. Desse modo, como não foi objetivo dessa seção analisar especificamente os efeitos diretos dessa crise sobre o desempenho comercial, esses anos foram excluídos da análise.



Fonte: FUNCEX (2010).

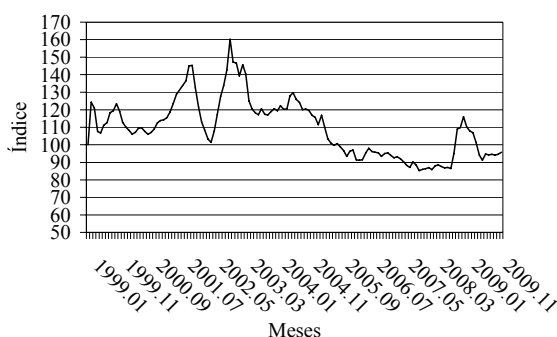
Figura 4 – Importações, exportações e saldo da balança comercial brasileira, 1999.01 a 2009.12, em US\$ milhões.

De acordo com os dados da Figura 4, a recente queda do desempenho da balança comercial foi ocasionada pelo desempenho superior dos gastos com importações em relação às receitas das exportações. De junho de 2006 a agosto de 2008, período anterior à recessão provocada pelos impactos da crise norte-americana, o total importado pelo Brasil tinha crescido 118%, enquanto que o total das exportações apenas 44%.

De acordo com Prates (2006), o desempenho da balança comercial brasileira foi influenciado principalmente por três fatores: a taxa de câmbio real, os termos de troca e a demanda externa. O primeiro, a taxa de câmbio real, é um dos principais componentes da competitividade dos produtos brasileiros no exterior e dos produtos importados no mercado interno. Os dois fatores adicionais, os termos de troca (relação entre os preços das exportações e das importações) e a demanda externa constituem importantes pilares da economia brasileira no contexto externo. Todavia, segundo a autora, a importância de cada um desses fatores no

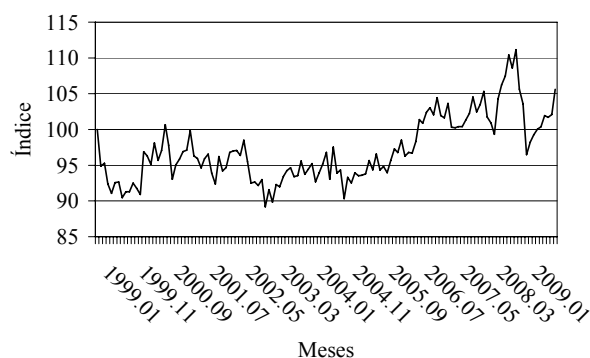
desempenho das exportações e importações e, portanto, do saldo comercial, alterou-se ao longo da década de 2000.

O período a partir de 2002 foi marcado por uma fase de alta dos preços das exportações brasileiras, principalmente das *commodities*<sup>9</sup>, somada à expansão de volume do comércio mundial – apoiadas, sobretudo, no crescimento econômico dos Estados Unidos e da China. Tal fato possibilitou a melhoria nos termos de troca do País (Figuras 5 e 6).



Fonte: FUNCEX (2010)

Figura 5 – Índice da taxa real de câmbio, 1999.01 a 2009.12, (1999.01=100).



Fonte: BCB (2010)

Figura 6 – Índice dos termos de troca, 1999.01 a 2009.09, (1999.01=100).

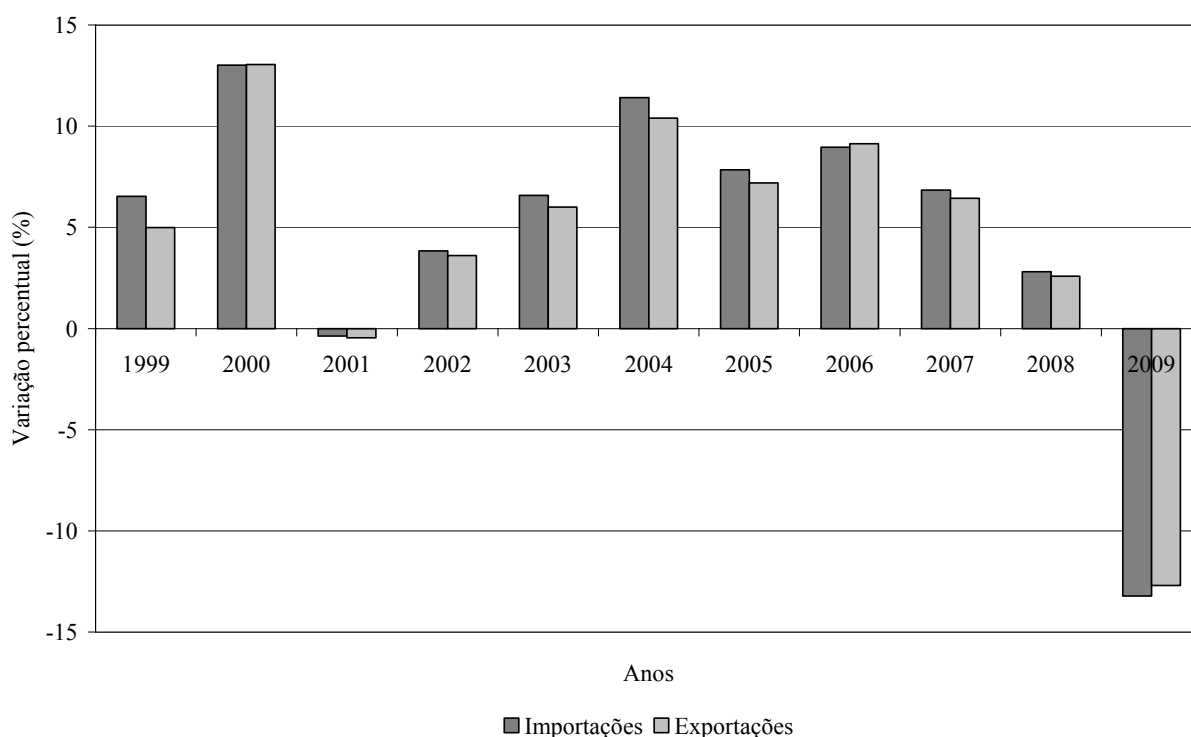
De acordo com a Figura 5, a tendência de trajetória decrescente da taxa de câmbio real, a partir dos últimos meses de 2003 – associados, especialmente, à gestão doméstica das políticas cambial e monetária no período –, influenciou negativamente no saldo da balança comercial. Contudo, a resposta das exportações e das importações à desvalorização da taxa real de câmbio nos primeiros anos após a mudança do regime cambial não foi imediata<sup>10</sup>.

No biênio 2001-2002, o novo patamar da taxa de câmbio, num contexto de desaceleração do comércio mundial (Figura 7), surtiu efeitos mais expressivos sobre a balança comercial devido, sobretudo, à redução das importações. Já no período 2003-2005, as

<sup>9</sup> Prates (2007) atribuiu essa alta a vários fatores: a recuperação econômica global, a desvalorização do dólar, a bolha especulativa fomentada pelas taxas de juros baixas, o avanço da industrialização e crescimento econômico da China e da Índia.

<sup>10</sup> A existência de defasagem entre o ajuste da taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial é prevista pela teoria econômica e observada em estudos empíricos. Ver, por exemplo, Krugman e Obstfeld (2005), Holland e Xavier (2005) e Marçal *et al.* (2009).

exportações iniciaram uma trajetória consistente de crescimento, associada tanto aos fatores externos favoráveis – alta dos preços das *commodities* e dos termos de troca (a partir de 2004) –, quanto ao crescimento da demanda externa. No entanto, no período 2006-2008, que antecedeu a crise econômica norte americana, apesar do ambiente externo relativamente favorável, a constante valorização na taxa real de câmbio (favorável às compras externas) influenciou positivamente nas taxas de crescimento das importações, impactando de maneira negativa no saldo da balança comercial.



Fonte: FMI (2010).

Figura 7 – Taxa anual de crescimento do valor das importações e exportações mundiais, 1999 a 2009, em variação percentual (%).

Por último, buscou-se analisar a pauta de exportação por classe de produto em termos de valor, preço e *quantum* exportado; contribuindo, desse modo, para explicar os determinantes da trajetória das vendas externas no período de 1999 a 2007, que teve uma influência fundamental no desempenho do saldo comercial.

De acordo com os dados da Tabela 2, no período 1999-2002, enquanto o *quantum* total expandiu-se – em resposta ao estímulo cambial –, o comportamento dos preços foi

desfavorável; o que explica, em grande parte, a resposta lenta do saldo a taxa de câmbio depreciada. Destaca-se a expressiva queda dos preços dos produtos básicos, que neutralizou, em parte, o forte crescimento do *quantum* (inclusive superior ao do período 2003-2005). No caso dos produtos semimanufaturados e manufaturados, a expansão do *quantum* não foi tão expressiva, mas, em contrapartida, a variação negativa dos preços foi menor. O resultado líquido foi uma expansão menor do valor, relativamente aos básicos. Em síntese, nesse período, o pequeno crescimento do volume das vendas externas entre 1999 e 2002 decorreu da redução dos preços.

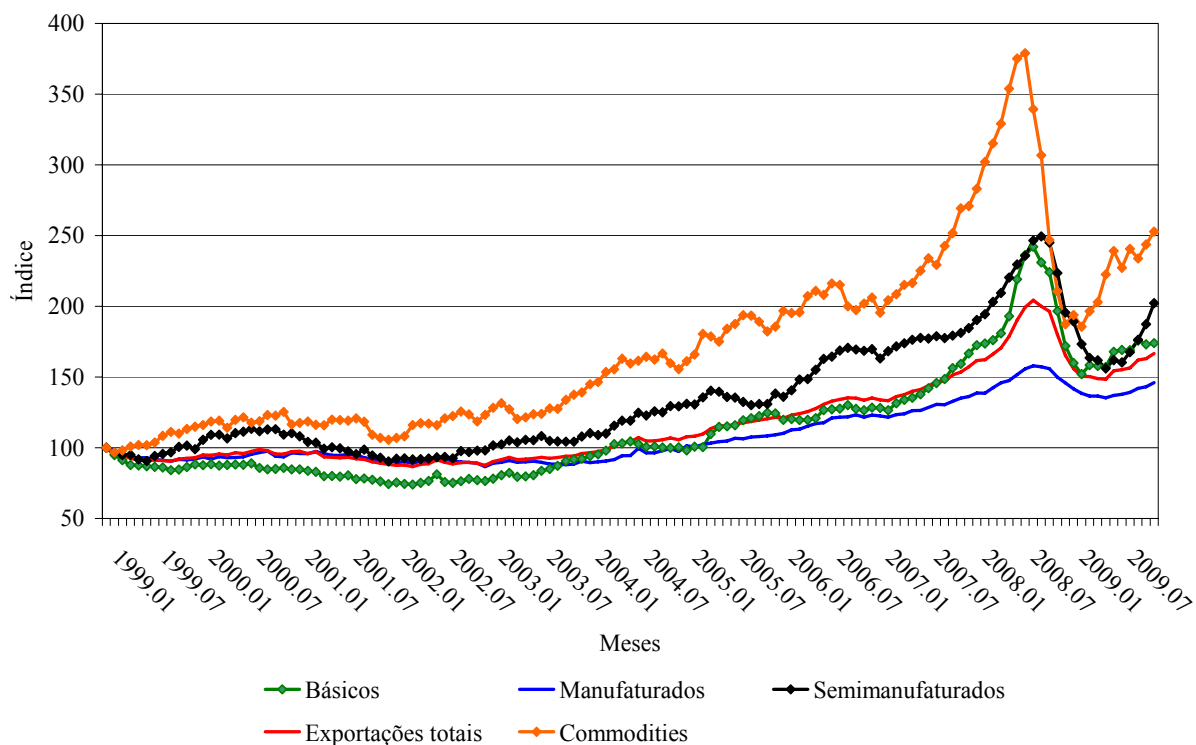
Tabela 2 – Preço, *quantum* e valor das exportações brasileiras totais, por categorias de produto, 1999 a 2007, variação percentual (%)

Período	Total			Básicos			Semimanufaturados			Manufaturados		
	Preço	Q	Valor	Preço	Q	Valor	Preço	Q	Valor	Preço	Q	Valor
1999/2002	-4,8	32,2	25,9	-14,0	66,6	43,4	-2,3	14,9	12,3	-3,7	25,6	21,0
2003/2005	24,3	30,2	61,9	35,1	21,3	63,9	28,0	13,9	45,8	17,6	39,7	64,4
2006/2007	10,5	5,5	16,6	14,5	11,8	28,1	10,9	0,7	11,7	8,4	3,2	11,9

Fonte: FUNCEX (2010), com dados trabalhados pelo autor.

No triênio 2003-2005, a alta dos preços e do *quantum* contribuiu para o desempenho positivo das exportações brasileiras, que foram beneficiadas por essas duas dimensões. Considerando as três classes de produto, os básicos e semimanufaturados se beneficiaram, especialmente, pelo preço das *commodities*, que resultou em altas expressivas dos preços das exportações<sup>11</sup> (Figura 8). Já no caso dos manufaturados, a expansão do *quantum* foi mais expressiva – tanto em relação às demais classes de produto, como frente ao período anterior – e constituiu o principal determinante do crescimento do seu valor.

<sup>11</sup> Prates (2007) destaca o impacto da demanda chinesa nas altas taxas de crescimento do *quantum* exportado.



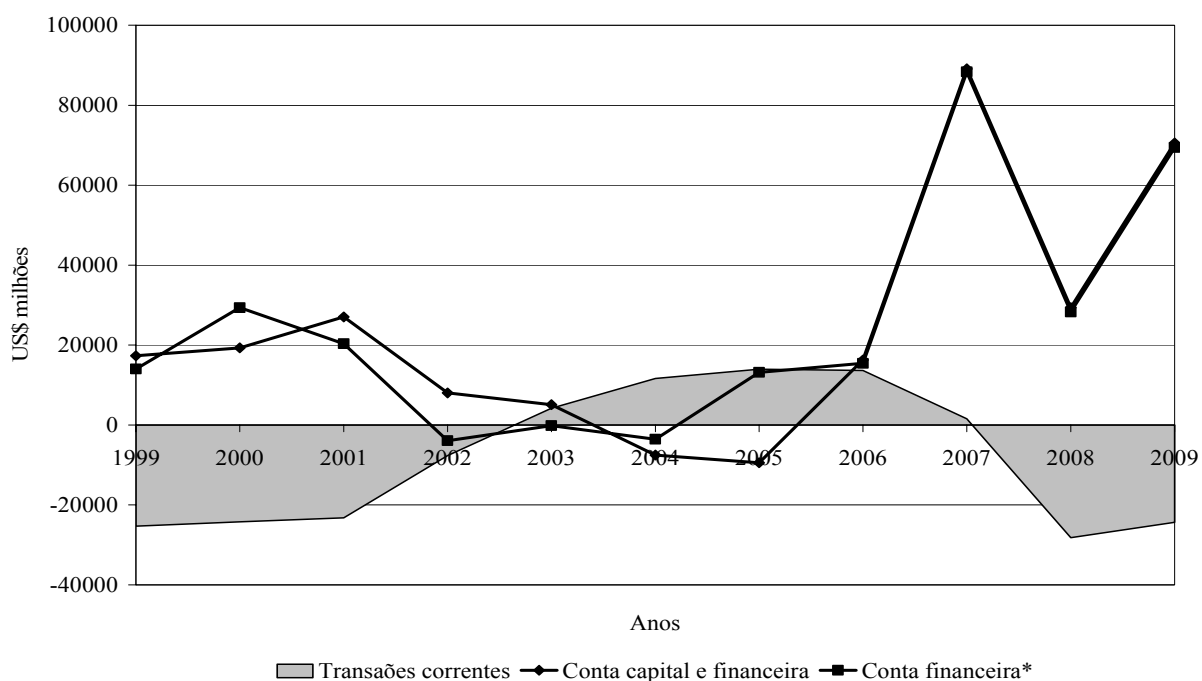
Fonte: FUNCEX (2010).

Figura 8 – Índice de preços das *commodities* e das exportações brasileiras, por categoria, 1999.01 a 2009.12, (1999.01=100).

Todavia, no período 2006-2007 os efeitos da apreciação cambial sobre o desempenho das exportações e importações foram mais efetivos. A perda de ritmo dessas vendas somente não foi maior devido ao comportamento favorável dos preços das *commodities* – que se manteve em 2006 –, pois a desaceleração do *quantum* exportado foi expressiva. Pode-se observar uma expansão de somente 5,5% frente ao ano anterior. A desaceleração do total do *quantum* exportado refletiu a redução da taxa de crescimento do volume de exportações de semimanufaturados e manufaturados. Segundo Prates (2006), essa queda constitui a principal manifestação dos efeitos negativos da apreciação cambial sobre a competitividade das exportações.

### 1.2.2. A conta financeira e o desempenho dos fluxos de capitais

A evolução da conta de transações correntes, conta financeira e de capital durante os anos de 1999 a 2009 mostra, de maneira geral, que o Brasil passou por um período de déficit em conta corrente até 2002, seguido por uma queda nos níveis de financiamento externo na primeira metade da década de 2000. A partir de 2006, apesar do aumento do fluxo de capitais no País, houve reversão no saldo das transações correntes. Já no período posterior a 2008, por ocasião dos efeitos da crise norte-americana, ocorreu uma queda brusca nos níveis de investimentos externos e agravamento do saldo deficitário em conta corrente (Figura 9).



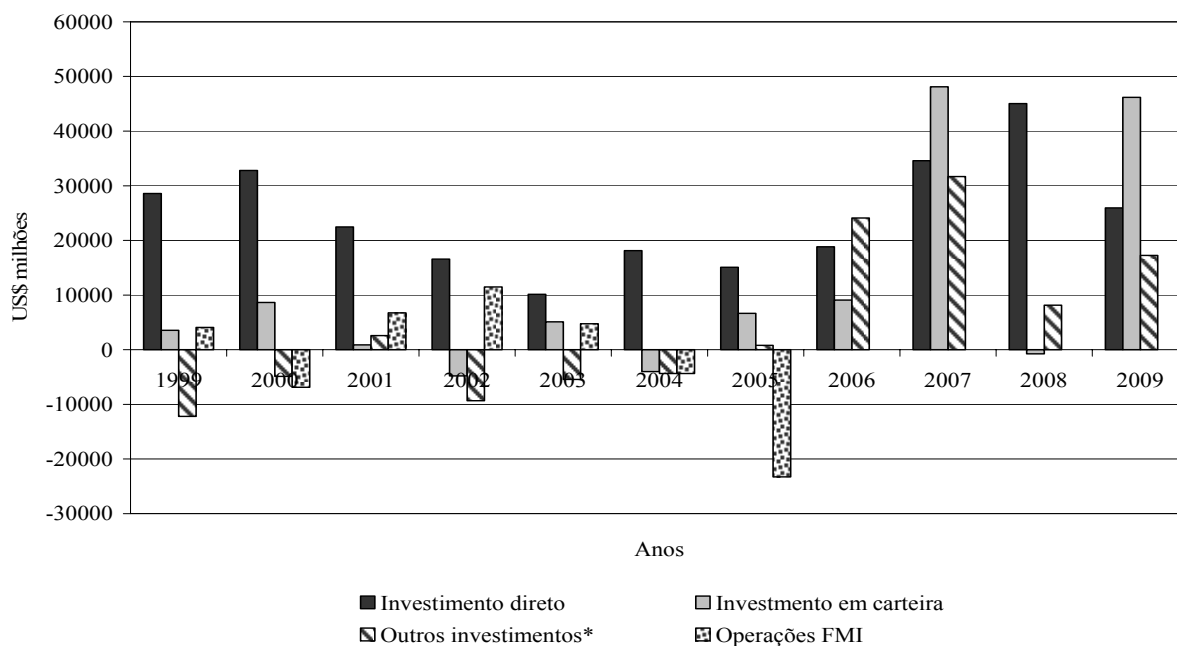
Fonte: BCB (2010).

Nota: (\*) exclusiva a conta Operações de Regularização.

Figura 9 – Transações correntes e contas de Capital e Financeira, líquidas, 1999 a 2009, em US\$ milhões.

A adoção do regime de câmbio flutuante e a gestão cambial e monetária, assim como o aprofundamento da abertura financeira e a dinâmica financeira internacional, podem ser destacados como fatores condicionantes da trajetória dos fluxos de capitais para o Brasil (PRATES, 2006). Desse modo, também na esfera financeira, a interação entre fatores internos e externos definiram o desempenho dessas operações.

A dinâmica financeira internacional teve uma influência central sobre a composição dos fluxos de capitais para a economia brasileira após 1999. Na análise desses fluxos, vale lembrar que os investimentos diretos externos (IDE) são vinculados às perspectivas de crescimento econômico nos países de origem e de destino, bem como às estratégias das Empresas Transnacionais (Figura 10).



Fonte: BCB (2010).

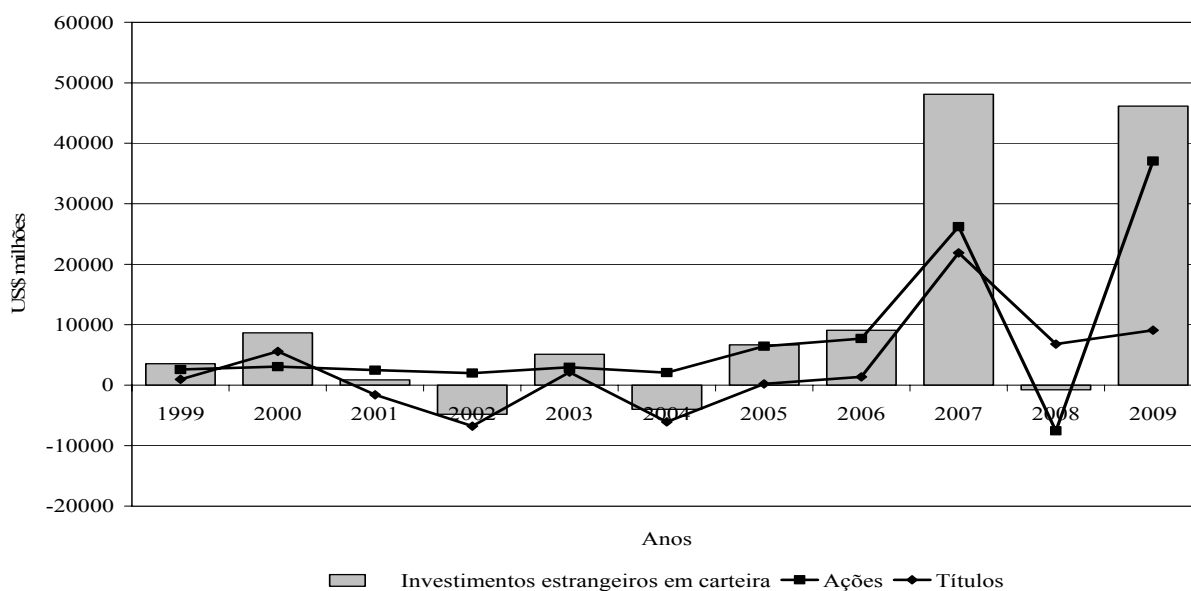
Nota: (\*) exclusive a conta Operações de Regularização.

Figura 10 – Fluxos líquidos de capitais externos para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões.

De acordo com os dados da Figura 10, no período 1999-2002, houve uma queda dos fluxos de investimento externo – como pode ser observado principalmente nas modalidades Investimento direto e Outros investimentos. Isso foi implicação de uma série de ocorrências em nível internacional que afetou tanto as condições de liquidez internacional quanto o ritmo de crescimento nos países centrais. Por outro lado, especialmente nos anos de 2001 e 2002, ocorreu aumento dos empréstimos do FMI. Esse fluxo, que é contabilizado na conta Operações de Regularização, teve o objetivo de suprir a falta de liquidez brasileira em moeda estrangeira a partir de 2000.

No período subsequente (2003-2009), ocorreu um movimento de retorno dos fluxos de capitais voluntários, que permitiram o pagamento das operações de regularização com o FMI em 2005. Por sua vez, o crescimento dos fluxos de IDE após 2004, segundo Unctad (2006), refletiu uma tendência de retorno dos fluxos de investimento externo direto para os países em desenvolvimento. Já as modalidades de investimentos de portfólio e outros investimentos tiveram um movimento mais instável, apresentando uma trajetória de recuperação consistente a partir de 2005. Contudo, em 2008, devido aos impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA, o fluxo de capitais externos sofreu forte queda. No caso dos investimentos diretos externos, a queda se mostrou mais acentuada no ano de 2009, em decorrência da natureza menos volátil desses fluxos. No entanto, nos casos dos investimentos em carteira e outros investimentos, pode-se observar completa recuperação do seu fluxo no mesmo ano.

Particularmente, na análise da conta de investimentos de portfólio, pode-se perceber a ocorrência de um comportamento diferenciado entre as diferentes modalidades de investimento estrangeiro em carteira no período 1999-2009 (Figura 11).

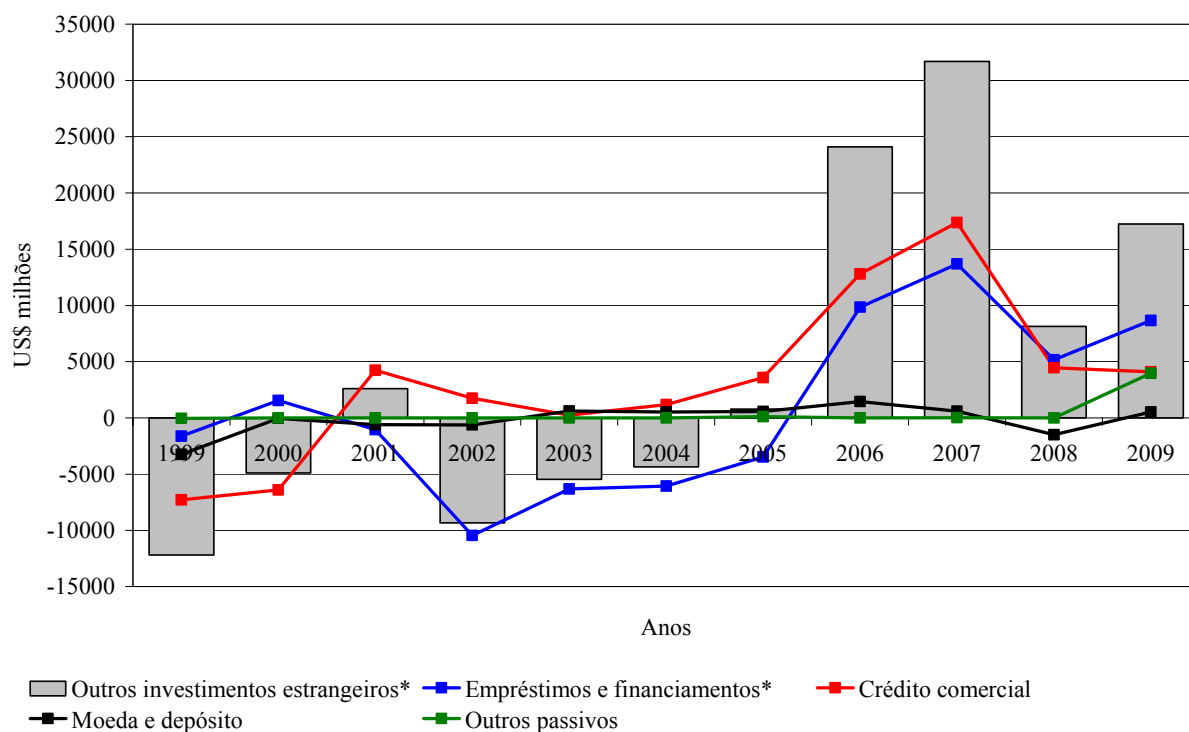


Fonte: BCB (2010).

Figura 11 – Fluxo líquido de capitais externos em carteira para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões.

De acordo com os dados da Figura 11, pode-se destacar a alta volatilidade do fluxo total líquido negociado em títulos, em contraste com uma relativa estabilidade da entrada líquida para investimento em ações brasileiras até o ano de 2006. Os investimentos em ações apresentaram uma recuperação significativa e persistente, que se intensificou em 2006 e 2007, apresentando, no entanto, grande queda em 2008. Os investimentos em títulos, por sua vez, tiveram trajetória instável até 2006, alternando entre pequenos superávits e déficits. Em 2007, houve um aumento significativo na sua participação, entretanto, sua ascensão foi interrompida no ano seguinte.

Por fim, em relação à conta Outros Investimentos Estrangeiros, as categorias que apresentaram maior oscilação foram as dos empréstimos e financiamentos e crédito comercial (Figura 12).



Fonte: BCB (2010).

Nota: (\*) exclusive a conta Operações de Regularização.

Figura 12 – Fluxo líquido de outros investimentos estrangeiros para o Brasil, principais modalidades, 1999 a 2009, em US\$ milhões.

Conforme mostram os dados apresentados na Figura 12, o desempenho da conta Outros Investimentos foi condicionado, principalmente, pelos resultados nas subcategorias empréstimos e financiamentos, e crédito comercial. O movimento do fluxo líquido de

empréstimos e financiamentos tornou-se deficitário a partir de 2001, porém recuperou-se nos anos de 2006 e 2007, fechando em 2009 com pequena queda. Por sua vez, o movimento dos fluxos da conta de crédito comercial foi de reversão de uma situação deficitária dos anos de 1999 e 2000. Contudo, permaneceu estável até apresentar alta também nos anos de 2006 e 2007. Já as outras duas contas, moedas e depósitos e outros passivos, não apresentaram valores significativos ao longo do período analisado.

Portanto, conclui-se que a economia apresentou importantes mudanças desde 1999. A dinâmica dos fluxos de capitais, em geral, ganhou importância em relação aos fluxos comerciais, exercendo forte influência sobre a trajetória do Balanço de Pagamentos e o comportamento da taxa de câmbio. Desse modo, a adoção do regime de câmbio flutuante em 1999 – que foi acompanhada pela mudança na gestão da política monetária com a implementação do regime de metas de inflação em julho do mesmo ano, bem como pelo aprofundamento da abertura financeira –, provocou importantes mudanças na inserção comercial e financeira do Brasil.

### **1.3. O problema e sua importância**

A composição e as oscilações dos fluxos financeiros tornaram-se motivo de grande preocupação para os analistas e formuladores de políticas econômicas no Brasil (PAULA; ALVES JÚNIOR, 1999; VIEIRA; HOLLAND, 2003; PAULA; OREIRO; SILVA, 2003; VERÍSSIMO; HOLLAND, 2008). Em um contexto de grande mobilidade internacional de capitais de curto prazo – devido ao grande fluxo desse tipo de investimento direcionado à economia brasileira sob condições de juros favoráveis e tendo em vista sua retirada verificada nos períodos de crises internacionais ou choques desfavoráveis –, o País pode se defrontar com uma reversão súbita do movimento desses capitais. Segundo esses autores, a entrada excessiva de capitais de curto prazo na economia brasileira pode desencadear uma série de problemas, conduzindo à deterioração de importantes variáveis e relações macroeconômicas, tais como a taxa de juros, a taxa de câmbio, o risco associado ao país, o desempenho comercial, entre outros.

Não obstante, a importância decorrente das diversas funções que esse fluxo exerce sobre as economias nacionais, deve-se destacar que a constante movimentação dos capitais –

especialmente os de curto prazo –, deixa as economias – principalmente dos países em desenvolvimento – muito suscetíveis aos choques e crises internacionais, trazendo o problema da vulnerabilidade externa<sup>12</sup> (GONÇALVES *et al.*, 1998). A liberalização financeira possibilitou a ampliação da capacidade de compra de bens e serviços estrangeiros ao custo de elevação do passivo externo líquido, modernizando, assim, suas economias, como também atraindo investimentos de empresas transnacionais. Porém, além disso, resultou em inúmeras crises financeiras, que se propagaram para as economias em desenvolvimento.

Recentemente, devido aos impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA na economia brasileira, a partir de 2008, puderam ser observadas mudanças na trajetória de importantes indicadores da economia. Segundo os dados do BCB (2010) e JP Morgan (2009), além do saldo negativo do fluxo de investimentos em carteira – aspecto esperado devido à fuga de capitais –, o Brasil apresentou desempenho negativo em outros importantes indicadores. A taxa de câmbio, que apresentava trajetória descendente desde junho de 2004, em apenas 5 meses sofreu desvalorização de cerca de 50%, passando de 1,59 R\$/US\$ em julho de 2008 para 2,39 R\$/US\$ em dezembro do mesmo ano. O Risco-Brasil atingiu 482 pontos em outubro de 2008, depois de um longo período, entre agosto de 2006 e janeiro de 2008, que se manteve abaixo dos 250 pontos. A taxa de juros Selic, cujo valor registrava queda desde agosto de 2005, voltou a subir, atingindo 13,66% ao mês em outubro de 2008.

Para o caso brasileiro, recentemente foram desenvolvidos alguns trabalhos com o intuito de verificar o impacto dos fluxos de capitais na economia. Vieira e Holland (2003) realizaram um estudo empírico para investigar as relações entre fluxos de capitais, Risco-Brasil e diferencial de taxa de juros. Segundo os autores, os fluxos de capitais de portfólio reagem de forma inversa aos choques do Risco-Brasil. Por sua vez, o risco é afetado significativamente pelos choques dos fluxos de capitais totais, pelos controles impostos ao capital externo e pelo diferencial de taxa de juros. Já Veríssimo e Holland (2008), investigaram a dinâmica da liberalização da conta de capital e seus efeitos sobre os fluxos de capitais de curto prazo no Brasil nos anos 1990. Os autores encontraram evidências que há maior importância da paridade descoberta da taxa de juros e do risco-país na determinação dos

---

<sup>12</sup> Segundo Gonçalves *et al.* (1998), a vulnerabilidade externa consiste na baixa capacidade de resposta de uma economia a pressões, fatores desestabilizantes e choques externos, colocando, conseqüentemente, o país em uma trajetória de instabilidade e crise.

movimentos dos fluxos de portfólio, sendo verificada pouca relevância da utilização de legislações mais liberalizantes para a atração dos fluxos de portfólio.

O presente trabalho pretende contribuir para o entendimento dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo na economia brasileira em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional e taxa real de câmbio, particularmente, sob o regime de câmbio flutuante. Com a possibilidade de variação da taxa de câmbio, a entrada excessiva de capitais de curto prazo tende a provocar a apreciação cambial, que, devido aos impactos negativos sobre as exportações, ocasionam a deterioração do saldo da balança comercial do país. Desse modo, dada a perspectiva de um modelo para economia aberta, pretende-se avaliar a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras, bem como da renda externa e das exportações totais para as variações na renda nacional.

Inicialmente, a análise se propõe a testar, a partir da não validação da hipótese da paridade descoberta, a possibilidade de obter ganhos com a operação de arbitragem de juros no Brasil. Essa hipótese sustenta a suposição da entrada de capitais no País. Portanto, buscou-se, de maneira sistemática, avaliar as principais motivações e entraves à entrada dos capitais de curto prazo no Brasil, bem como os efeitos diretos e indiretos que esse tipo de investimento provocou na economia. O entendimento dessas interações torna possível elaborar medidas de políticas para administrar a movimentação dos capitais de curto prazo em concordância com os objetivos da política nacional.

## **1.4. Objetivos**

### **1.4.1. Objetivo Geral**

Este estudo analisa os impactos do Risco-Brasil e do diferencial entre juros nacional e internacional na atração de capitais de curto prazo para a economia brasileira, avaliando, por sua vez, a influência desses fluxos sobre a taxa real de câmbio brasileira. Adicionalmente, dada a perspectiva de construção de um modelo para economia aberta, testar a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações

brasileiras, bem como da renda externa e das exportações totais para a renda nacional no período de 1999 a 2009.

#### **1.4.2. Objetivos Específicos**

Especificamente, pretende-se:

- a) Verificar a validade da hipótese de paridade descoberta para a taxa básica de juros na economia brasileira;
- b) Avaliar a influência do Risco-Brasil e do diferencial entre juros nacionais e internacionais sobre o fluxo de capitais de curto prazo na economia brasileira;
- c) Avaliar os efeitos da movimentação dos capitais de curto prazo sobre a taxa real de câmbio brasileira;
- d) Avaliar o efeito do valor da taxa real de câmbio e da renda externa sobre o desempenho das exportações brasileiras totais; e
- e) Avaliar a importância das exportações totais para renda nacional.

## 2. REFERENCIAL TEÓRICO

### 2.1. Modelo macroeconômico para economia aberta

Nesta seção, é apresentado o modelo de equilíbrio interno e externo IS-LM-BP<sup>13</sup>. Esse, também conhecido como Modelo *Mundell-Fleming*, é uma versão do modelo IS-LM para economias abertas, que fornece os fundamentos teóricos para a análise do impacto de choques nas variáveis macroeconômicas sobre o equilíbrio da economia, supondo-se diferentes regimes cambiais e níveis de mobilidade de capitais. A descrição do modelo foi baseada em Blanchard e Fischer (1994), Sachs e Larrain (1998) e Froyen (2005). Para o modelo original, ver Mundell (1963) e Fleming (1962). Foi apresentado um modelo geral de curto prazo com preços fixos<sup>14</sup> considerando-se mobilidade imperfeita de capitais sob taxa de câmbio flutuante<sup>15</sup>. O principal objetivo é demonstrar como os fluxos de comércio e de capitais se ajustam às variações no risco-país<sup>16</sup>, renda externa e juros internacionais.

Inicialmente, para a derivação da curva que representa o equilíbrio no mercado de bens nacional (Curva IS) devem-se apresentar os componentes da demanda agregada (DA). A demanda agregada de uma economia aberta, além de abranger as despesas de consumo das

---

<sup>13</sup> Esse modelo, originalmente, é utilizado para avaliar os impactos das políticas fiscais e monetárias em um modelo de economia aberta. Contudo, no presente trabalho, tem o objetivo de fornecer um quadro esquemático e teórico para a análise do impacto do fluxo de capitais externos sobre o equilíbrio da economia. Consequentemente, a análise parte de uma situação inicial de desequilíbrio, em que a taxa de juros nacional é dada em nível acima ou abaixo dos juros internacionais.

<sup>14</sup> A análise do equilíbrio simultâneo é conduzida assumindo-se que o nível geral de preços é uma variável exógena, isto é, determinada por outros fatores e por variáveis que não estão presentes na estrutura do modelo.

<sup>15</sup> Características análogas à realidade da economia brasileira no período analisado.

<sup>16</sup> Por não fazer parte do escopo de análise do trabalho, o risco-país foi tratado como uma variável exógena.

famílias (C), investimentos (I) e as despesas correntes do setor público em bens e serviços finais (G), inclui as exportações líquidas de bens e serviços finais (NX) para o resto do mundo.

$$DA = C + I + G + NX \quad (1)$$

Supõe-se que o consumo das famílias é, principalmente, determinado pela renda disponível ( $Y_d$ ), que é a diferença entre o nível de renda (Y) e a cobrança de impostos, que, por sua vez, são proporcionais ao nível de renda ( $\tau Y$ ). Assume-se que o investimento depende inversamente da taxa de juros real (r), enquanto os gastos do governo são exogenamente determinados pelo orçamento do setor público. As exportações líquidas, medidas em termos de preços domésticos, respondem diretamente às variações da taxa real de câmbio ( $e$ ) e do nível de renda do resto no mundo ( $Y^*$ ), e inversamente ao nível de renda interno. O aumento da renda interna aumenta as importações e, portanto, diminui as exportações líquidas. O aumento da taxa real de câmbio – a depreciação real – provoca o aumento das exportações<sup>17</sup>. A taxa real de câmbio, por sua vez, é igual à taxa de câmbio nominal (E) multiplicada pela razão entre os índices de preços externos ( $P^*$ ) e domésticos (P)  $[E(P^*/P)]$ .

A condição de equilíbrio no mercado de bens nacional é apresentada na equação (2).

$$Y = C \left( \underbrace{Y - \tau Y}_{(+)} \right) + I \left( \begin{matrix} Y \\ (+) \end{matrix}, \begin{matrix} r \\ (-) \end{matrix} \right) + G + NX \left( \begin{matrix} e \\ (+) \end{matrix}, \begin{matrix} Y^* \\ (+) \end{matrix}, \begin{matrix} Y \\ (-) \end{matrix} \right) \quad (2)$$

A implicação importante da Equação (2) é a dependência da demanda e, por conseguinte, do produto, da taxa real de juros e da taxa real de câmbio. O aumento dos juros provoca uma diminuição dos gastos com investimento e, portanto, a diminuição da demanda por bens produzidos internamente. Isso leva, por meio do efeito multiplicador, à diminuição do produto. Enquanto que um aumento na taxa real de câmbio provoca o aumento da demanda dos bens produzidos internamente e, assim, o aumento nas exportações líquidas. Por sua vez, o aumento nas exportações líquidas faz aumentar a demanda e o produto.

Diferenciando a curva IS, tem-se:

$$\begin{aligned} dY &= C_{Y_d} (\partial Y - \tau \partial Y) + I_r \partial i + I_Y \partial Y + \partial G + NX_Y \partial Y + NX_{Y^*} \partial Y^* + NX_e \partial e \\ \partial Y - C_{Y_d} (\partial Y - \tau \partial Y) - I_Y \partial Y - NX_Y \partial Y &= I_r \partial i + \partial \bar{A} + NX_{Y^*} \partial Y^* + NX_e \partial e \end{aligned} \quad (3)$$

<sup>17</sup> De acordo com a condição de *Marshall-Lerner*, que se considera válida, uma desvalorização da taxa real de câmbio irá resultar num aumento das exportações líquidas. Essa condição somente é satisfeita se a soma das elasticidades câmbio-real das exportações e das importações for superior à unidade.

em que  $C_{Y_d}$  é a propensão marginal a consumir;  $I_r$  é a sensibilidade dos investimentos à taxa de juros;  $NX_Y$  é a sensibilidade das exportações líquidas à renda nacional;  $NX_{Y^*}$  é a sensibilidade das exportações líquidas à renda do resto do mundo;  $NX_e$  é a sensibilidade das exportações líquidas à taxa de real de câmbio; e  $\bar{A}$  é a renda autônoma que inclui os gastos do governo.

Rearranjando e substituindo  $\partial e = \frac{P^*}{P} \partial E$ , tem-se:

$$\partial Y(1 - C_{Y_d}(1 - \tau) - I_Y - NX_Y) - I_r \partial i - NX_e \frac{P^*}{P} \partial E = \partial \bar{A} + NX_{Y^*} \partial Y^* \quad (4)$$

A curva IS, para a economia aberta, tem uma inclinação negativa, em que os valores altos da taxa de juros resultarão em níveis baixos da taxa de investimentos. Para satisfazer a Equação (4) em níveis altos da taxa de juros, a renda precisa ser baixa. Desse modo, os níveis de importação e poupança também serão baixos. Alternativamente, com níveis baixos da taxa de juros, que resultam em altos níveis de demanda por investimentos para o equilíbrio do mercado interno, é preciso que a poupança e as importações sejam altas, implicando, portanto, em alto nível de renda. Para a construção da curva IS de uma economia aberta foram mantidas constantes as variáveis que deslocam a curva, a saber: os níveis de impostos, os gastos governamentais, a renda externa e a taxa de câmbio. Choques expansionistas – como aumentos nos gastos do governo –, cortes nos impostos, aumento da renda externa ou elevação da taxa de câmbio, deslocam a curva para a direita. Mudanças nessas variáveis em direções opostas deslocam a curva IS para a esquerda.

Por sua vez, o equilíbrio do mercado monetário doméstico implica que a demanda real por moeda é igual à oferta de moeda doméstica, que é controlada pelo Banco Central. A demanda real de moeda é diretamente afetada pela renda real e inversamente influenciada pela taxa de juros nominal. No caso da análise dos mercados financeiros para uma economia fechada, considera-se que os indivíduos poderiam escolher entre dois ativos financeiros: a moeda e os títulos de dívida. Para o caso de uma economia aberta, deve-se adicionar a escolha entre os títulos da dívida internos e estrangeiros. Contudo, a demanda de moeda é basicamente dos indivíduos do país, dependendo, conseqüentemente, dos mesmos fatores no caso de uma economia fechada.

Assim, pode-se utilizar a Equação (5) para caracterizar a determinação da taxa nominal de juros numa economia aberta. O aumento da oferta de moeda que, por pressuposição, é controlado pelo formulador de política nacional, provoca a diminuição da taxa de juros. O aumento da demanda de moeda, em virtude de um aumento na renda, por exemplo, acarreta o aumento da taxa de juros.

$$\frac{M}{P} = L\left(Y, i\right) \quad (5)$$

em que  $M$  representa o estoque nominal de moeda;  $P$ , o nível de preços interno; e  $i$ , a taxa nominal de juros.

Diferenciando a LM e reorganizando, obtém-se:

$$L_Y \partial Y + L_i \partial i = \frac{1}{P} \partial M \quad (6)$$

em que  $L_Y$  representa a sensibilidade dos investimentos à renda e  $L_i$  a sensibilidade dos investimentos à taxa de juros.

Além das curvas IS e LM, o modelo de economia aberta contém uma curva de equilíbrio do balanço de pagamentos (BP). Essa curva representa todas as combinações de taxa de juros/renda que resultam em equilíbrio do balanço de pagamentos para uma dada taxa de câmbio. Equilíbrio no balanço de pagamentos significa que a variação das reservas internacionais é zero. A curva BP pode ser representada por:

$$BP = 0 = NX\left(Y, Y^*, e\right) + BF\left(i, i^*, \theta\right) \quad (7)$$

em que BF representa o saldo da balança financeira;  $i^*$  a taxa nominal de juros externa; e  $\theta$ , o risco-país<sup>18</sup>.

Diferenciando a BP e reorganizando, obtém-se:

$$NX_Y \partial Y + BF_{(Y)} \partial i + NX_e \frac{P^*}{P} \partial E = -NX_{Y^*} \partial Y^* + BF_{(i)} \partial i^* + BF_{(\theta)} \partial \theta \quad (8)$$

em que  $BF_{(Y)}$  representa a sensibilidade da balança financeira à variável analisada<sup>19</sup>.

A entrada líquida de capitais depende positivamente do diferencial da taxa de juros interna em relação à taxa externa  $(i - i^*)$ <sup>20</sup>. Uma elevação da taxa de juros interna em relação à

<sup>18</sup> Risco a que os investidores estrangeiros estão propensos quando investem em títulos domésticos.

<sup>19</sup> Contudo, a sensibilidade da balança financeira dependerá, sobretudo, do grau de mobilidade do fluxo de capital, que pode ser: perfeito, imperfeito ou nulo.

externa leva a um aumento da demanda por ativos financeiros domésticos em lugar dos estrangeiros; a entrada líquida de capitais no país aumenta. Uma elevação da taxa de juros externa tem o efeito oposto<sup>21</sup>. Por sua vez, o risco-país também é um importante fator para a investigação dos movimentos de capitais, visto que os fluxos de capitais não são atraídos apenas por maiores taxas de retorno, pois estas devem ser ponderadas pelo risco da operação. Consequentemente, os capitais somente serão atraídos por títulos menos atrativos se a rentabilidade oferecida pelos mesmos compensar mais do que o risco envolvido. Quanto maior for considerado o risco de um título de um país qualquer, maior será a rentabilidade requerida acima da oferecida pelos títulos internacionais para que o investidor adquira tal ativo.

A curva mostra as combinações entre taxas de juros e PIB quando o setor externo encontra-se em equilíbrio. Em pontos acima da curva BP, a taxa de juros doméstica é maior do que aquela condizente com equilíbrio no setor externo. Assim, a economia está atraindo mais capital do que o necessário para equilibrar o Balanço de Pagamentos, apresentando um superávit externo. Em pontos abaixo da curva BP há déficit (Figura 13).

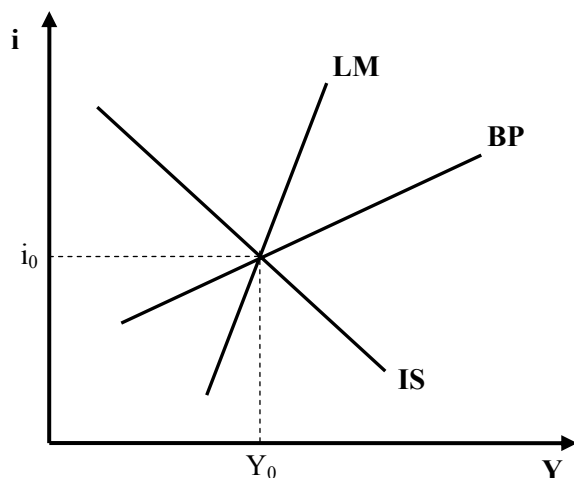
Ordenando as equações IS, LM e BP em termos matriciais, obtém-se:

$$\begin{bmatrix} (1 - C_{Y_d}(1 - \tau) - I_Y - NX_Y) & -I_r & -NX_e \frac{P^*}{P} \\ L_Y & L_i & 0 \\ NX_Y & BF_{(i)} & NX_e \frac{P^*}{P} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \partial Y \\ \partial i \\ \partial E \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & NX_{Y^*} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{P} \\ 0 & -NX_{Y^*} & BF_{(i)} & BF_{(i)} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \partial \bar{A} \\ \partial Y^* \\ \partial i^* \\ \partial \theta \\ \partial M \end{bmatrix} \quad (9)$$

As variáveis endógenas do modelo são renda (Y), taxa de juros (i) e taxa de câmbio (E). No sistema de flutuação cambial limpa, assume-se que o Banco Central não tem compromisso com a variação do câmbio, sendo a questão monetária independente da taxa de câmbio – que se torna endógena.

<sup>20</sup> Para fins de análise, foi abstraída a antecipação dos valores futuros da taxa de câmbio.

<sup>21</sup> Considera-se que a taxa de juros externa seja exógena.



Fonte: Adaptado de Froyen (2005).

Figura 13 – Modelo IS-LM-BP para uma economia com imperfeita mobilidade de capital.

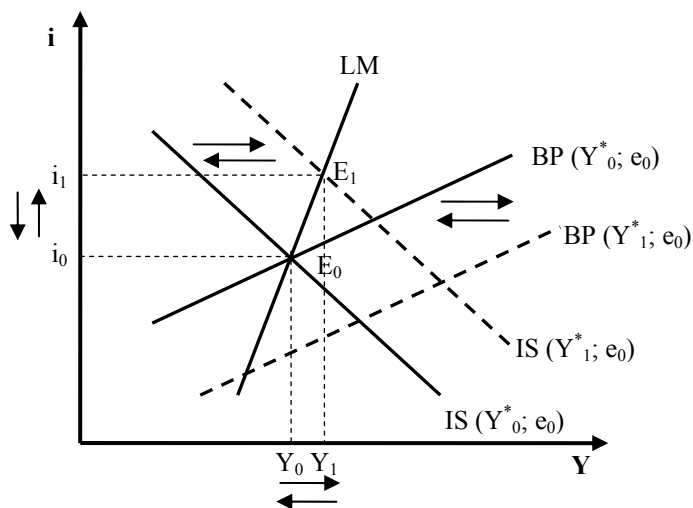
Considerando os fatores que deslocam a curva BP, um aumento na taxa de câmbio deslocará a curva horizontalmente para a direita. Para um dado nível da taxa de juros, que determina o fluxo de capitais, uma taxa de câmbio mais alta exigirá um nível também mais alto de renda para equilibrar o balanço de pagamentos. Isso ocorre porque a taxa de câmbio mais alta incentiva as exportações e desestimula as importações; assim, um nível mais alto da renda que estimule a demanda por importações é necessário para equilibrar o balanço de pagamentos. De forma similar, um aumento exógeno da demanda por exportações ou uma queda na demanda por importações deslocará a curva BP para a direita. Se as exportações aumentarem a uma dada taxa de juros, é necessário um nível mais alto de renda, e, portanto, de importações, para restaurar o equilíbrio do balanço de pagamentos. A curva BP desloca-se para a direita. Uma queda na taxa de juros externa também desloca a curva BP para a direita, dado que se a taxa interna de juros permanece constante, uma queda dos juros externos aumentaria a entrada de capital. Para o equilíbrio no balanço de pagamentos, as importações e, conseqüentemente, a renda, precisam ser mais altas.

Contudo, a inclinação da curva BP depende do grau de mobilidade do capital. No caso apresentado na Figura 13 foi considerada mobilidade imperfeita de capitais. Dessa forma, ativos domésticos e estrangeiros são substitutos, mas não perfeitos. Se os ativos estrangeiros e domésticos fossem substitutos perfeitos, no caso de perfeita mobilidade de capital, os

investimentos se movimentariam de forma a igualar as taxas de juros entre os países. Se um tipo de ativo tivesse uma taxa de juros ligeiramente maior por algum tempo, os investidores demandariam esse ativo até que taxa de retorno recuasse e se igualasse às taxas dos outros ativos. No contexto deste modelo, isso significa que  $(i = i^*)$ , resultando em uma curva BP horizontal. Se os ativos nacionais e estrangeiros são substitutos menos que perfeitos, então suas taxas de juros não precisam ser iguais. Fatores que poderiam fazer dos ativos dos países estrangeiros substitutos menos que perfeitos para os ativos domésticos incluem o diferencial de risco dos ativos de diferentes países, ou mesmo o risco inerente às condições políticas e econômicas de cada país.

Por sua vez, de acordo com Krugman e Obstfeld (2005), o regime cambial adotado por um país tem implicações diretas para a economia, tanto do ponto de vista interno (estabilidade do nível de preços) quanto externo (equilíbrio do balanço de pagamentos). No regime de câmbio fixo, as autoridades monetárias têm a preocupação com a estabilização da taxa de câmbio para alcançar o equilíbrio externo. Quando o regime de câmbio adotado é o de taxas flutuantes, a taxa flutua, de forma a alcançar o equilíbrio externo.

Desse modo, pode-se observar na Figura 14, que o equilíbrio final ocorreu com ajuste na taxa de câmbio. Inicialmente, o aumento do nível de renda do resto do mundo desloca, simultaneamente, as curvas IS e BP para a direita, por meio do aumento das exportações líquidas.

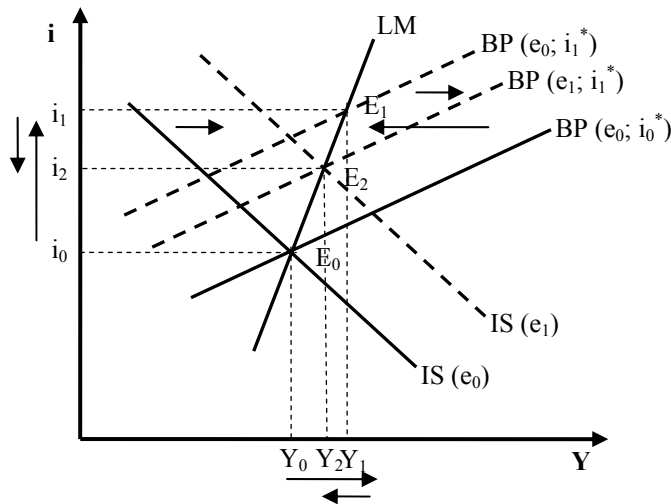


Fonte: Adaptado de Froyen (2005).

Figura 14 – Efeitos do aumento da renda do resto do mundo sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis.

O novo ponto de equilíbrio ( $E_1$ ) representa um superávit na balança de pagamentos, com excesso de oferta de moeda estrangeira que, por sua vez, resulta na redução da taxa de câmbio. A valorização da moeda nacional reduz as exportações líquidas, deslocando a curva IS e a BP para a esquerda até se cruzarem novamente no ponto inicial  $E_0$ , com nível de produção e juros iguais a  $Y_0$  e  $i_0$ , respectivamente. Contudo, a taxa de câmbio de equilíbrio é menor que a inicial. Essa valorização da taxa de câmbio neutraliza completamente os efeitos do aumento do nível de renda global sobre a demanda agregada. Portanto, alterações nos níveis de renda do resto do mundo não afetam o nível da renda nacional, pois ocasionam mudanças na taxa de câmbio para compensar integralmente os seus efeitos sobre a demanda agregada através de seu impacto sobre as exportações líquidas.

No caso de imperfeita mobilidade de capitais, as mudanças na taxa internacional de juros também afetam o nível de equilíbrio da renda e da taxa de juros interna. Como apresentado na Figura 15, um aumento na taxa de juros internacional desloca a curva BP para a esquerda, levando a um ponto deficitário do balanço de pagamentos ( $E_1$ ).



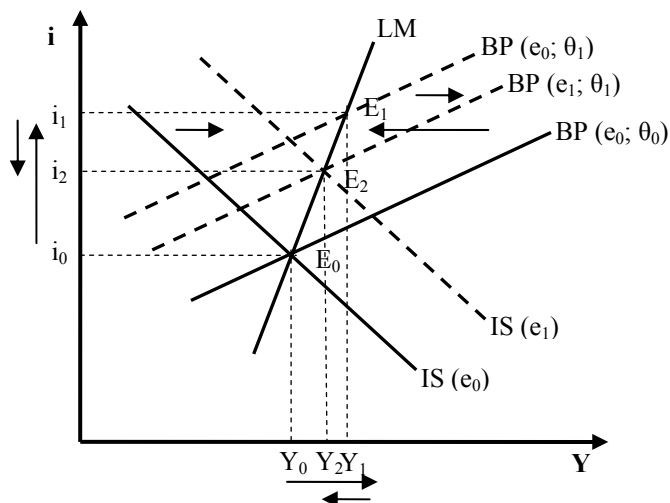
Fonte: Adaptado de Froyen (2005).

Figura 15 – Efeitos do aumento dos juros internacionais sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis.

A consequente fuga de capitais externos provocada pela elevação dos juros internacionais resulta em uma desvalorização da taxa de câmbio, que, por sua vez, incentiva as exportações e desestimula as importações. O aumento nas exportações líquidas implica o deslocamento das curvas BP e IS para a direita, alcançando um novo ponto de equilíbrio ( $E_2$ ). Entretanto, no novo equilíbrio, tanto o nível da renda como a taxa de juros são mais elevados do que os seus níveis iniciais.

O risco-país também é um importante fator para a investigação dos movimentos de capitais, visto que os fluxos de capitais não são atraídos apenas por maiores taxas de retorno, pois estas devem ser ponderadas pelo risco da operação. A análise do risco-país para a atração de capitais externos considera o risco relacionado aos ativos de diferentes países. Com isso, os capitais somente serão atraídos por títulos menos atrativos se a rentabilidade oferecida pelos mesmos compensar mais do que o risco envolvido. Nesse sentido, os investidores comparam as opções disponíveis com a rentabilidade oferecida pelos títulos do Tesouro Americano, que são considerados os títulos de maior estabilidade e de risco zero. Quanto maior for considerado o risco de um título de um país qualquer, maior será a rentabilidade requerida acima da oferecida pelos títulos americanos para que o investidor adquira tal ativo.

Os efeitos do aumento do risco-país são idênticos aos do aumento na taxa de juros externa descritos anteriormente. Contudo, optou-se por apresentar a análise separadamente, visando alcançar maior compreensão (Figura 16).



Fonte: Adaptado de Froyen (2005).

Figura 16 – Efeitos do aumento do risco-país sob mobilidade imperfeita de capitais e taxas de câmbio flexíveis.

O aumento do risco associado ao país doméstico provoca a desconfiança dos investidores externos quanto à capacidade desse país honrar seus compromissos. Com isso, há uma fuga de capitais do país doméstico em busca de opções mais seguras para seu investimento. O efeito da fuga dos capitais externos é uma desvalorização cambial que implica no aumento das exportações líquidas, que, por sua vez, desloca as curvas BP e IS para a direita. No novo equilíbrio ( $E_2$ ), tanto o nível da renda como a taxa de juros são mais elevados do que os seus níveis iniciais.

### 3. METODOLOGIA

#### 3.1. Modelo para teste da paridade descoberta da taxa de juros

##### 3.1.1. Descrição do modelo Vetorial de Correção de Erro

Inicialmente, deve ser testada a estacionariedade das séries, a fim de definir sua ordem de integração. Considerando que a ordem de integração das séries temporais foi a mesma – condição necessária para a estimação do VEC –, procede-se com a aplicação dos testes para verificar a existência de cointegração entre as variáveis. Se as séries são cointegradas, então as regressões dessas séries não são espúrias, ou seja, o conceito de cointegração está relacionado a uma relação de equilíbrio no longo prazo entre as variáveis<sup>22</sup>.

O teste da presença de cointegração baseado no modelo proposto por Johansen (1988; 1991) foi o mais indicado, já que, por meio de uma estrutura multivariada, considera a possibilidade de haver mais de um vetor de cointegração ou endogeneidade nos regressores. O procedimento de Johansen (1988; 1991) baseia-se na versão reparametrizada de um modelo de Vetor Autorregressivo (VAR) com  $p$  defasagens. De acordo com Hamilton (1994), o modelo VAR pode ser representado, em forma matricial, por:

$$Y_t = \alpha + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (10)$$

---

<sup>22</sup> Contudo, antes de se realizar os testes de cointegração foi definida a ordem de defasagem do VAR com base nos critérios de Informação de Akaike, Schwarz e Hannan-Quinn. Além disso, testou-se a adequação do modelo selecionado aos dados com base em testes de autocorrelação residual.

em que  $Y_t$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de variáveis endógenas;  $Y_{t-j}$ ,  $j = 1, 2, 3, \dots, p$  são vetores ( $k \times 1$ ) de variáveis defasadas;  $\alpha$  é um vetor ( $k \times 1$ ) de interceptos,  $\theta_i$ ;  $i = 1, 2, 3, \dots, p$  são matrizes ( $k \times k$ ) de coeficientes a serem estimados; e  $\varepsilon_t$  é um vetor  $k \times 1$  de erros aleatórios com  $E(\varepsilon_t) = 0$  e  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega$ .

O modelo VAR restrito ou reparametrizado pode ser denominado de Vetor de Correção de Erro (VEC), sendo aplicado caso as séries sejam estacionárias por meio da diferenciação. O modelo VEC é um modelo VAR com as restrições de cointegração entre as variáveis e pode ser representado pela seguinte expressão:

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \Pi Y_{t-1} + \mu + \varepsilon_t \quad (11)$$

em que  $Y_t$  é um vetor com  $k$  variáveis;  $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$  e  $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s') \equiv 0$ , para qualquer  $t$  diferente de  $s$ .

A determinação de que  $r$  é o posto da matriz  $\Pi$  permite inferir que esta tem  $r$  autovalores diferentes de zero, e três situações podem ocorrer: (i) se  $r = k$  então  $y_t$  é estacionário e a questão de cointegração não é pertinente; (ii) se  $r = 0$  então  $\Delta y_t$  é estacionário e não há relação de cointegração entre as variáveis; e (iii) se  $0 < r < k$ , existem  $r$  relações de cointegração que fornecem  $r$  vetores de cointegração. Nesse último caso, existem ainda matrizes  $\alpha$  e  $\beta$  de dimensão ( $k \times r$ ), tais que:  $\Pi = \alpha\beta'$  e o vetor  $\beta'y_t$  é estacionário, havendo, portanto,  $r$  são vetores de cointegração (as  $r$  colunas de  $\beta$ ), que definem as relações de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis;  $\alpha$  é a matriz de coeficientes de ajustamento para o equilíbrio de longo prazo; e  $\Gamma_i$  corresponde a matrizes de coeficientes que definem a dinâmica de curto prazo.

Johansen e Juselius (1990) indicaram dois testes com seus valores críticos para escolher o número de vetores de cointegração: teste do traço ( $\lambda_{traço}$ ) e do máximo autovalor  $\lambda_{max}$ . Os critérios de *Akaike*, *Schwarz* e *Hannan-Quinn* podem ser utilizados para determinar o número de defasagens ( $p$ ).

Segundo Enders (1995), o teste estatístico de traço pode ser representado pela seguinte expressão algébrica:

$$\lambda_{traço} = -T \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (12)$$

em que  $\lambda_i$  é o  $i$ -ésimo autovalor.

Por sua vez, o teste de máximo autovalor é simplesmente a diferença entre as estatísticas do traço consecutivas, podendo ser representado por:

$$\lambda_{Max} = -T \sum_{i=r_0+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_{r_0+1}) \quad (13)$$

$$\text{ou } \lambda_{max} = \lambda_{traço} - \lambda_{traço+1} \quad (14)$$

em que  $\hat{\lambda}$  são as raízes características de  $\Pi$ .

Segundo Lütkepohl e Krätzig (2004), a metodologia de Autorregressão Vetorial de Correção de Erro (VEC) possibilita a decomposição da variância dos erros de previsão  $k$  períodos à frente, o que permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico, ao longo do tempo. Mais especificamente, este instrumental permite separar a variância do erro de previsão para cada variável em componentes que podem ser atribuídos pelas demais variáveis endógenas isoladamente. Ou seja, revela, em termos percentuais, qual o efeito que um choque não antecipado sobre determinada variável tem sobre as demais variáveis pertencentes ao sistema.

Porém, ao se analisar o efeito de choques individuais sobre a dinâmica do sistema, torna-se necessário diagonalizar a matriz de variância e covariância dos resíduos para evitar que choques sobre determinada variável contaminem todo o sistema – impedindo a análise de seu efeito individual sobre o comportamento da variável de interesse. O procedimento mais utilizado para diagonalizar essa matriz consiste na decomposição de Cholesky (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Além disso, a análise do VEC permite entender como se comporta o ajustamento de curto prazo para garantir a manutenção da relação de cointegração de longo prazo. Para isso, é necessária a investigação do grau de exogeneidade das variáveis. É importante confirmar a exogeneidade fraca em relação às variáveis de interesse, sendo tal resultado indicado pela não significância do coeficiente de ajustamento associado a cada uma das variáveis no curto prazo.

Os testes sobre os parâmetros são essenciais para a análise de hipóteses a respeito das características da interação entre a evolução da taxa de câmbio e o diferencial entre juros

internos e externos para o Brasil. Especificamente, eles permitem testar quais dessas variáveis efetivamente fazem parte do equilíbrio de longo prazo e se a integração entre elas pode ser considerada perfeita. Ou seja, confirmam a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros no longo prazo.

Na abordagem para o vetor de correção de erros, uma variável fracamente exógena em relação ao vetor de cointegração é definida como aquela que não responde aos desequilíbrios de longo prazo. Testa-se  $a_{(k,r)}$  onde  $k$  é a ordem da variável no vetor de cointegração e  $i$  é a  $r$ -ésima relação de cointegração estimada. Conforme Johansen e Juselius (1990) *apud* Coelho (2004), as hipóteses sobre os parâmetros  $\alpha$  assumem a forma apresentada na equação (15):

$$-2 \log Q(H_0) = -T \sum_{i=1}^r \log \left[ \frac{(1 - \lambda_i^*)}{(1 - \hat{\lambda}_i)} \right] \sim \chi_{r(n-m)}^2 \quad (15)$$

em que  $T$  é o número de observações;  $r$ , número de vetores de cointegração;  $\lambda_i^*$  e  $\hat{\lambda}_i$ , os autovalores do modelo restrito e irrestrito;  $n$ , o número de variáveis; e  $m$  é o número de coeficientes  $\alpha$  não restritos.

O teste de hipótese prevê como hipótese nula  $H_0 : a_{(k,i)} = 0$ , ou seja, a variável é fracamente exógena. Os testes devem ser confrontados contra os valores críticos de uma distribuição  $\chi^2$ . Se  $LR > \chi_{crit}^2$ , rejeita-se  $H_0$ .

Em relação aos coeficientes de longo prazo, similarmente a Barbosa *et al.* (2003), o procedimento de Johansen com imposição de restrições sobre os parâmetros<sup>23</sup> foi utilizado para verificar se existe perfeita interação no longo prazo entre a evolução do câmbio e o diferencial de juros interno e externo para o Brasil. Nesse caso, testou-se a hipótese que  $\beta_{DESVA} = -\beta_R = -\beta_{R^*}$ , logo, a restrição é a seguinte:  $H_0 : \beta = H\varphi$ , em que  $H$  é uma matriz de ordem  $n \times s_r$  e expressa, em termos econômicos, a hipótese de perfeita integração; e  $\varphi$  é um vetor de parâmetros a serem estimados na  $r$ -ésima relação de cointegração e que tem ordem  $s_r \times 1$ . Matricialmente:

$$H = \begin{bmatrix} 1 \\ -1 \\ -1 \end{bmatrix} \quad (16)$$

<sup>23</sup> Barbosa *et al.* (2003) sugerem Johansen (1995) e Harris (1995) como fontes de pesquisa sobre a questão relativa à imposição de restrições sobre os parâmetros de curto e longo prazo.

No longo prazo, se as variações no diferencial entre juros interno e externo forem transferidas plenamente para a evolução do câmbio nominal no Brasil, a elasticidade de transmissão de preços será unitária, confirmando a hipótese UIP para o período analisado.

### 3.1.2. Estacionariedade

Inicialmente, a metodologia empregada exige que se teste a presença ou não de raízes unitárias nas séries temporais. No presente trabalho, para o teste de estacionariedade das séries<sup>24</sup> foram utilizados o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – conforme procedimento descrito em Enders (1995) – e o teste de Phillips-Perron (PP) – proposto por Phillips e Perron (1988).

O teste de Dickey-Fuller Aumentado é um procedimento formal para o teste de raiz unitária, que considera a existência de autocorrelação no termo de erro aleatório do modelo original de Dickey-Fuller (DF)<sup>25</sup>. O teste ADF consiste na estimação, por Mínimos Quadrados Ordinários, de uma das três formas funcionais:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (18)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (19)$$

em que  $Y_t$  refere-se às séries utilizadas nessa pesquisa;  $\alpha$  e  $\beta$  são os termos determinísticos intercepto e tendência, respectivamente;  $\delta$  é o termo que indica a presença de uma raiz unitária na série  $Y_t$ ; e  $p$  é a duração da defasagem.

O teste consiste em confrontar a hipótese nula  $H_0: \delta = 0$ , contra a hipótese alternativa  $H_1: \delta < 0$ . Se a hipótese nula for rejeitada, a série é estacionária de ordem zero, ou seja,  $I(0)$ . A ordem da defasagem ( $p$ ) é determinada de forma a obter resíduos não correlacionados –

<sup>24</sup> A análise gráfica também é uma importante ferramenta de inspeção das séries, pois sinaliza para a condição de estacionariedade de um processo estocástico e para a presença de quebras estruturais (GUJARATI, 2006).

<sup>25</sup> Uma descrição completa dos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pode ser consultada em Enders (1995), por exemplo.

ruído branco (ENDERS, 1995)<sup>26</sup>. A significância estatística do  $\delta$  estimado é verificada por meio dos valores críticos tabulados por Mackinnon (1996).

O teste Phillips e Perron (1988) é uma alternativa não-paramétrica ao teste ADF. O teste PP também testa a hipótese nula de não estacionariedade  $\rho = 1$  ou  $\delta = 0$ , podendo incluir na regressão de teste, termos determinísticos de intercepto, tendência linear ou ambos.

De acordo com QMS (2007), a estatística de teste de Phillips-Perron pode ser dada por:

$$Z_{\delta} = t_{\delta} \left( \frac{\gamma_0}{f_0} \right)^{\frac{1}{2}} - \frac{T(f_0 - \gamma_0)s(\hat{\delta})}{2f_0^{\frac{1}{2}}s} \quad (20)$$

em que  $\hat{\delta}$  e  $s(\hat{\delta})$  são, respectivamente, as estimativas do parâmetro e de seu erro-padrão na regressão de teste com variável dependente;  $\gamma_0$  é um estimador consistente da variância do resíduo da equação de teste; T, número de observações;  $f_0$  é um estimador consistente do espectro dos resíduos na frequência zero; e s, o erro-padrão da regressão de teste.

A estatística  $Z_{\delta}$  segue a mesma distribuição das estatísticas utilizadas no teste ADF, com ou sem termos determinísticos, podendo-se, portanto, utilizar os mesmos valores críticos dessas últimas, assim como aqueles sugeridos por Mackinnon (1996).

Outro teste empregado foi o de identificação de raiz unitária na presença de quebra estrutural. Lütkepohl e Krätzig (2004) destacam que, na presença de mudança estrutural, o poder dos tradicionais testes de raiz unitária, como o ADF, fica comprometido.

Lütkepohl e Krätzig (2004) recomendaram que, se há *shift* (constante) no nível da série, deve-se adicionar uma função *shift*, a qual é denotada por  $f_t(\theta)' \gamma$ , bem como um termo determinístico  $\mu_t$ . De acordo com a metodologia proposta por Lanne *et al.* (2000) – citados por Lütkepohl e Krätzig (2004) – deve ser feita a estimação do seguinte modelo:

$$Y_t = \mu_0 + \mu_1 t + f_t(\theta)' \gamma + \varepsilon_t \quad (21)$$

em que o termo  $f_t(\theta)' \gamma$  é a função de mudança estrutural, com os parâmetros desconhecidos  $\theta$  e  $\gamma$ ; e  $\varepsilon_t$  é um termo de erro gerado por processo AR(p).

---

<sup>26</sup> Uma questão importante do teste foi determinar a forma funcional a ser utilizada, uma vez que as estatísticas apropriadas dependem de cada termo incluído no modelo de regressão. Diante dessa dificuldade, adotou-se o procedimento sequencial para a realização do teste, proposto por Doldado *et al.* (1990). No entanto, buscou-se também padronizar o tratamento dado às variáveis quanto à forma funcional especificada.

A função de mudança estrutural pode se basear em uma variável *dummy* para representar a quebra em uma determinada data  $T_B$ <sup>27</sup>, conforme segue:

$$f_t = d_{1t} = \begin{cases} 0, & \text{se } t < T_B \\ 1, & \text{se } t \geq T_B \end{cases} \quad (22)$$

A partir daí, estima-se o modelo (21) por Mínimos Quadrados Generalizados, obtendo-se o termo de resíduo que representa a série original sem os termos determinísticos de intercepto, tendência e quebra estrutural. Uma vez descontada a mudança estrutural, pode-se aplicar o teste ADF tradicional à série ajustada, utilizando os valores críticos propostos por Lanne *et al.* (2000) – citados por Lütkepohl e Krätzig (2004).

### 3.1.3. Modelo empírico

Uma das relações teóricas mais importantes em Finanças Internacionais é a Paridade da Taxa de Juros. De acordo com Krugman e Obstfeld (2005), a teoria da paridade sustenta que ajustamentos em taxas de câmbio bilaterais mantêm uma equivalência entre as taxas de juros associadas com as oportunidades de investimento em diferentes moedas. Se os investidores escolhem livremente entre ativos em moeda doméstica – remunerados pela taxa de juros doméstica – e ativos em moeda estrangeira – remunerados pela taxa de juros estrangeira –, é de se esperar que tal paridade ocorra.

Em economias abertas aos fluxos de capitais externos sem restrições quanto à sua mobilidade, os agentes econômicos têm a possibilidade de buscar o maior rendimento possível para suas aplicações de capital. Desse modo, diferenças entre os rendimentos de ativos similares entre países tendem a promover movimentos de capitais em busca de equalização de taxas. Desse modo, a existência da condição de Paridade Descoberta da Taxa de Juros – *Uncovered Interest Rate Parity* (UIP) – impossibilita os agentes de obterem lucros por meio de arbitragem nos mercados internacionais de câmbio e de títulos. Ou seja, o retorno com a compra de um título no exterior não pode diferir sistematicamente do retorno em moeda estrangeira do mesmo título com retorno em moeda nacional. Tal hipótese, em modelos

---

<sup>27</sup> Outras abordagens para determinação da função de mudança estrutural podem ser encontradas em Lütkepohl e Krätzig (2004).

teóricos, revela-se fundamental para descrever o comportamento de taxas de câmbio e de juros.

O retorno de um título em moeda nacional e estrangeira pode ser representado conforme as Equações 23 e 24:

$$S_{t+1}^* = P_t^*(1+i_t^*) \quad (23)$$

$$S_{t+1} = E_t P_t^*(1+i_t) \quad (24)$$

em que  $S_{t+1}^*$  representa o retorno do investimento no título em moeda estrangeira;  $S_{t+1}$ , o retorno do investimento no título em moeda nacional;  $E_t$ , a taxa de câmbio entre as moedas estrangeira e nacional;  $P_t^*$ , o preço do título em moeda estrangeira;  $i_t^*$ , a taxa de juros internacional; e  $i_t$ , a taxa de juros nacional.

Em equilíbrio, os retornos em moeda estrangeira das duas operações devem ser iguais para que o investidor seja indiferente entre aplicar num título no exterior e no país ( $S_{t+1}^* = S_{t+1}/E_{t+1}$ ). Para que isso aconteça, o valor obtido em moeda nacional tem de ser convertido à taxa de câmbio do dia de saída para que as operações possam ser comparadas e tal valor igualado àquele valor obtido com a operação no exterior. Consequentemente, a expectativa de valorização/desvalorização cambial também irá influenciar no retorno do ativo:

$$\frac{S_{t+1}}{E_{t+1}} = \frac{E_t P_t^*(1+i_t)}{E_{t+1}} \quad (25)$$

Uma possibilidade seria utilizar o preço futuro da taxa de câmbio como *proxy* para a taxa de câmbio futura. Todavia, seu preço é influenciado por diversos outros fatores que não apenas as expectativas, como liquidez, custo de carregamento ou demanda por *hedge* para operações específicas, entre outros<sup>28</sup>. Desse modo, dado que a taxa de câmbio futura é não observada, torna-se necessário a definição de uma hipótese sobre a expectativa de desvalorização cambial. Optou-se por assumir o uso de expectativas racionais<sup>29</sup>. Dessa forma, a desvalorização cambial efetiva foi utilizada como uma *proxy* para a desvalorização esperada, assumindo que deve-se observar uma alta correlação entre as duas variáveis.

<sup>28</sup> Além disso, com a utilização dessa variável, estaria sendo testada a hipótese de paridade coberta da taxa de juros.

<sup>29</sup> Segundo essa hipótese, as previsões em relação à taxa de câmbio futura estão livres de qualquer tipo de viés, consequentemente, o indivíduo é capaz de prever perfeitamente a taxa de câmbio futura.

A partir da equação (25), deriva-se a equação clássica da UIP sob a hipótese de previsão perfeita:

$$(1 + i_t) = (1 + i_t^*) \left( \frac{E_{t+1}}{E_t} \right) \quad (26)$$

De acordo com a teoria da paridade descoberta da taxa de juros, para que o mercado esteja em equilíbrio, os investimentos devem oferecer a mesma taxa de retorno esperado em diferentes moedas. Contudo, se essa condição não for satisfeita, haverá excesso de demanda ou oferta de investimento em determinado tipo de moeda. Caso o termo da esquerda seja maior que o da direita, deve ocorrer uma troca dos ativos internacionais pelos nacionais. Caso o termo da direita seja maior, deve ocorrer um fluxo de saída de divisas por conta da troca de ativos nacionais pelos estrangeiros.

Dessa forma, a paridade descoberta da taxa de juros pode ser tratada como uma medida de diferencial de juros (rentabilidade), pois é calculada descontando-se a taxa de juros externa da taxa de juros interna oferecida aos capitais, considerando também a desvalorização nominal observada da taxa de câmbio. Portanto, a partir da relação apresentada na equação (26) pode ser construído um índice relativo ao incentivo à entrada de capitais num país:

$$DIFJUROS = \frac{(1 + i_t)}{(1 + i_t^*) \left( \frac{E_{t+1}}{E_t} \right)} \quad (27)$$

Este termo indica se é possível obter ganhos com a operação de arbitragem. Caso o valor seja maior que 1, vale a pena investir nos títulos do país. Caso o valor da variável DIF\_JUROS seja menor que 1, vale a pena investir no exterior. Desalinhamentos nesta relação devem provocar fluxos líquidos de divisas diferentes de zero para aplicações.

Estudos para teste da validade da UIP podem ser conduzidos sob diferentes métodos de análise. Para o Brasil, foram utilizadas técnicas de regressão linear múltipla, dados em painel e de série temporal (GARCIA; OLIVARES, 2001; HOLANDA; CAVALCANTE, 2001; SACHSIDA *et al.*, 2001; TAKAMI; LEME, 2003; CARVALHO; DIVINO, 2009). No entanto, a escolha do método de investigação deve estar associada aos objetivos do trabalho.

Assim, na presente pesquisa, optou-se por um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC) para o teste de hipótese de paridade descoberta da taxa de juros no Brasil, no período de abril de 1999 a outubro de 2009. O uso do modelo VEC tem como objetivo obter a relação

de equilíbrio de longo prazo entre as variáveis. Desse modo, foi possível testar a validade da hipótese da UIP por meio da utilização dos testes sobre os parâmetros de curto e longo prazos, bem como da análise da decomposição da variância dos erros.

A metodologia empregada pode ser dividida, basicamente, em duas partes. A primeira inclui os testes da presença de raiz unitária nas séries temporais, inclusive considerando a existência de quebras estruturais. A segunda é composta pelos testes de cointegração de Johansen, da estimação do modelo VEC e do uso de suas ferramentas de análise, que, nesta pesquisa, foram os testes sobre os parâmetros estimados e a análise da decomposição da variância dos erros.

A partir da equação (26), pode-se definir o modelo econométrico para teste da hipótese da UIP. Aplicando-se o logaritmo natural em ambos os lados da equação, obtemos:

$$\ln(1+i_t) = \ln(1+i_t^*) + \ln\left(\frac{E_{t+1}}{E_t}\right) \quad (28)$$

em que  $i_t$  representa a taxa de juros nominal doméstica no período  $t$ ;  $i_t^*$ , a taxa de juros nominal internacional no período  $t$ ;  $E_{t+1}$ , a taxa nominal de câmbio no período  $t+1$ ; e  $E_t$ , a taxa nominal de câmbio no período  $t$ .

De acordo com a equação (28), a taxa de retorno dos investimentos no país doméstico é igual à taxa de retorno do investimento no mercado internacional mais a depreciação da taxa de câmbio doméstica. Empiricamente, define-se a equação utilizada nas estimativas com dados de séries temporais como:

$$R_t = \beta_0 + \beta_1 R_t^* + \beta_2 DESVA_t + u_t \quad (29)$$

em que  $R_t$  representa o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal doméstica [ $R_t = \ln(1+i_t)$ ];  $R_t^*$ , o fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional [ $R_t^* = \ln(1+i_t^*)$ ];  $DESVA_t$ , o logaritmo natural da desvalorização cambial esperada [ $DESVA_t = \ln\left(\frac{E_{t+1}}{E_t}\right)$ ];  $u_t$ , o termo de erro aleatório da regressão; e  $\hat{\beta}_0$ ,  $\hat{\beta}_1$  e  $\hat{\beta}_2$ , os parâmetros a serem estimados.

Para a estimação do modelo em questão, foram utilizadas séries temporais compostas de dados mensais que compreendem o período entre abril de 1999 e outubro de 2009. As

variáveis utilizadas no modelo foram: o logaritmo natural do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional ( $R^*$ ), o logaritmo natural do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal brasileira ( $R$ ) e o logaritmo natural da expectativa de desvalorização do câmbio brasileiro ( $DESVA$ ).

De acordo com Sachsida *et al.* (2001) e Takami e Leme (2003), para que a hipótese da UIP seja válida – assumindo expectativas racionais e neutralidade ao risco dos agentes<sup>30</sup> –, basta que as séries do logaritmo natural do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional ( $R_t^*$ ), do logaritmo natural do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal doméstica ( $R_t$ ) e do logaritmo natural da desvalorização cambial esperada ( $DESVA_t$ ) evoluam no tempo conforme a equação (29), apresentando parâmetros estáveis e que os resíduos tenham média nula e sejam não autocorrelacionados. Ou seja, apresentem uma relação de cointegração no longo prazo.

Contudo, deve-se destacar que essa condição é necessária, porém não suficiente para a validade da hipótese da paridade descoberta da taxa de juros. Para sua confirmação foram realizados testes sobre os coeficientes de curto e longo prazos. O teste da validade da UIP foi dividido em duas etapas. Primeiro, testou-se a versão estrita da paridade descoberta da taxa de juros. Nessa versão clássica, as variações na taxa de juros doméstica são totalmente explicadas pelas variações na taxa de juros internacional e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio ( $\beta_1 = 1$  e  $\beta_2 = 1$ ).

Posteriormente, procurou-se flexibilizar essa restrição, testando apenas se as variações nos juros internacionais e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio são fatores explicativos das variações na taxa de juros nacional ( $\beta_1 \neq 0$  e  $\beta_2 \neq 0$ ). Caso ocorra alguma das possibilidades anteriores, tem-se evidência empírica favorável à hipótese da UIP.

---

<sup>30</sup> Inexistência de viés na previsão da taxa de câmbio futura e de risco associado.

## 3.2. O impacto dos capitais de portfólio na economia brasileira

### 3.2.1. Modelo de Autorregressão Vetorial Estrutural (SVAR)

O modelo VAR estrutural proposto por Sims (1986) e Bernanke (1986) pode ser representado, em sua forma geral, como:

$$AY_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + B\varepsilon_t \quad (30)$$

em que  $Y_t$  é o vetor ( $k \times 1$ ), sendo  $k$  o número de variáveis;  $A$  é a matriz de relações contemporâneas de ordem ( $k \times k$ );  $A_0$  é o vetor ( $k \times 1$ ) de interceptos;  $A_i$ , com  $i = 1, 2, 3, \dots, p$ , são matrizes ( $k \times k$ ) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com seus valores correntes;  $B$  é uma matriz ( $k \times k$ ); e  $\varepsilon_t$  é o vetor ( $k \times 1$ ) de choques ortogonais, ocorrendo no tempo  $t$ . Considera-se que  $\varepsilon_t$  tem distribuição multinormal, com média zero [ $E(\varepsilon_t) = 0$ ], e não são correlacionados serialmente, sendo que a matriz  $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$  é diagonal.

A equação (30), sem intercepto, pode ser representada por:

$$A(L)Y_t = B\varepsilon_t \quad (31)$$

em que  $A(L)$  é um polinômio em  $L$ , representado por  $A - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$ , sendo  $L$ , o operador de defasagem, tal que  $L^i Y_t = Y_{t-i}$ ; e  $i$ , um número inteiro. Multiplicando a equação (31) pela inversa da matriz de relações contemporâneas  $A^{-1}$ , obtém-se a forma reduzida do VAR padrão, representada por:

$$\Theta(L)Y_t = u_t \quad (32)$$

em que  $\Theta(L) = A^{-1}A(L)$ , com  $\Theta_0 = I_k$ .

A equação (32) pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários e fornece os resíduos,  $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$ , e a matriz de variância e covariância,  $E(u_t u_t') = A^{-1}BB'A^{-1} = \Omega$ .

A matriz de variância-covariância ( $\Omega$ ) é utilizada para estimar as matrizes  $A$  e  $B$  por meio da função de Máxima Verossimilhança – conforme proposto por Bernanke (1986) – sob o pressuposto de normalidade dos resíduos. A função de máxima verossimilhança que maximiza  $l$  em termos de  $A$  e  $B$  é dada por:

$$l(A, B) = A_0 + \frac{T}{2} \log |A|^2 - \frac{T}{2} |B|^2 - \frac{T}{2} \text{tr} \left[ (A' B^{-1} B^{-1} A) \Omega \right] \quad (33)$$

em que  $T$  é o número de observações e  $A_0$  é a constante do modelo.

No processo de identificação do modelo devem-se impor restrições ao sistema estrutural, que estão diretamente relacionadas ao tipo de modelo com que se está trabalhando. Os tipos mais comuns descritos por Lütkepohl (2006) são o modelo A, que considera  $B = I_k$ , tal que o modelo de inovações é representado por  $Au_t = \varepsilon_t$ ; o modelo B, que considera  $A = I_k$ , ou seja,  $u_t = B\varepsilon_t$ ; e o modelo AB, que combina restrições dos modelos A e B, tal que o modelo de inovações é dado por  $Au_t = B\varepsilon_t$ <sup>31</sup>.

Duas das principais ferramentas de análise do SVAR são a função de impulso-resposta e a análise da decomposição histórica da variância dos erros. A função impulso-resposta tem o intuito de avaliar o comportamento isolado das variáveis diante de choques (inovações) por meio dos resíduos do modelo. Além disso, mostra o intervalo de tempo necessário para que o efeito de tal choque se dissipe, caso o sistema seja estável<sup>32</sup>. As elasticidades de impulso possibilitam avaliar o comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo, assim, analisar – mediante simulação – efeitos de eventos que tenham probabilidade de ocorrer.

Por sua vez, a decomposição da variância dos erros de previsão,  $k$  períodos à frente, permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico ao longo do tempo. De acordo com Enders (1995), a análise da decomposição histórica da variância dos erros também permite concluir acerca da endogeneidade/exogeneidade das séries dentro do modelo. Se os choques no termo de erro de uma variável  $X_t$  não explicam nada do erro de previsão de  $Y_t$  – em todo o horizonte de previsão –, pode-se dizer que a sequência  $Y_t$  é exógena e se desenvolve de maneira independente dos choques em  $X_t$ . Por outro lado, se os choques no termo de erro da variável

---

<sup>31</sup> Lütkepohl e Krätzig (2004) ressaltam que, na aplicação empírica, os modelos são sugeridos pela teoria econômica ou impostos por conveniência.

<sup>32</sup> Segundo Enders (1995), um sistema é estável se as séries que o compõem convergem ao equilíbrio no longo prazo, fazendo com que os efeitos de choques exógenos desapareçam ao longo do tempo.

$X_t$ , podem explicar toda a variância do erro de previsão de  $Y_t$  – em todos os horizontes de previsão –, então  $Y_t$  será endógena.

### 3.2.2. Modelo empírico

A composição e as oscilações dos fluxos financeiros tornaram-se motivo de grande preocupação para os analistas e formuladores de políticas econômicas no Brasil (PAULA; ALVES JÚNIOR, 1999; VIEIRA; HOLLAND, 2003; PAULA; OREIRO; SILVA, 2003; VERÍSSIMO; HOLLAND, 2008). É generalizadamente aceito que esses fluxos financeiros têm efeitos sobre as variáveis reais da economia, especialmente no curto prazo. Entretanto, a avaliação desses efeitos em termos empíricos não é tão simples. O principal problema da mensuração dos impactos desse fluxo de capital é a dificuldade de isolar os seus efeitos, dado que outras variáveis também influenciam a renda, as exportações, os juros e a taxa de câmbio real.

Dessa forma, a escolha do método empírico de análise buscou responder às questões que foram definidas como cruciais para esta pesquisa. Particularmente, diante dos objetivos e das características do presente trabalho, destacam-se, principalmente, duas técnicas: os modelos de equações simultâneas e a abordagem dos Vetores Autorregressivos (VAR).

Nos modelos de equações simultâneas, as variáveis são consideradas como endógenas e exógenas. Para estimação desses modelos, é necessário respeitar alguns dos pressupostos da análise de regressão tradicional relacionados à forma de identificação dos modelos. A forma usual para solucionar o problema de identificação é definir restrições iguais a zero em alguns parâmetros. Por esse motivo, Sims (1980) considerou tal método subjetivo para solução do sistema e criticou essa abordagem devido à imposição de restrições arbitrárias de identificação, e por ignorar os efeitos de *feedbacks* entre as variáveis.

De acordo com Sims (1980), todas as variáveis devem ser tratadas simultânea e simetricamente. Desse modo, o autor propôs um novo método de abordagem de séries multivariadas, dando início à discussão dos modelos de Vetores Autorregressivos (VAR). Além disso, procurou tornar os modelos multiequacionais capazes de analisar as interrelações entre as variáveis macroeconômicas e seus efeitos a partir de “choques” que provocam ciclos

na economia. Em outras palavras, esses modelos são capazes de analisar a importância relativa de cada “choque” sobre as variáveis do sistema macroeconômico.

Contudo, de acordo com Enders (1995), apesar de a análise VAR tradicional mostrar-se adequada na realização de previsões e na análise de características dinâmicas do modelo, ela recebeu críticas por considerar todas as variáveis endógenas e por possuir restrições de identificação consideradas “ateóricas”; uma vez que o papel da teoria econômica estaria apenas em especificar as variáveis a serem incluídas na modelagem.

Diante dessas críticas, como alternativa ao modelo VAR tradicional, surgiu o modelo de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR), cujas restrições necessárias à identificação de inovações independentes são fornecidas pela teoria econômica. Os modelos estruturais devem ser respaldados pelos modelos teóricos, em que se prioriza captar os efeitos marginais e as elasticidades das interações de variáveis exógenas em relação às variáveis endógenas. As restrições podem ser contemporâneas ou de longo prazo, conforme a teoria econômica sugira que os choques sejam de natureza temporária ou permanente. As restrições estruturais contemporâneas foram introduzidas nos trabalhos de Bernanke (1986), Blanchard e Watson (1984) e Sims (1986), e a abordagem que utiliza restrições de longo prazo foi desenvolvida nos trabalhos de Shapiro e Watson (1988) e Blanchard e Quah (1989).

No presente trabalho, utiliza-se a abordagem econométrica de Vetores Autorregressivos Estruturais (SVAR) para estimar um modelo macroeconômico a fim de investigar a respeito dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional, e taxa real de câmbio na economia brasileira. Com a possibilidade de variação da taxa de câmbio, a entrada excessiva de capitais de curto prazo tende a provocar a apreciação cambial, que, devido aos impactos negativos sobre as exportações, ocasiona a deterioração do saldo da balança comercial do país. Desse modo, dada a perspectiva de uma economia aberta, pretende-se avaliar a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras e da renda externa, bem como das exportações totais para as variações na renda nacional no período de 1999 a 2009. O modelo SVAR, além de possibilitar o teste das hipóteses teóricas referentes ao modelo, permite, através do uso de suas ferramentas de análise, avaliar os efeitos de choques nas variáveis do modelo.

O procedimento adotado para a análise foi realizado em três etapas básicas. Primeiro, foi testada a existência de raiz unitária nas séries, definida a ordem de defasagem do VAR e verificada a adequação do modelo aos dados com base em testes de autocorrelação residual. Na segunda etapa, o modelo VAR estrutural foi identificado a partir da imposição de restrições sobre a matriz de variância-covariância dos choques estruturais e sobre a matriz de relações contemporâneas entre as variáveis endógenas do sistema. Por último, foram estimadas as funções de impulso-resposta e feita a análise da decomposição da variância dos erros a partir do modelo estrutural identificado.

O modelo empírico utilizado foi definido a partir da versão ampliada do Modelo de *Mundell-Fleming*, apresentado na seção 2.1. A fim de facilitar a compreensão, pode ser observada sua abordagem esquemática, que especifica o relacionamento e as interações entre as variáveis num contexto de economia aberta sob imperfeita mobilidade de capitais e taxas de câmbio flexíveis.

De acordo com o modelo teórico, as seguintes equações foram consideradas na definição da matriz de relações contemporâneas:

$$PORTFÓLIO_t = \alpha_0 + \alpha_1 RISCO_t + \alpha_2 DIF\_JUROS_t + \varepsilon_{1t} \quad (34)$$

em que PORTFÓLIO é o capital de portfólio, representado pelo fluxo total de investimento em carteira no Brasil; RISCO, é o risco associado ao Brasil, medido pelo índice do Risco-Brasil e DIF\_JUROS, o diferencial entre os juros nacional e internacional, construído a partir da relação da paridade descoberta da taxa de juros<sup>33</sup>.

$$CAM\_REAL_t = \beta_0 + \beta_1 PORTFÓLIO_t + \beta_2 EXPORT_t + \varepsilon_{2t} \quad (35)$$

em que CAM\_REAL representa a taxa de câmbio real, medida pela taxa real de câmbio R\$/US\$; e EXPORT, as exportações totais, medido pelo valor total das exportações brasileiras.

$$EXPORT_t = \delta_0 + \delta_1 RENDA\_EXT_t + \delta_2 CAM\_REAL_t + \varepsilon_{3t} \quad (36)$$

em que RENDA\_EXT representa a renda externa, medida pela *proxy* valor total das importações norte-americanas. A definição da *proxy* para renda externa foi feita devido a indisponibilidade dos dados sobre a renda total mundial em base mensal para o período analisado. O critério utilizado foi, além da disponibilidade dos dados, o fato dos EUA ser o

---

<sup>33</sup> Como definido na Equação (28).

principal destino das exportações brasileiras.

$$RENDA\_BR_t = \gamma_0 + \gamma_1 EXPORT_t + \varepsilon_{4t} \quad (37)$$

em que  $RENDA\_BR$  representa a renda nacional, medida pelo Produto Interno Bruto brasileiro.

As variáveis  $RISCO_t$ ,  $DIF\_JUROS_t$  e  $RENDA\_EXT_t$  são relativas às condições externas ao país, portanto, não dependem de nenhuma das séries utilizadas. A matriz de relações contemporâneas<sup>34</sup>, construída com base nos pressupostos teóricos do Modelo de *Mundell-Fleming*, pode ser representada conforme observado na Tabela 3.

Tabela 3 – Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural

EFEITO DE → SOBRE ↓	RISCO	RENDA_EXT	DIF_JUROS	PORTFÓLIO	CAM_REAL	EXPORT	RENDA_BR
<b>RISCO</b>	1	-	-	-	-	-	-
<b>RENDA_EXT</b>	-	1	-	-	-	-	-
<b>DIF_JUROS</b>	-	-	1	-	-	-	-
<b>PORTFÓLIO</b>	$a_{41}$	-	$a_{43}$	1	-	-	-
<b>CAM_REAL</b>	-	-	-	$a_{54}$	1	$a_{56}$	-
<b>EXPORT</b>	-	$a_{62}$	-	-	$a_{65}$	1	-
<b>RENDA_BR</b>	-	-	-	-	-	$a_{67}$	1

Fonte: Dados da pesquisa.

A ordenação das variáveis tem como base os pressupostos teóricos de que o diferencial dos juros e o risco associado a uma economia atuam como fatores de condicionantes do fluxo de capitais internacionais. Contudo, o aumento no diferencial dos juros nacional e

<sup>34</sup> O número de restrições para a identificação do modelo é igual a  $k(3k-1)/2$ . Considerando que, nesse modelo,  $k$  é igual a sete variáveis, as restrições mínimas a serem impostas deveriam ser de 70, sendo que na realidade foram definidas 84 restrições, 42 referentes à matriz A e 42 à matriz B, o que define o modelo como superidentificado.

internacional funciona como um fator de incentivo para a atração de capitais externos, enquanto que o aumento do risco tende a estimular a fuga desse tipo de investimento. A entrada dos capitais na economia tem impacto direto na valorização da taxa real de câmbio, atingindo negativamente as exportações. Por sua vez, a receita total com as exportações tem influência direta sobre a renda nacional. Logo, o aumento do nível de renda do resto do mundo ocasiona o aumento das exportações totais.

Espera-se que o sinal do coeficiente  $a_{41}$  seja negativo. Ou seja, na perspectiva de aumento do risco associado ao país, haverá fuga de capitais do país doméstico em busca de opções mais seguras para sua aplicação. Alternativamente, o diferencial entre os juros nacionais e internacionais apresenta correlação positiva com o fluxo de capitais de portfólio ( $a_{43}$ ). O aumento do nível de rentabilidade oferecido pelo país irá incentivar a entrada de capitais no mesmo.

Espera-se que o sinal do coeficiente  $a_{54}$  seja negativo. Desse modo, a entrada de capital externo irá resultar em uma valorização da taxa real de câmbio. Adicionalmente, teste-se a hipótese da própria receita com as exportações pressionarem a valorização da taxa real de câmbio. Desse modo, o sinal do coeficiente  $a_{56}$  também seria negativo. Essa hipótese apóia-se no movimento de alta dos preços das *commodities* que, de certo modo, compensam a redução na quantidade exportada.

Por sua vez, define-se o coeficiente  $a_{62}$  como positivo. Nesse sentido, o aumento da renda mundial incentivaria as exportações brasileiras. Alternativamente, dada uma valorização da taxa real de câmbio, as exportações brasileiras teriam seu desempenho reduzido ( $a_{65}$ ).

Por fim, espera-se que o relacionamento entre as exportações e a renda brasileira, dada pelo coeficiente  $a_{67}$ , seja positiva. Confirmando, desse modo, que as exportações são um importante componente para a formação da renda do País.

### **3.3. Fonte de dados e descrição das variáveis**

Os dados descritos nesta seção referem-se ao Produto Interno Bruto do Brasil (US\$ milhões), ao valor total das exportações brasileiras (US\$ milhões), à taxa real de câmbio (R\$/US\$), ao total de investimento em carteira no Brasil (US\$ milhões), à taxa de juros

brasileira *Over/Selic* (%), à taxa de juros norte-americana *Prime* (%), à taxa nominal de câmbio (R\$/US\$), ao valor total das importações norte-americanas (US\$ bilhões) e ao índice do Risco-Brasil EMBI+ (pontos) utilizados nesse trabalho. As séries referentes ao PIB brasileiro, valor das exportações brasileiras, taxa real de câmbio, investimento em carteira no Brasil, taxa nominal de câmbio, taxa de juros brasileira e taxa de juros norte-americana foram coletadas no site do Banco Central do Brasil ([www.bcb.gov.br](http://www.bcb.gov.br)), na seção Séries temporais. A variável Risco-Brasil EMBI+ tem como fonte o Instituto J. P. Morgan-Chase. E, por fim, o valor total das importações norte-americanas foi coletado no *U.S. Census Bureau, Foreign Trade Division*. As séries em US\$ foram deflacionadas pelo índice de preços ao consumidor norte-americano, coletado no site do Fundo Monetário Internacional ([www.imf.org](http://www.imf.org)). A taxa de câmbio real foi deflacionada pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor (IPC), disponível no site do Banco Central do Brasil (Tabela 4). Todos os dados são mensais e compreendem o período entre abril de 1999 e outubro de 2009, e foram transformados em logaritmos naturais. A escolha do período foi condicionada à ocasião em que o Brasil adotou o regime de câmbio flutuante, já que a análise proposta pressupõe que a taxa de câmbio seja flutuante.<sup>35</sup>

Tabela 4 – Descrição das Variáveis utilizadas na análise empírica

<b>Variável</b>	<b>Especificação</b>	<b>Descrição</b>
Capital de portfólio	Investimento em carteira	US\$ milhões (mensal)
Taxa de juros brasileiros	Taxa Overnight/Selic	% a.a. (média mensal)
Taxa de câmbio	Câmbio comercial médio, venda	R\$/US\$ (mensal)
Índice Risco-Brasil	Índice <i>EMBI</i> +Brasil	pontos (média mensal)
Exportações brasileiras	Exportações totais brasileiras	US\$ milhões (mensal)
Renda mundial	Importações totais norte-americanas	US\$ bilhões (mensal)
Taxa de juros norte-americanos	Taxa <i>Prime</i>	% a.a. (média mensal)
Índice de preços	Índice de Preço ao Consumidor	% a.m. (média mensal)

Fonte: IPEADATA (2010), BCB (2010), J. P. Morgan (2009) e U.S. Census Bureau (2010).

<sup>35</sup> Oficialmente, o Brasil passou a adotar o regime de câmbio flutuante a partir de janeiro de 1999. Contudo, optou-se pela exclusão dos primeiros meses por se tratar de um período de ajuste da taxa de câmbio.

## **4. ANÁLISE DOS RESULTADOS**

A análise foi desenvolvida em duas seções. Na primeira, foi apresentado um modelo com especificação VAR/VEC a fim de confirmar a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para o Brasil no período de abril de 1999 a outubro de 2009. Na segunda seção, foi proposto um modelo VAR estrutural para identificar os impactos dos capitais de portfólio na economia brasileira no período de abril de 1999 a outubro de 2009.

### **4.1. Paridade descoberta da taxa de juros no Brasil**

Nessa seção, inicialmente, é apresentada a análise do comportamento das séries ao longo do tempo e de suas estatísticas descritivas. Posteriormente, foram realizados os testes para a identificação de raízes unitárias e para a ordem de integração das variáveis utilizadas nas estimações. Por fim, estimou-se um modelo VEC para o teste de hipótese de paridade descoberta da taxa de juros no Brasil, no período de abril de 1999 a outubro de 2009, e análise da exogeneidade do fator de capitalização da taxa de juros brasileira e da decomposição da variância dos erros.

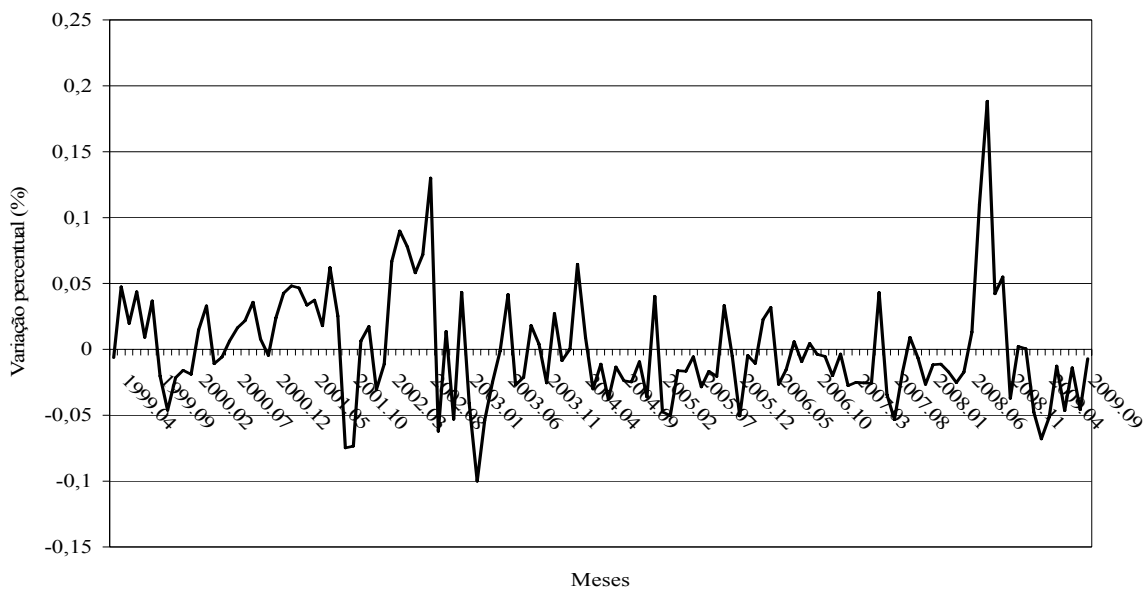
Primeiramente, apresentou-se a evolução das variáveis ao longo do tempo. Esse procedimento é importante, pois, além de se observar se as variáveis possuem um comportamento comum, permite fazer suposições a respeito da existência de quebras estruturais e variáveis determinísticas na definição dos testes de raiz unitária e de cointegração (Figura 17 e 18).



Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 17 – Série logaritmizada do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal internacional ( $R^*$ ) e do fator de capitalização discreto da taxa de juros nominal brasileira ( $R_t$ ), 1999:04 a 2009:10, em porcentagem (% a.a.).

Com relação ao comportamento das séries do fator de capitalização da taxa de juros nacional e externa, pode-se verificar uma tendência decrescente. Porém, essa trajetória de queda sofreu interrupções ao longo dos anos, principalmente no caso da taxa de juros brasileira. Já no caso da desvalorização esperada da taxa de câmbio brasileira, pode-se observar que a série oscilou entre valores positivos e negativos, mas sempre em torno de uma média próxima de zero. Contudo, no início do ano de 2002 e no primeiro semestre de 2008, particularmente, a desvalorização esperada para a taxa de câmbio apresentou alguns *outliers*.



F

Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 18 – Série logaritmizada da expectativa de desvalorização cambial esperada (*DESV*), 1999:04 a 2009:10, em variação percentual (%).

Os períodos em que as taxas apresentaram aumento na remuneração ao capital foram observados, principalmente, nas ocasiões de crises ou instabilidades financeiras e políticas. Nos anos de 2001 e 2002, pode-se citar uma sequência de choques desfavoráveis, como a crise argentina, o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos EUA, a crise energética no Brasil e o processo de eleição presidencial em outubro de 2002, que implicou em maior desconfiança dos investidores externos. Em 2008, os impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA também impactaram de forma significativa no Brasil, com aumento da expectativa de desvalorização do câmbio e aumento da taxa de juros interna (Tabela 1A).

Para dar continuidade à análise das séries temporais, foi testado se as variáveis utilizadas são estacionárias ao longo do tempo. Isso porque a utilização dos modelos de regressão envolvendo séries temporais não estacionárias pode conduzir ao problema de regressão espúria. Contudo, quando detectada a presença de raiz unitária, deve-se verificar se essas séries são cointegradas. Assim, testar a estacionariedade das séries é fundamental para aplicações empíricas envolvendo séries macroeconômicas. A Tabela 2A mostra os resultados dos testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) e Phillips-Perron (PP) para as variáveis em

nível e em primeira diferença. Os *lags* para o teste ADF foram selecionados pelo Critério de Informação de Akaike (AIC), a partir de um valor máximo de 12 defasagens.

Analisando as séries em nível, de acordo com a Tabela 2A, os testes ADF e PP rejeitam a presença de raiz unitária, a significância de 1%, para a série expectativa de desvalorização do câmbio. No caso da série do fator de capitalização da taxa de juros nacional, a hipótese nula de existência de uma raiz unitária não pode ser rejeitada pelos dois testes. Já para o fator de capitalização dos juros internacionais, os testes foram divergentes. Quando analisadas em primeira diferença, os testes de ADF e PP indicaram que a série referente ao fator de capitalização da taxa de juros brasileira não apresenta raiz unitária. Por sua vez, o teste de PP indicou que, no caso do fator de capitalização internacional, pode-se rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária na série em primeira diferença.

A fim de complementar os testes de raiz unitária, tornando-os mais criteriosos, foi testada a existência de quebra estrutural nas séries. Na presença de quebras estruturais, o teste usual de Teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF) não é eficiente. Alternativamente, realizou-se o teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural proposto por Lanne *et al.* (2000) – citado por Lütkepohl e Krätzig (2004) (Tabela 3A).

De acordo com os dados apresentados na Tabela 3A, como verificado anteriormente, a série referente à expectativa de desvalorização do câmbio é estacionária em nível. Em relação à série do fator de capitalização da taxa de juros nacional, a mesma mostrou-se não estacionária em nível. Contudo, pode-se rejeitar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária em primeira diferença. Adicionalmente, foi identificada uma quebra estrutural em setembro de 2002 – período de grande instabilidade no Brasil devido às expectativas quanto à sucessão presidencial. No caso do fator de capitalização dos juros internacionais, os resultados foram similares aos da Tabela 2A.

Desse modo, conforme os resultados apresentados nas Tabelas 2A e 3A, verificou-se que a série referente à expectativa de desvalorização do câmbio é estacionária em nível, ou seja,  $I(0)$ . Por sua vez, as séries do fator de capitalização da taxa de juros internacional e brasileira são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença. Portanto, são integradas de ordem um,  $I(1)$ .

Para a determinação do número de defasagens do VAR, optou-se por utilizar os critérios de informação de Akaike (AIC), Schwartz (SC) e Hannan-Quin (HQ). Os critérios

AIC e HQ apontaram para a inclusão de três defasagens na modelagem das séries. Contudo, por ser mais parcimonioso, foi considerado o critério de SC, que indicou apenas duas defasagens (Tabela 4A). Todavia, a análise da presença de autocorrelação, realizada per meio do teste do Multiplicador de Lagrange (LM), indicou que no modelo VAR (2) estimado não foi possível rejeitar a ausência de autocorrelação nos resíduos – como pode ser observado na Tabela 5A, no Apêndice A. Nesse caso, o procedimento padrão consiste em aumentar o número de defasagens até que esta não seja mais verificada. A partir da realização desse procedimento, constatou-se que a inclusão de três defasagens foi suficiente para eliminar a autocorrelação, tornando tal defasagem como a melhor escolha para o modelo (Tabela 6A).

Com o objetivo de prosseguir com a estimação do modelo, foi testada a cointegração entre as séries<sup>36</sup>. Por meio do teste de Johansen, obteve-se primeiramente o número de vetores de cointegração e, para isso, foram utilizados os testes tanto do máximo autovalor como do traço. A decisão de inclusão ou não de termos deterministas no modelo baseou-se na inspeção visual dos gráficos das séries – como sugere Harris (1995) – e no modelo especificado para o teste da UIP. Tal procedimento apontou para a utilização da especificação do VAR e das equações de cointegração<sup>37</sup> com um modelo com intercepto e sem tendência na equação de cointegração e sem intercepto no VAR (Tabela 7A).

De acordo com os resultados da Tabela 7A, em ambos os testes, a hipótese nula da inexistência de um vetor de cointegração pode ser rejeitada para um nível de significância de 1%. Nesse sentido, considera-se a existência de um vetor de cointegração entre as variáveis<sup>38</sup> ( $r = 1$ ). Dessa forma, a evolução da expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, o fator de capitalização da taxa de juros brasileira e o fator de capitalização da taxa de juros internacional possuem uma relação de equilíbrio ao longo do tempo. Destaca-se que a

---

<sup>36</sup> Usualmente, o teste de cointegração é aplicado a séries que possuem a mesma ordem de integração, contudo, de acordo com Rahbek e Mosconi (1999) *apud* Schmidt e Lima (2004), mesmo se fossem utilizadas  $M$  séries não estacionárias de mesma ordem de integração e  $N$  séries estacionárias – desde que  $M > N$  – os resultados dos testes de cointegração não se alterariam. Além disso, como destacado na seção 3.1.3, a existência de relação de cointegração entre as séries não é uma condição suficiente para a não rejeição da hipótese de paridade descoberta da taxa de juros. Dessa forma, a utilização desse pressuposto não limita de maneira significativa as conclusões do presente trabalho.

<sup>37</sup> De acordo com QMS (2007), no teste de cointegração deve-se utilizar uma defasagem a menos que na estimação do modelo, portanto, o teste foi aplicado considerando-se duas defasagens.

<sup>38</sup> De acordo com Lutkepohl e Kratzig (2004), com a presença de quebras estruturais nas relações de cointegração podem ocorrer rejeições inadequadas da hipótese de cointegração nos testes convencionais (Engle e Granger (1987) e Johansen (1991), por exemplo). Por outro lado, a mera existência de quebras estruturais nas séries individuais não implica, necessariamente, à existência de quebras estruturais nas relações de cointegração que porventura existam entre essas séries.

constatação de cointegração, pela análise desenvolvida, representa condição necessária, mas não suficiente, em favor da validade da hipótese da UIP.

O teste da validade da hipótese da paridade descoberta da taxa de juros, considerando sua relação de longo prazo, foi realizado através do modelo VEC (Vetor de Correção de Erro). Estimou-se a relação de cointegração normalizada em relação à taxa de capitalização dos juros brasileiros, já que, segundo a teoria da UIP, essa variável é determinada pelos juros internacionais mais a expectativa de desvalorização da taxa de câmbio (Tabela 5).

Tabela 5 – Estimativas dos coeficientes de curto e longo prazo do VEC, variáveis R, R\* e DESVA, de 1999:04 a 2009:10

Variável	Estimativas dos coeficientes de ajuste de curto prazo ( $\alpha$ )	Estimativa dos parâmetros de longo prazo ( $\beta$ )
Constante	-	-2,5195*** (2,89)
(R*)	0,0145*** (3,32)	-0,2138 <sup>NS</sup> (0,48)
(DESVA)	0,0218*** (3,94)	-23,8654*** (5,21)
(R)	-0,0053** (2,00)	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: Os termos entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “t” de Student.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%; <sup>NS</sup> não significativo.

Os parâmetros  $\alpha$  proporcionam dois tipos de informação, dependendo de sua significância e magnitude. A significância indica que a variável – à qual o parâmetro está associado – não é exógena fraca com relação aos coeficientes de curto prazo. A magnitude do parâmetro indica a velocidade de ajuste da respectiva variável a ele associada em direção ao equilíbrio de longo prazo. Um valor pequeno indica que, em uma situação de desequilíbrio transitório, a respectiva variável ajusta-se lentamente para retornar ao padrão de equilíbrio de longo prazo. Um coeficiente elevado, pelo contrário, indica que este se produz rapidamente.

De acordo com a Tabela 5, os desequilíbrios de curto prazo entre as variáveis tendem a ser corrigidos lentamente. No caso do fator de capitalização dos juros internacionais, apenas 1,4% dos desequilíbrios são corrigidos a cada período; logo, isso implica em um tempo relativamente extenso para se atingir o equilíbrio de longo prazo novamente. O valor estimado

do coeficiente de desequilíbrio transitório para a variável DESVA é igual a 0,0218; indicando, dessa forma, que a mesma também tem um ajuste lento, já que os desequilíbrios de curto prazo tendem a ser corrigidos por volta de apenas 2,2% em cada mês. Por último, o coeficiente de curto prazo estimado para o fator de capitalização dos juros domésticos mostra que os desequilíbrios transitórios tendem a ser eliminados com velocidade de 0,53% em cada período. Por sua vez, as estimativas dos parâmetros de longo prazo mostram que variações na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio são transferidas mais que proporcionalmente para o fator de capitalização dos juros brasileiros. Todavia, as variações observadas no fator de capitalização dos juros internacionais, no longo prazo, não apresentaram significância estatística para explicar as variações no fator de capitalização dos juros nacionais.

De acordo com Mendonça (2007), devido à adoção do sistema de metas para inflação em 1999, o Banco Central faz uso da política monetária para manter o nível de inflação esperado. Assim, caso o BCB observe que a inflação corre o risco de superar a meta, a tendência é elevar os juros. Segundo Sicsú (2002), no período de 1999 a 2002, sob o regime de metas de inflação, os eventos econômicos sugeriram que o Banco Central do Brasil utilizou a taxa de juros para controlar movimentos cambiais. Confirmando, desse modo, a importância da expectativa de desvalorização cambial para explicar os movimentos na taxa de juros no Brasil.

A confirmação da validade da hipótese da UIP foi realizada em duas etapas. Primeiro, utilizando-se de uma restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo, testou-se a “versão estrita” da paridade descoberta da taxa de juros. Nessa versão, as variações na taxa de juros brasileira são totalmente explicadas pelas variações na taxa de juros internacional e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio. Desse modo, os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , referentes às variáveis  $R^*$  e DESVA, deveriam ser iguais à unidade ( $\beta_1 = 1$  e  $\beta_2 = 1$ ). Essa condição testa se, no longo prazo, as variações no fator de capitalização dos juros internacionais e nas expectativas de desvalorização da taxa de câmbio brasileira foram transferidas plenamente para o fator de capitalização dos juros nacionais no período analisado (Tabela 6).

Tabela 6 – Resultado do teste de significância de restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor cointegração para as variáveis DESVA e R\*

<b>Hipótese nula</b>		<b>Probabilidade</b>
$\beta_1=1$ e $\beta_2=1$	19,5743	0,000001

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados da Tabela 6, pode-se rejeitar a hipótese de validade da paridade descoberta da taxa de juros – na sua versão estrita –, para o Brasil no período de abril de 1999 a outubro de 2009, a 1% de significância. De maneira geral, esses resultados são corroborados por outros trabalhos realizados para os países em desenvolvimento e para o Brasil. Conforme destacado por Muinhos *et al.* (2003), os resultados empíricos, em geral, revelam que a relação da UIP não é observada. De acordo com Biage *et al.* (2008), deve-se considerar que em mercados periféricos como o brasileiro, existe um viés no que tange à taxa de rentabilidade requerida. A principal explicação para a ocorrência deste viés é a existência de um prêmio de risco. Desse modo, se existe uma diferença de rentabilidade exigida, esta se configurará como um desvio da paridade, sendo este desvio considerado como o risco associado ao país (GARCIA; DIDIER, 2003; GARCIA; OLIVARES, 2001).

Takami e Leme (2003) testaram a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros no Brasil por meio de uma modelagem VAR em dados de frequência semanal, compreendendo o período de novembro de 2001 a junho de 2003. Dois prêmios de risco foram adicionados à equação da paridade: um relativo ao risco de não pagamento (risco-País) e outro referente ao risco cambial<sup>39</sup>. De acordo com os resultados, os autores não validaram a hipótese da paridade descoberta da taxa de juros para o período. Além de apresentarem raiz unitária, os testes indicaram que as séries eram independentes entre si. Dessa forma, os autores concluíram que os dados não apresentaram uma evidência empírica sólida o suficiente para afirmar ou negar que a condição de não-arbitragem vigorou durante os intervalos amostrais analisados.

Marçal *et al.* (2003), utilizando dados trimestrais entre 1980 e 1994, também testaram a hipótese da UIP para o Brasil. Segundo os autores, apesar da não-rejeição da hipótese de existência de cointegração entre as variáveis desvalorização do câmbio nominal e taxa de juros

<sup>39</sup> Constitui o prêmio oferecido aos agentes para que suas preferências sejam indiferentes entre títulos nacionais protegidos e não protegidos contra uma desvalorização cambial.

interna e externa, as relações de cointegração encontradas não obedecem exatamente às restrições sugeridas pela UIP. Similarmente, Yoshino e Micheloto (2004), com base na técnica de cointegração em painel, não corroboram a validade da hipótese da UIP nos mercados de moedas estrangeiras nos países em desenvolvimento.

Por sua vez, Nunes e Maia (2007) utilizaram um modelo de Mínimos Quadrados Generalizados para testar a hipótese da paridade de juros no Brasil no período de 1994 a 2004. Com base nos resultados, concluíram a não constatação da condição paridade de juros para o período, bem como nos períodos distintos entre 1994 até 1998 e de 1999 até 2004. Segundo os autores, as estimações sugeriram que a taxa de juros brasileira foi determinada exclusivamente por fatores internos e não apresenta nenhuma relação com a taxa de juros internacional. Contudo, destacaram que os agentes econômicos exigem um prêmio de risco para investir no Brasil, ou seja, os investidores estrangeiros estariam dispostos a deslocar recursos para o mercado doméstico desde que fosse pago este prêmio.

No entanto, em trabalho recente, Carvalho e Divino (2009) encontraram evidências da validade da hipótese da UIP para os países da América Latina e para o Brasil. Utilizando dados de janeiro de 1995 a dezembro de 2007 por meio de métodos de *Ordinary Least Squares* (OLS), *Generalized Method of Moment* (GMM) e dados em painel nas estimativas, segundo os autores, os resultados empíricos não permitiram rejeitar a validade da hipótese da UIP para Argentina, Brasil e Chile e para um painel que inclui esses mesmos países e o México. Além disso, a validade da paridade não se mostrou sensível ao regime cambial adotado pelos referidos países.

Desse modo, diante dos diferentes resultados encontrados na literatura, procurou-se flexibilizar a relação de paridade dos juros. O intuito é testar apenas se os juros nacionais respondem a variações nos juros internacionais e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio. Sendo assim, foi testado se os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , referentes às variáveis  $R^*$  e DESVA, foram nulos conjuntamente ( $\beta_1 = 0$  e  $\beta_2 = 0$ ). Segundo essa condição, as variações no fator de capitalização dos juros internacionais e nas expectativas de desvalorização da taxa de câmbio no longo prazo não são transferidas ao fator de capitalização dos juros domésticos (Tabela 7).

Tabela 7 – Resultado do teste de significância de restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo ( $\beta$ ) do vetor cointegração para as variáveis DESVA e R\*

<b>Hipótese nula</b>	$\chi^2$	<b>Probabilidade</b>
$\beta_1=\beta_2=0$	21,8137	0,0000

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados da Tabela 7, pode-se rejeitar a hipótese de que os parâmetros  $\beta_1$  e  $\beta_2$ , referentes às variáveis R\* e DESVA, foram nulos conjuntamente no período analisado. Esse resultado foi confirmado pelo teste de exogeneidade fraca em relação ao fator de capitalização da taxa de juros brasileira. A exogeneidade fraca é um conceito relativo e significa que a variável não reage no curto prazo perante mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo e, além disso, consiste num teste de restrição zero sobre o mecanismo de correção de erros obtido na análise de cointegração (Tabela 8).

Tabela 8 – Resultado do teste de exogeneidade sobre os parâmetros de curto prazo ( $\alpha$ ) para a variável R

<b>Hipótese nula</b>	$\chi^2$	<b>Probabilidade</b>
$\alpha_R=0$	3,7987	0,05130

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com o resultado apresentado na Tabela 8, pode-se rejeitar a hipótese nula de que a taxa de juros nacional é exogenamente fraca a 5% de significância. Portanto, apesar da rejeição da hipótese da UIP em sua versão estrita, o teste indicou que o fator de capitalização da taxa de juros brasileira reage diante de mudanças na relação de equilíbrio de longo prazo das variáveis.

Por fim, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão para a taxa de juros nacional sugeriu um baixo poder explicativo das variáveis R\* e DESVA. Admitiu-se que um choque não antecipado sobre qualquer uma das variáveis analisadas perdurasse, no máximo, vinte e quatro meses (Tabela 9).

Tabela 9 – Resultado da decomposição histórica da variância do erro de previsão do fator de capitalização da taxa de juros brasileira (R)

Meses	(R)	(DESVA)	(R*)
1	100,000	0,000	0,000
6	99,839	0,078	0,082
12	98,718	0,190	1,091
18	97,039	0,266	2,695
24	95,938	0,303	3,759

Fonte: Resultados da pesquisa.

A partir da Tabela 9, verificou-se que, decorridos 24 meses após um choque não antecipado sobre R, aproximadamente 96% da variância dos seus erros de previsão foram atribuídas a ela própria, enquanto que apenas 0,3% e 4% da sua decomposição da variância dos erros de previsão devem-se à DESVA e R\*, respectivamente. Esse resultado indicou um baixo poder explicativo das variáveis expectativas desvalorização cambial e juros externos.

Portanto, segundo os resultados apresentados, apesar da constatação de que as variações na taxa de juros brasileira foram influenciadas pelas variações ocorridas na taxa de juros internacional e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, rejeitou-se a validade da hipótese da paridade descoberta da taxa de juros. Desse modo, pode-se concluir que outros fatores também influenciaram na determinação dos juros brasileiros no período analisado. No caso brasileiro, em que a taxa de juros é administrada, destacaram-se principalmente dois fatores: as metas de inflação e o risco-país. Assim, quando o nível dos preços começava a subir e a inflação dava indícios que iria superar a meta estabelecida pelo governo, o aumento da taxa de juros foi utilizado como política monetária restritiva, desestimulando a demanda e os investimentos, interrompendo, desse modo, a alta dos preços.

Por outro lado, a taxa de juros também se tornou uma ferramenta fundamental para reduzir a fuga dos capitais externos no caso do aumento do risco associado ao Brasil. Nesse caso, o aumento da taxa de juros representava um aumento na rentabilidade do título brasileiro, compensando o aumento do risco associado a esse investimento. Consequentemente, a taxa de juros brasileira tornou-se um dos principais fatores na atração de capitais estrangeiros para o País.

## 4.2. Impactos dos capitais de portfólio na economia brasileira

Nessa seção são apresentados os resultados da estimação do modelo SVAR. Inicialmente, foi realizada uma análise geral do comportamento das séries ao longo do tempo e de suas estatísticas descritivas<sup>40</sup>. Esse procedimento, além de possibilitar a avaliação da influência de fatores internacionais sobre as variáveis, como crises, por exemplo, também auxilia na identificação de quebras estruturais. Em seguida, foram realizados os testes para a identificação de raízes unitárias e para a ordem de integração das variáveis utilizadas no modelo empírico. Posteriormente, foi estimado o modelo e analisados os coeficientes definidos na especificação do SVAR. Procurou-se analisar a respeito dos impactos do Risco-Brasil e do diferencial entre juros nacional e internacional na atração de capitais de curto prazo para a economia brasileira, avaliando, por sua vez, a influência desse fluxo sobre a taxa real de câmbio brasileira. A partir desse modelo, também foram testadas a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras e da renda externa, bem como das exportações totais para a renda nacional no período de abril de 1999 a outubro de 2009. Por fim, foram analisados os resultados referentes à decomposição da variância dos erros de previsão e às elasticidades de impulso-resposta.

Em relação ao comportamento das séries ao longo do tempo, de maneira geral, as variáveis representativas do valor da renda brasileira total (RENDA\_BR), do valor total das exportações brasileiras (EXPORT), do valor total do investimento em portfólio no Brasil (PORTFÓLIO) e do valor da renda externa (RENDA\_EXT) apresentaram evolução similar ao longo do período de abril de 1999 a outubro de 2009. Essas variáveis não apresentaram tendência de crescimento e, no caso da renda brasileira e do fluxo do capital de portfólio no País, pequena queda até o início do ano de 2002. Isso se deve ao período de grande recessão mundial, marcado por uma sequência de crises mundiais e choques desfavoráveis, tais como: a crise asiática, em 1997, a crise russa, em 1998, a crise brasileira, em 1999, a crise argentina, em 2001, além do ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos EUA. A partir de 2003, ocorreu um movimento de recuperação e crescimento da economia mundial que incentivou a produção e a exportação brasileira. Contudo, a tendência foi interrompida ao final de 2008 por ocasião dos efeitos da crise financeira norte-americana.

---

<sup>40</sup> Os resultados são apresentados na Tabela 1B e nas Figuras 1B a 7B, que constam no Apêndice B.

Por sua vez, as variáveis referentes à taxa real de câmbio brasileira (CAM\_REAL), ao diferencial entre juros nacionais e internacionais (DIF\_JUROS) e ao Risco-Brasil (RISCO) apresentaram tendência geral de queda de 1999 a 2009, porém, com fortes oscilações. Essas variáveis apresentaram um comportamento bastante instável, suscetível aos choques e crises a nível nacional e internacional. Além das crises citadas anteriormente, também merecem destaque a crise energética no Brasil e, principalmente, a grande instabilidade gerada pelo processo de sucessão presidencial em outubro de 2002, que implicou em maior desconfiança dos investidores externos. Nesse período, ocorreu uma forte desvalorização da taxa de câmbio brasileira, seguida de aumento no nível do risco associado ao País e aumento no diferencial de juros. Após 2003, essas variáveis apresentaram uma queda constante, que foi interrompida em 2008 devido aos impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA.

De modo a proceder com a estimação do modelo empírico SVAR, inicialmente foi testada a estacionariedade das variáveis. Desse modo, para verificar se as séries possuem raízes unitárias, primeiramente foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) – conforme descrito em Enders (1995) – e o teste de Phillips-Perron (PP) – proposto por Phillips e Perron (1988). A Tabela 13 apresenta os resultados dos testes de Dickey-Fuller (ADF) e Phillips-Perron (PP) para as variáveis em nível e em primeira diferença. Os *lags* para o teste ADF foram selecionados pelo Critério de Informação de Schwartz (SC), a partir de um valor máximo de 12 defasagens<sup>41</sup>.

---

<sup>41</sup> Adotou-se o procedimento sequencial para a realização do teste, proposto por Doldado *et al.* (1990). No entanto, também se buscou padronizar o tratamento dado às variáveis quanto à forma funcional especificada. Desse modo, para todas as séries foi incluída apenas um intercepto na equação dos testes ADF e PP. Ou seja, a forma funcional utilizada foi  $\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ , em que:  $Y_t$  representa às séries utilizadas no presente estudo.

Tabela 13 – Resultado dos testes ADF e PP para as séries utilizadas, de 1999:04 a 2009:10

Variável	Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	Phillips-Perron (PP)
	t-statistic	t-statistic
<b>Em Nível</b>		
RENDA_BR	0,4655	0,3043
EXPORT	0,7898	1,0866
CAM_REAL	2,1340	1,9264
PORTFÓLIO	1,2883	1,8937
RENDA_EXT	1,3583	1,5964
RISCO	1,3877	1,1869
DIF_JUROS	-1,8135	2,1830
<b>Primeira-diferença</b>		
RENDA_BR	10,6008***	10,6571***
EXPORT	7,6853***	14,6839***
CAM_REAL	7,5494***	7,5354***
PORTFÓLIO	16,9383***	24,3935***
RENDA_EXT	1,9630**	13,3710***
RISCO	7,5197***	7,5070***
DIF_JUROS	5,9945***	9,7223***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: valores de *t-statistic* em módulo.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

De acordo com os resultados apresentados na Tabela 13, considerando as séries em nível a partir do teste ADF e PP, não se pode rejeitar a presença de raiz unitária, a significância de 1%, para todas as séries. Contudo, os testes de ADF e PP indicaram que, depois de diferenciadas, pode-se rejeitar a presença de raiz unitária nas séries a 5% de significância, sendo, portanto, integradas de ordem um, ou seja, I(1).

A fim de complementar a análise de raiz unitária, tornando-os mais criteriosos, foi testada a existência de quebra estrutural nas séries. Na Tabela 14 foram apresentados os resultados do teste de raiz unitária na presença de quebra estrutural proposto por Lanne *et al.* (2000) – citado por Lütkepohl e Krätzig (2004).

Tabela 14 – Resultado do teste de raiz unitária sob mudança estrutural para as séries utilizadas, de 1999:04 a 2009:10

<b>Variável</b>	<b>Data da quebra</b>	<b> t-statistic </b>
<b>Em Nível</b>		
RENDA_BR	2009:01	0,0986
EXPORT	2002:06	1,1165
CAM_REAL	2002:10	2,2143
PORTFÓLIO	2000:08	0,7948
RENDA_EXT	2008:10	1,4162
RISCO	2008:10	1,5219
DIF_JUROS	2008:10	1,8115
<b>Primeira-diferença</b>		
RENDA_BR	2009:01	5,8572***
EXPORT	2002:07	5,9116***
CAM_REAL	2002:11	5,0950***
PORTFÓLIO	2000:09	8,4155***
RENDA_EXT	2001:10	5,0723***
RISCO	2008:10	5,4597***
DIF_JUROS	2008:10	4,4742***

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: valores de *t-statistic* em módulo.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

Segundo os resultados dos testes de estacionariedade apresentados na Tabela 14, considerando-se as quebras estruturais nas séries, pode-se confirmar as decisões tomadas com base nos testes de ADF e PP. Desse modo, de acordo com os resultados das Tabelas 13 e 14, verificou-se que todas as séries são não estacionárias em nível e estacionárias em primeira diferença, portanto, integradas de ordem um,  $I(1)$ . Desse modo, para a estimação do SVAR, estas devem ser tomadas em primeiras diferenças.

Após a verificação da estacionariedade das séries, na etapa seguinte foi definida a ordem de defasagem do modelo. O procedimento consistiu em estimar, primeiramente, o modelo Autorregressivo Vetorial (VAR) convencional, composto pelas variáveis do modelo empírico e, a partir deste, determinar, com base no teste de autocorrelação do Multiplicador de Lagrange (LM), o número de defasagens que serão utilizadas para a estimação (Tabela 15).

Tabela 15 – Resultado do teste do critério de seleção do número de defasagens para o SVAR

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	14,358	14,194	14,291
1	15,654	14,339*	15,119*
2	15,788	13,323	14,787
3	15,688	12,071	14,219
4	15,809	11,043	13,874
5	15,870	9,953	13,468
6	15,695	8,628	12,826
7	15,757	7,539	12,420
8	16,072*	6,703	12,268

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) indica a ordem de seleção da defasagem pelo critério.

Tomando-se como base os resultados da Tabela 15, a partir da indicação dos critérios de informação de SC e HQ, foi utilizada apenas uma defasagem para a estimação do VAR. Todavia, a análise da presença de autocorrelação, realizada per meio do teste do Multiplicador de Lagrange, indicou que no modelo VAR (1) estimado não foi possível rejeitar a ausência de autocorrelação nos resíduos – como pode ser observado na Tabela 2B, no Apêndice B. Nesse caso, o procedimento padrão consiste em aumentar o número de defasagens até que esta não seja mais verificada. A partir da realização desse procedimento, constatou-se que a inclusão de cinco defasagens foi suficiente para eliminar a autocorrelação, tornando tal defasagem como a melhor escolha para o modelo (Tabelas 3B, 4B, 5B)<sup>42</sup>. Portanto, segundo os resultados, a velocidade de ajuste das variáveis em estudo a choques exógenos é de cinco períodos. Logo, o modelo VAR a ser estimado é de quinta ordem, sendo o mesmo valor da defasagem utilizado para a estimação do VAR Estrutural, bem como nas análises da decomposição da variância do erro e função impulso-resposta.

Dessa forma, atendidas todas as condições, pode-se proceder com a estimação do modelo SVAR. Contudo, uma última consideração importante diz respeito à ordem de causalidade das variáveis utilizada no modelo. Essa ordenação é importante, pois tem influência nos valores dos parâmetros estimados para cada variável utilizada. Assim, como forma de obter a ordenação correta das variáveis, foram considerados os pressupostos teóricos,

<sup>42</sup> Também foi realizado o teste de estabilidade do VAR. De acordo com os resultados, o VAR é estável, dado que o módulo de cada *eigenvalue* observada foi estritamente menor que 1.

definidos na exploração do modelo teórico do presente trabalho. Segundo o modelo de *Mundell-Fleming* adotado, o diferencial dos juros e o risco associado à economia atuam como fatores de condicionantes do fluxo de capitais internacionais. Contudo, o aumento no diferencial dos juros nacional e internacional funciona como um fator de incentivo para a atração de capitais externos, enquanto que o aumento do risco tende a estimular a fuga desse tipo de investimento. A entrada dos capitais na economia tem impacto direto na valorização da taxa real de câmbio, atingindo negativamente as exportações. Por sua vez, a receita total com as exportações tem influência direta sobre a renda nacional. Logo, o aumento do nível de renda do resto do mundo ocasiona o aumento das exportações totais. Portanto, a ordenação sugerida pelo modelo de *Mundell-Fleming* e, portanto, definida na especificação do modelo foi: RISCO, RENDA\_EXT, DIF\_JUROS, PORTFÓLIO, CAM\_REAL, EXPORT e RENDA\_BR (Tabela 17).

Tabela 17 – Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural

EFEITO DE → SOBRE ↓	RISCO	RENDA_EXT	DIF_JUROS	PORTFÓLIO	CAM_REAL	EXPORT	RENDA_BR
<b>RISCO</b>	1	-	-	-	-	-	-
<b>RENDA_EXT</b>	-	1	-	-	-	-	-
<b>DIF_JUROS</b>	-	-	1	-	-	-	-
<b>PORTFÓLIO</b>	-0,952*** (2,904)	-	0,112 (0,202)	1	-	-	-
<b>CAM_REAL</b>	-	-	-	-0,012* (1,877)	1	0,02 (0,679)	-
<b>EXPORT</b>	-	1,387*** (9,753)	-	-	0,127 (0,290)	1	-
<b>RENDA_BR</b>	-	-	-	-	-	0,123*** (3,026)	1

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: Os termos entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “*t*” de Student.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

Segundo os resultados apresentados na Tabela 17, de maneira geral, o modelo especificado para a análise da economia brasileira apresentou resultados coerentes com as pressuposições teóricas. Porém, deve-se considerar na interpretação dos resultados, que o modelo foi estimado para séries em primeiras diferenças. Desse modo, os parâmetros não representam as relações contemporâneas entre os níveis das variáveis, mas entre suas primeiras diferenças.

De acordo com os resultados apresentados acima, o Risco-Brasil (RISCO) apresentou efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de significância, sobre o fluxo total de investimentos de portfólio no Brasil (PORTFÓLIO). Segundo os resultados, dado um aumento de 10% na variação do risco associado ao País, observou-se uma redução contemporânea de 9,5% na variação do total de investimento de portfólio direcionado para o Brasil. Pode-se observar que em períodos de crises ou instabilidades nacionais ou internacionais, em que o risco associado ao Brasil tinha tendência ascendente, houve uma redução do montante desse tipo de investimento na economia. Particularmente, dois períodos merecem destaque: os anos de 2001 e 2002, quando ocorreu uma sequência de choques desfavoráveis, como a crise argentina, o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos EUA, a crise energética brasileira e o processo de eleição presidencial em outubro de 2002; e, recentemente, em 2008 e 2009, com os impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA na economia brasileira. Portanto, confirmou-se a hipótese de que o aumento do risco associado ao país provoca uma fuga de capitais de portfólio do Brasil em busca de opções mais seguras para seus investimentos.

Por sua vez, o aumento da renda externa (RENDA\_EXT) teve efeito contemporâneo positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de significância, sobre o valor total das exportações brasileiras (EXPORT). No período de abril de 1999 a outubro de 2009, constatou-se que um aumento na variação da renda externa de 10% provocou um aumento na variação das exportações brasileiras de 13,8%. Segundo Prates (2007), o crescimento da demanda externa está associado a vários fatores: a recuperação econômica global, a desvalorização do dólar, bem como o avanço da industrialização e crescimento econômico da China e da Índia. Porém, o aumento do valor das exportações também esteve associado a outros fatores externos favoráveis, como a alta dos preços das *commodities* e dos termos de troca. Contudo, pode-se concluir que o aumento da renda mundial e conseqüente aquecimento

da demanda internacional influenciaram positivamente nas variações das exportações brasileiras no período.

O efeito do valor total das exportações (EXPORT) sobre a renda brasileira (RENDA\_BR) apresentou-se positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de significância. No período analisado, um aumento de 10% na variação das exportações resultou no aumento da variação de renda nacional de aproximadamente 12%. Segundo os dados do BCB (2010), o aumento do dinamismo das exportações foi fundamental para a recuperação da balança comercial brasileira, especialmente no período 2003-2007. Confirmando, desse modo, que as exportações foram um importante componente para a formação da renda brasileira no período analisado.

Também foi confirmado o efeito do fluxo de capitais de portfólio (PORTFÓLIO) sobre a taxa de real de câmbio (CAM\_REAL). O fluxo de portfólio teve efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 10% de significância, sobre a taxa real de câmbio brasileira. Verificou-se que um aumento de 10% na variação do fluxo de capitais de portfólio provocou redução de 0,12% na variação da taxa de real de câmbio. Desse modo, com a intensificação da entrada dos fluxos de capitais de portfólio no Brasil, pode-se observar uma apreciação da taxa de câmbio, que, por alterar os preços dos bens exportados e importados, passou a ser um dos principais determinantes do desempenho comercial no mercado externo. Portanto, confirmou-se a hipótese de que a entrada de capitais externos no Brasil resulta em valorização da taxa real de câmbio.

Contudo, o diferencial entre os juros internos e externos (DIF\_JUROS), apesar de possuir sinal positivo, não foi estatisticamente significativo para explicar contemporaneamente o fluxo de capitais de portfólio na economia brasileira (PORTFÓLIO). Esse resultado pode ter sido influenciado pelo nível de agregação adotado para a variável fluxo de capital de portfólio. Na definição empregada, os investimentos em portfólio abrangem os investimentos estrangeiros em carteira, os derivativos e os outros investimentos, exceto as operações de regularização do FMI. Dessa forma, apesar de ser dominante a lógica que esse capital de curto prazo é atraído para o Brasil principalmente pelos altos juros da economia, eles podem responder a incentivos e motivações particulares, referentes a cada tipo de investimento. Em trabalho com maior nível de desagregação para os fluxos de capitais, Veríssimo e Holland (2008) destacaram que, no período de 1995 a 2002, foi observada uma maior importância do

diferencial da taxa de juros e do risco-país na determinação dos movimentos dos capitais no que diz respeito aos fluxos direcionados para o segmento de títulos públicos. Contudo, os fluxos de capitais para os mercados de derivativos e acionário, em função das especificidades desses mercados, apresentaram-se pouco sensíveis aos efeitos dessas variáveis.

Do mesmo modo, as relações contemporâneas entre a taxa real de câmbio (CAM\_REAL) e o valor total das exportações (EXPORT) não foram estatisticamente significativas no período analisado. Por um lado, esperava-se que a valorização da taxa real de câmbio provocasse redução nas exportações brasileiras. Nesse caso, deve-se destacar que o nível de agregação das exportações totais pode ter influência no resultado. A agregação suprimiu os efeitos relativos a cada categoria de bens, como: manufaturados, básicos e *commodities*. Certamente, o aumento no preço das *commodities* influenciou no aumento do valor total das exportações, sobrepondo o efeito do câmbio nas exportações. De acordo com Prates (2007), deve-se considerar a influência do aumento do preço das *commodities* nesse período. Devido à importância desses produtos para a pauta de exportação brasileira, a alta dos preços contribuiu para o desempenho positivo das exportações brasileiras, influenciando, desse modo, os resultados.

A fim de complementar a análise, admitindo-se um horizonte maior de tempo, foi realizada a estimação da decomposição da variância dos erros de previsão para o investimento em portfólio e taxa de real de câmbio (Tabelas 18 e 19). Essa técnica permite avaliar o poder explanatório de cada variável sobre as demais, disponibilizando informações a respeito da importância relativa das alterações nas variáveis sobre uma determinada variável do modelo.

Tabela 18 – Resultado da decomposição histórica do erro de previsão do investimento em portfólio (PORTFÓLIO)

Meses	RISCO	RENDA EXT	DIF JUROS	PORTFÓLIO	CAM REAL	EXPORT	RENDA BR
1	6,15	3,84	0,07	89,93	0,00	0,00	0,00
2	6,35	6,32	4,01	77,60	0,27	1,12	4,34
3	6,01	6,83	5,38	73,77	0,53	1,43	6,05
4	6,30	6,54	7,82	71,18	0,52	1,86	5,77
5	6,28	6,67	8,13	69,20	0,52	3,44	5,76
6	7,67	6,75	7,39	66,05	1,76	3,13	7,24
7	7,53	10,67	6,99	61,23	2,54	3,29	7,75
8	7,43	10,64	6,91	60,51	2,77	3,47	8,27
9	7,39	10,60	7,61	59,49	2,88	3,41	8,62
10	7,37	10,57	7,76	59,33	2,87	3,50	8,60
11	7,30	10,70	7,84	58,98	2,84	3,82	8,52
12	7,64	11,09	7,79	58,18	2,85	3,88	8,58

Fonte: Resultados da pesquisa.

De acordo com os resultados da Tabela 18, após 12 meses, aproximadamente 58% da variância do erro de previsão do fluxo de investimentos em capitais de portfólio no Brasil, foi decorrente de choques na própria variável. Contudo, outras duas variáveis também apresentaram alto grau de influência na explicação da variância dos investimentos em portfólio. Primeiramente, deve-se destacar o poder explicativo tanto da renda mundial quanto da renda nacional. Esse resultado, no caso da renda mundial, pode sugerir que o aquecimento da economia mundial foi um importante fator para o aumento dessa modalidade de investimento, uma vez que os investidores externos teriam recursos disponíveis para aplicar em investimentos com maior grau de risco. Já em relação à renda nacional, o resultado pode indicar que o desempenho da economia nacional também funcionou como um motivador para o investimento de portfólio no Brasil. Desse modo, em períodos em que a economia brasileira apresentou maior crescimento e dinamismo, ela tornou-se um alvo potencial para os investimentos externos de capitais de curto prazo. Por outro lado, as variáveis risco e diferencial entre juros nacional e internacional também foram importantes fatores na explicação da variância dos erros de previsão do capital de portfólio. Essas variáveis, como destacado anteriormente, são importantes condicionantes dessa modalidade de fluxo de capital. Os investimentos externos de curto prazo buscam maiores taxas de retorno para sua

aplicação. Contudo, em situações com elevado grau de risco, esse capital tende a migrar para opções mais seguras de investimento.

Analogamente aos investimentos em portfólio, a taxa real de câmbio, após 12 meses, também teve a maior parte da variância do erro de previsão, cerca de 35%, explicados pelos choques na própria variável (Tabela 19).

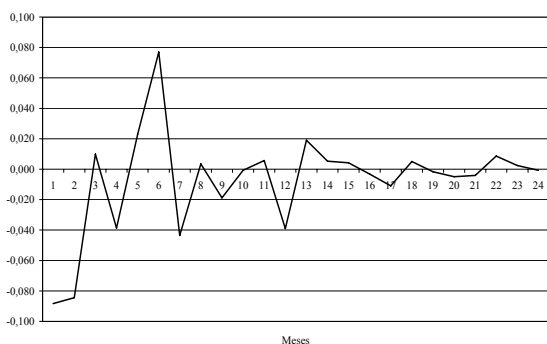
Tabela 19 – Resultado da decomposição histórica do erro de previsão da taxa de câmbio real (CAM\_REAL)

Meses	RISCO	RENDA EXT	DIF JUROS	PORTFÓLIO	CAM REAL	EXPORT	RENDA BR
1	23,69	0,73	2,31	0,00	73,28	0,00	0,00
2	13,61	0,37	34,08	0,00	51,04	0,01	0,88
3	18,73	1,35	35,10	0,78	42,88	0,11	1,05
4	18,35	2,93	31,91	1,76	39,02	1,49	4,55
5	18,06	2,95	31,41	2,81	38,52	1,47	4,77
6	17,08	5,62	29,02	2,72	37,17	3,47	4,93
7	17,03	6,22	28,24	2,70	37,12	3,39	5,29
8	16,79	6,13	27,95	3,68	37,00	3,30	5,14
9	16,58	6,09	27,85	3,90	36,98	3,56	5,06
10	16,20	6,24	27,77	3,87	36,26	3,82	5,83
11	16,21	6,34	27,62	3,95	36,06	3,87	5,95
12	16,00	6,55	27,35	3,91	35,82	4,03	6,34

Fonte: Resultados da pesquisa.

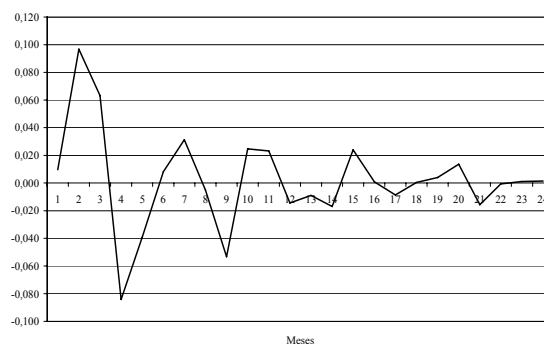
Contudo, segundo os resultados da Tabela 19, o grau de risco e o diferencial de juros também foram importantes fatores na explicação da variância dos erros de previsão da taxa de câmbio real. Esse resultado pode estar relacionado ao fato dessas variáveis influenciarem diretamente o retorno dos ativos e, conseqüentemente, a desvalorização ou valorização da taxa de câmbio. De fato, no período de 1999 a 2002, a depreciação cambial pode ser relacionada à elevação do risco nesse período. Isso se deve ao fato de que, com uma percepção de risco mais elevada, o retorno esperado cai; o que produz uma saída de capitais (ou interrupção do fluxo). Por outro lado, entre os anos de 2003 e 2008, a queda no indicador de risco provocou um movimento de apreciação da taxa de câmbio. Considerando a alta taxa de juros brasileira em relação às internacionais, a queda do risco sinalizou um maior grau de confiança, que, conseqüentemente, resultou na atração de capitais para o Brasil.

Por fim, é apresentada a análise das elasticidades de impulso-resposta. Por meio dessas elasticidades é possível avaliar o comportamento isolado das variáveis diante de choque exógeno no modelo. Além disso, esse método mostra o intervalo de tempo necessário para que os efeitos sobre a variável considerada se dissipem, bem como a direção, o padrão e a intensidade das respostas aos choques (Figuras 19, 20, 21 e 22).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 19 – Função de impulso-resposta do investimento em portfólio a choques não antecipados no índice de Risco-Brasil, para 24 meses.



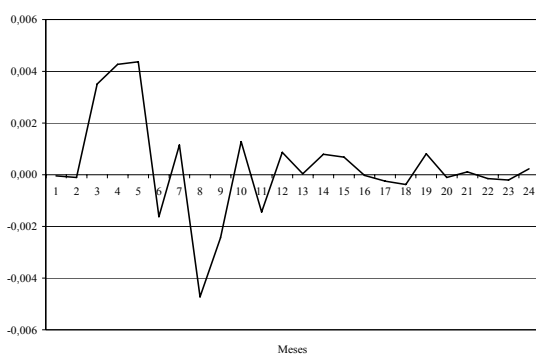
Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 20 – Função de impulso-resposta do investimento em portfólio a choques não antecipados no diferencial entre juros, para 24 meses.

De acordo com os resultados apresentados nas Figuras 20 e 21, verificou-se que as respostas do fluxo de investimento em portfólio a choques isolados, no risco e no diferencial entre juros nacionais e internacionais, apresentaram comportamento semelhante. Para os dois casos, de modo geral, a influência da inovação se dissipou após 12 meses. O resultado de um choque positivo no diferencial entre juros nacional e internacional foi o aumento no fluxo de investimentos em portfólio. Desse modo, o resultado sugere que o aumento na rentabilidade do título nacional ocasionaria um movimento de entrada de capitais externos de curto prazo no Brasil. Da mesma maneira, no caso de um choque positivo no risco associado ao Brasil, foi observado um aumento do fluxo de capital de portfólio. Esse resultado, apesar de não ter sido coerente com os pressupostos teóricos, pode ser explicado pela composição do índice de risco. A *proxy* utilizada para o Risco-Brasil é o índice EMBI+, que é um número-índice que mede o

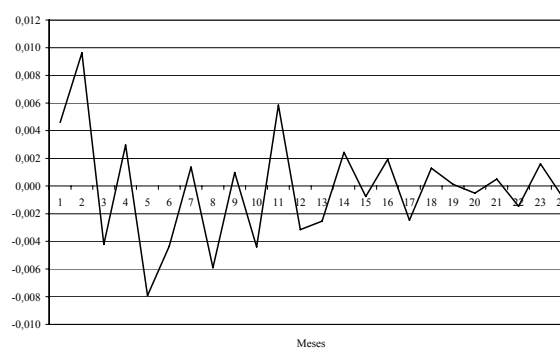
retorno dos papéis que compõem uma carteira hipotética constituída por papéis emitidos pelo Brasil no exterior. Desse modo, quanto maior o retorno oferecido a essa carteira, maior o risco associado ao Brasil; porém, inicialmente, esse aumento é interpretado como um aumento na rentabilidade dos papéis. Portanto, pode-se considerar certo grau de defasagem na resposta dos investimentos em portfólio ao aumento no risco-país.

No que se refere às respostas da taxa real de câmbio aos choques no fluxo de capitais de portfólio e da renda nacional aos choques nas exportações, pode-se perceber uma diferença quanto ao tempo necessário para a estabilização do sistema. No caso da taxa real de câmbio, os choques se estabilizaram a partir do décimo segundo mês, enquanto que os efeitos na renda nacional, isso foi observado somente a partir do vigésimo mês (Figura 21 e 22).



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 21 – Função de impulso-resposta do câmbio real a choques não antecipados no investimento em portfólio, para 24 meses.



Fonte: Resultados da pesquisa.

Figura 22 – Função de impulso-resposta da renda nacional a choques não antecipados nas exportações totais, para 24 meses.

De acordo com os resultados da Figura 21, um choque não antecipado no fluxo de capital de portfólio tende a provocar uma valorização da taxa real de câmbio, contudo, em pequena proporção. Desse modo, como resultado da intensificação nos fluxos de entradas de capitais, deve-se observar uma apreciação da taxa de câmbio. Por sua vez, de acordo com os resultados apresentados na Figura 22, no caso de um choque positivo não antecipado nas exportações, a renda nacional apresentou efeito inicial também positivo. Sendo assim, confirma-se que as exportações são importantes componentes da renda nacional.

Portanto, os resultados obtidos com a decomposição histórica dos erros de previsão e com a análise de impulso-resposta confirmaram e complementaram os resultados alcançados com o modelo VAR Estrutural. Os resultados destacaram a importância do risco associado ao país e do diferencial entre os juros nacional e internacional para explicar o fluxo de investimento de portfólio para o Brasil. Do mesmo modo, a renda brasileira foi positivamente influenciada pelas variações na renda mundial e nas exportações. Também foi confirmada a relação entre valorização cambial e fluxo de investimentos de portfólio. E, além disso, os resultados indicaram que os fluxos de capitais de curto prazo foram afetados pelas variações na renda mundial e brasileira.

## 5. RESUMO E CONCLUSÕES

A década de 1990 foi marcada pela intensificação dos movimentos internacionais dos capitais, decorrente da configuração de um processo de maior integração financeira e de desregulamentação nas diversas economias do mundo. Desse modo, o fluxo de capital de portfólio ganhou grande importância na composição dos fluxos totais de capitais externos, apresentando, no entanto, brusca retração em momentos de crise ou instabilidade mundial. Nesse sentido, o diferencial dos juros nacionais em relação aos praticados nas economias desenvolvidas fez com que os capitais estrangeiros de curto prazo, que visam ganhos de arbitragem, ingressassem maciçamente no Brasil. Contudo, apesar da manutenção da taxa de juros em patamares elevados, a partir da segunda metade da mesma década, a atração dos capitais internacionais devido aos altos juros praticados no Brasil foi interrompida.

As diversas crises financeiras que ocorreram – aliadas à deterioração dos fundamentos econômicos (aumento da dívida pública, expectativas de desvalorização cambial) e à manutenção do risco-país em patamares elevados –, implicaram na retirada dos capitais de portfólio da economia brasileira. Dessa forma, em um contexto de grande mobilidade internacional de capitais de curto prazo, devido ao grande fluxo desse tipo de investimento direcionado à economia brasileira – sob condições de juros favoráveis e tendo em vista sua retirada verificada nos períodos de crises internacionais ou choques desfavoráveis –, o País pode se defrontar com uma reversão súbita do movimento desses capitais. Não obstante à importância decorrente das diversas funções desse capital, deve-se destacar que a constante movimentação dos capitais – especialmente os de curto prazo –, deixa as economias – principalmente dos países em desenvolvimento – muito suscetíveis aos choques e crises

internacionais, trazendo o problema da vulnerabilidade externa. Por outro lado, a entrada excessiva de capitais de curto prazo na economia brasileira pode desencadear uma série de problemas, conduzindo à deterioração de importantes variáveis e relações macroeconômicas, tais como a taxa de juros, a taxa de câmbio, o risco associado ao país, o desempenho comercial, entre outros.

O presente trabalho procurou contribuir para o entendimento dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo na economia brasileira em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional e taxa real de câmbio, particularmente, sob o regime de câmbio flutuante. Com a possibilidade de variação da taxa de câmbio, a entrada excessiva de capitais de curto prazo tende a provocar a apreciação cambial, que, devido aos impactos negativos sobre as exportações, ocasionam a deterioração do saldo da balança comercial do País. Desse modo, dada a perspectiva de um modelo para economia aberta, testou-se a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras, bem como da renda externa e das exportações totais para as variações na renda nacional.

Inicialmente, buscou-se testar, a partir da não validação da hipótese da paridade descoberta, a possibilidade de obter ganhos com a operação de arbitragem de juros no Brasil. Essa hipótese sustenta a suposição da entrada de capitais no País. A partir de um modelo Vetorial de Correção de Erro (VEC), foi testada a hipótese de paridade descoberta da taxa de juros (UIP), no Brasil, no período de abril de 1999 a outubro de 2009. O teste da validade da UIP foi dividido em duas etapas. Primeiro, testou-se a “versão estrita” da paridade descoberta da taxa de juros. Nessa versão clássica, as variações na taxa de juros doméstica são totalmente explicadas pelas variações na taxa de juros internacional e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio. Posteriormente, procurou-se flexibilizar essa restrição, testando apenas se as variações nos juros internacionais e na expectativa de desvalorização da taxa de câmbio são fatores explicativos das variações na taxa de juros nacional.

Os resultados iniciais, relativos à cointegração, indicaram a favor da aceitação da hipótese da UIP, já que foi identificada uma relação de equilíbrio de longo prazo na evolução da expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, do fator de capitalização da taxa de juros brasileira e do fator de capitalização da taxa de juros internacional. Desse modo, a partir do teste de uma restrição conjunta sobre os parâmetros de longo prazo, avaliou-se a “versão

estrita” da paridade descoberta da taxa de juros. De acordo com os resultados, pode-se rejeitar a hipótese nula de validade da paridade descoberta da taxa de juros, na sua versão estrita para o Brasil, no período de abril de 1999 a outubro de 2009 a 1% de significância.

Desse modo, procurou-se flexibilizar a relação de paridade dos juros. Nesse caso, de acordo com os resultados, foi rejeitada a hipótese de que os parâmetros referentes às variáveis foram conjuntamente nulos, no período analisado. Esse resultado foi confirmado pelo teste de exogeneidade fraca em relação ao fator de capitalização da taxa de juros brasileira. Portanto, apesar da rejeição da hipótese da UIP em sua versão estrita, o teste indicou que fator de capitalização da taxa de juros brasileira reage perante mudanças na relação de equilíbrio de curto prazo das variáveis. Por fim, a análise da decomposição da variância dos erros de previsão para a taxa de juros nacional sugeriu um baixo poder explicativo das variáveis juros internacionais e expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, reforçando, portanto, a não validade da hipótese da UIP.

Portanto, pode-se concluir que outros fatores também influenciaram na determinação dos juros brasileiros no período analisado. No caso brasileiro, em que a taxa de juros é administrada, pode-se principalmente dois fatores: as metas de inflação e o risco-país. Assim, quando o nível dos preços começava a subir e a inflação dava indícios que iria superar a meta estabelecida pelo governo, o aumento da taxa de juros foi utilizado como política monetária restritiva, desestimulando a demanda e os investimentos, interrompendo, desse modo, a alta dos preços.

Tendo como base a confirmação da possibilidade de obtenção de ganhos com arbitragem na economia brasileira, foi estimado um modelo SVAR a fim de investigar a respeito dos condicionantes e impactos do fluxo de capitais de curto prazo em relação ao Risco-Brasil, diferencial entre juros nacional e internacional, e taxa real de câmbio na economia brasileira. A partir deste modelo, também foram testadas a importância da taxa real de câmbio para explicar as variações observadas no valor total das exportações brasileiras e da renda externa, bem como das exportações totais para as variações na renda nacional no período de 1999 a 2009.

De acordo com os resultados, de maneira geral, o modelo especificado para a análise da economia brasileira apresentou estimativas coerentes com as pressuposições teóricas. O Risco-Brasil apresentou efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de

significância, sobre o fluxo total de investimentos de portfólio no Brasil. Desse modo, pode-se inferir que em períodos de crises ou instabilidades nacionais ou internacionais, em que o risco associado ao Brasil tinha tendência ascendente, houve uma redução do montante desse tipo de investimento na economia. Esse fato pode ser nitidamente observado particularmente em dois períodos: entre os anos de 2001 e 2002, quando ocorreu uma sequência de choques desfavoráveis, como a crise argentina, o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos EUA, a crise energética brasileira e o processo de eleição presidencial em outubro de 2002; e, recentemente, em 2008, com os impactos da crise dos mercados imobiliário e financeiro dos EUA na economia brasileira. Portanto, confirmou-se a hipótese que o aumento do risco associado ao país provoca uma fuga de capitais de portfólio do país doméstico em busca de opções mais seguras para seus investimentos.

Por sua vez, o aumento da renda externa, teve efeito contemporâneo positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de significância, sobre o valor total das exportações brasileiras. Segundo Prates (2007), o crescimento da demanda externa está associado a vários fatores: a recuperação econômica global, a desvalorização do dólar, bem como o avanço da industrialização e crescimento econômico da China e da Índia. Porém, o aumento das exportações também esteve associado a outros fatores externos favoráveis, como a alta dos preços das *commodities* e dos termos de troca.

O efeito do valor total das exportações sobre a renda brasileira apresentou-se positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de significância. Segundo os dados do BCB (2010), o aumento do dinamismo das exportações foi fundamental para a recuperação da balança comercial brasileira, especialmente no período 2003-2007. Confirmando, desse modo, que as exportações foram um importante componente para a formação da renda brasileira no período analisado.

Além disso, foi confirmado o efeito do fluxo de capitais de portfólio sobre a taxa de real de câmbio. O fluxo de portfólio teve efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 10% de significância, sobre a taxa real de câmbio brasileira. Desse modo, com a intensificação da entrada dos fluxos de capitais de portfólio no Brasil, pode-se observar uma apreciação da taxa de câmbio. Portanto, confirmou-se a hipótese de que a entrada de capitais externos no Brasil resulta em valorização da taxa real de câmbio.

Contudo, o diferencial entre os juros internos e externos, apesar de possuir sinal positivo, não foi estatisticamente significativo para explicar contemporaneamente o fluxo de capitais de portfólio na economia brasileira. Esse resultado pode ter sido influenciado pelo nível de agregação adotado para a variável fluxo de capital de portfólio. Dessa forma, apesar de ser dominante a lógica que esse capital de curto prazo é atraído para o Brasil principalmente pelos altos juros da economia, eles podem responder a incentivos e motivações particulares, referentes a cada tipo de investimento. Em trabalho com maior nível de desagregação para os fluxos de capitais, Veríssimo e Holland (2008) destacaram que, no período de 1995 a 2002, foi observada uma maior importância do diferencial da taxa de juros e do risco-país na determinação dos movimentos dos capitais no que diz respeito aos fluxos direcionados para o segmento de títulos públicos. Contudo, os fluxos de capitais para os mercados de derivativos e acionário, em função das especificidades desses mercados, apresentaram-se pouco sensíveis aos efeitos dessas variáveis.

Do mesmo modo, as relações contemporâneas entre a taxa real de câmbio e o valor total das exportações não foram estatisticamente significativas no período analisado. Esperava-se que a valorização da taxa real de câmbio provocasse redução nas exportações brasileiras. Nesse caso, deve-se destacar que o nível de agregação das exportações totais pode ter influenciado no resultado. A agregação suprimiu os efeitos relativos a cada categoria de bens, como: manufaturados, básicos e *commodities*. Certamente o aumento no preço das *commodities* influenciou no aumento do valor total das exportações, sobrepondo o efeito do câmbio nas exportações. Devido à importância desses produtos para a pauta de exportação brasileira, a alta dos preços contribuiu para o desempenho positivo das exportações brasileiras, influenciando, desse modo, os resultados.

Por fim, os resultados obtidos com a decomposição histórica dos erros de previsão e com a análise de impulso-resposta confirmaram e complementaram os resultados alcançados com o modelo VAR Estrutural. Os resultados destacaram a importância do risco associado ao país e do diferencial entre os juros nacional e internacional para explicar o fluxo de investimento de portfólio para o Brasil. Do mesmo modo, a renda brasileira foi positivamente influenciada pelas variações na renda mundial e as exportações. Também foi confirmada a relação entre valorização cambial e fluxo de investimentos de portfólio. E, além disso, os

resultados indicaram que os fluxos de capitais de curto prazo foram afetados pelas variações na renda mundial e brasileira.

Portanto, pode-se concluir que os movimentos de capitais de portfólio em direção à economia brasileira foram incentivados pela possibilidade de obtenção de lucros com arbitragem dos juros. Desse modo, a taxa de juros se tornou um instrumento fundamental para reduzir a fuga dos capitais externos no caso do aumento do risco associado ao Brasil. Nesse caso, o aumento da taxa de juros representava um aumento na rentabilidade do título brasileiro, compensando o aumento do risco associado a esse investimento. A entrada excessiva desse capital no Brasil provou a apreciação da taxa real de câmbio, que é um importante fator para o desempenho das exportações nacionais, e, conseqüentemente, da renda nacional.

Cabe destacar que o capital externo, mesmo o de curto prazo, não deve ser associado a nenhuma perspectiva negativa de financiamento. Ele possui uma importante função dentro do sistema financeiro mundial. Contudo, deve-se ressaltar que a constante movimentação dos capitais torna o País muito suscetível aos choques e crises internacionais, aumentando a vulnerabilidade externa. Desse modo, a adoção de medidas radicalmente restritivas ao fluxo financeiro externo seguramente não levará a uma solução para os problemas nacionais. Apesar disso, sua administração deve estar inserida dentro de um plano estratégico, que vise principalmente os interesses nacionais.

## REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL (BCB). Economia e Finanças/ Séries Temporais. Brasília: Banco Central do Brasil. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/>>. Acesso em: 20 jan. 2010.

BARBOSA, M. Z.; MARGARIDO, M. A.; NOGUEIRA JÚNIOR, S. Análise da elasticidade de transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. *Nova Economia*, Belo Horizonte, v.12, n.2, p.79-108, jul./dez. 2002.

BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.25, p.49-100, 1986.

BIAGE, M.; CORREA, V. P.; NEDER, H. D. Risco-País, Fluxos de Capitais e Determinação da Taxa de Juros no Brasil: uma análise de impactos por meio da metodologia VEC. **Revista Economia**, Brasília: Distrito Federal, v.9, n.1, p.63-113, jan./abr. 2008.

BLANCHARD, O. J.; FISCHER, S. **Lectures on Macroeconomics**. Cambridge, MA: MIT Press, 1994, p.529-565.

BLANCHARD, O.; QUAH, D. The Dynamics Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances. **American Economic Review**, n.79, p.655-673, 1989.

BLANCHARD, O.; WATSON, M. Are Business Cycles All Alike? **NBER Working Paper**, n. 1392. National Bureau of Economic Research (NBER), 1984.

CANUTO, O. Mobilidade de capital e equilíbrio de portfólios. In: FERRARI FILHO, F.; PAULA, L. F. (Org.). **Globalização financeira: ensaios de macroeconomia aberta**. Petrópolis: Vozes, 2004, p.106-176.

CARVALHO, J.; DIVINO, J. A. Paridade descoberta da taxa de juros em países latino-americanos. **Revista pesquisa e planejamento econômico**, v.39, n.2, p.289-308, 2009.

COELHO, A. B. A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.42, n.1, p.153-169, 2004.

DOLDADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. **Journal of Economic Surveys**, v.4, n.3, p.249-273, 1990.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley, 1995. 433p.

ERICSSON, N. R.; HENDRY, D. F.; MIZON, G. E. Exogeneity, cointegration and economic policy analysis. **Journal of Business and Economic Statistics**, v.16, p.370-387, 1998.

FAVA, V. L.; CYRILLO, D. C.; CARMO, H. C. E. Relação entre inflação, variabilidade e assimetria dos preços relativos em diferentes ambientes inflacionários. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v.33, n.1, p.43-69, jan./mar. 2003.

FLEMING, J. Domestic financial policies under fixed and under floating exchange rates. **Staff Papers**, Washington: IMF, n.2, p.369-379, Nov. 1962.

FROYEN, R. T. **Macroeconomia**. São Paulo: Saraiva. 2005, p. 580-605.

FUNDAÇÃO CENTRO DE ESTUDOS DO COMÉRCIO EXTERIOR (FUNCEX). Disponível em: <<http://www.funcex.com.br/>>. Acesso em: 10 jan. 2010.

FUNDO MONETÁRIO INTERNACIONAL (FMI). World Economic Outlook Database. Disponível em: <<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2007/01/data/weoselagr.aspx>>. Acesso em: 20 jan. 2010.

GALÍ, J.; MONACELLI, T. Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. **Review of Economic Studies**, v.72, p.707-734, 2005.

GARCIA, M. G. P.; DIDIER, T. Taxa de juros, risco cambial e risco Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, v.33, n.2, p.253-297, ago. 2003.

GARCIA, M. G. P.; OLIVARES, G. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.55, n.2, p.151-182, abr./jun. 2001.

GARCIA, M. G. P.; VALPASSOS, M. V. F. **Capital Flows, Capital Controls and Currency Crisis: The Case of the Brazil in the Nineties**. Pontifícia Universidade Católica do Rio de Janeiro: Rio de Janeiro, 1998. (Texto para Discussão n. 389).

GONÇALVES, R.; BAUMANN, R.; CANUTO, O.; PRADO, L. **A Nova Economia Internacional: uma perspectiva brasileira**. Rio de Janeiro: Campus, 1998. 392p.

GRANGER, C. W. J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, **Econometrica**, v.37, n.3, p.424-438, jul. 1969.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812p.

- HAMILTON, J. D. **Time series analysis**. New Jersey: Princeton University Press, 1994.
- HANSEN, L. P. Large sample properties of generalized method of moments estimators. **Econometrica**, v.50, p.1.029-1.054, 1982.
- HARRIS, R. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.
- HOLANDA, M. C.; CAVALCANTE, M. T. **Mobilidade de capital internacional no Brasil**. **Economia Aplicada**, n.5, p.261-279, 2001.
- HOLLAND, M.; XAVIER, C. L. Dinâmica e competitividade setorial das exportações brasileiras: uma análise de painel para o período recente. **Economia e Sociedade**, v.14, n.1, p.85-108, 2005.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA (IPEADATA). Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 10 jan. 2010.
- JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamics & Control**, v.12, p.231-254, 1988.
- JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autorregressive models. **Econometrica**, v.59, p.1551-1580, 1991.
- JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with application to the demand for money. **Oxford Bulletin on Economics and Statistics**, v.52, n.1, p.169-210, 1990.
- KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: Makron Books, 2005. 558p.
- LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied Time Series Econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323p.
- LÜTKEPOHL, H. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. Berlin: Springer, 2006. 764p.
- MACKINNON, J. G. Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests. **Journal of Applied Econometrics**, v.11, 601-618, 1996.
- MACKINNON, J. G.; HAUG, A. A.; MICHELIS, L. Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests For Cointegration. **Journal of Applied Econometrics**, v.14, n.5, p.563-577, 1999.
- MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V.; SANTOS FILHO, O. C. Paridade do poder de compra: Testando dados brasileiros. **Revista Brasileira de Economia**, v.57, n.1, p.159-190, jan./ mar. 2003.

- MARÇAL, E. F.; PRATES, D. M. O papel do ciclo de preços no desempenho recente das exportações brasileiras. **Análise Econômica** (UFRGS), v.49, p.163-191, 2008.
- MARÇAL, E. F.; MONTEIRO, W. O.; NISHIJIMA, M. Saldo Comercial e Taxa de Câmbio Real: Uma nova análise do caso brasileiro. **Economia**, Campinas, v.11, p.1-20, 2009.
- MENDONÇA, H. F.. Metas para inflação e taxa de juros no Brasil: uma análise do efeito dos preços livres e administrados. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.27, n.3, p.431-451, jul./set. 2007.
- MORGAN, J. P. **Séries históricas do Emerging Market Bonds Index Global (EMBI+)**. Disponível em: <www.jpmorgan.com>. Acesso em: 19 dez. 2009.
- MUINHOS, M. K.; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo macroeconômico com setor externo: endogeneização do prêmio de risco e do câmbio. **Pesquisa e Planejamento econômico**, v.33, n.1, p.61-89, abr. 2003.
- MUNDELL, R. A. The monetary dynamics of international adjustment under fixed and flexible rates. **Quarterly Journal of Economics**, v.74, n.2, p.227-57, May 1960.
- MUNDELL, R. A. Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates. **Canadian Journal of Economics and Political Science**, n.29, p.475-485, Nov. 1963.
- NUNES, D. K. N.; MAIA, S. F. Mudança de regime cambial e a arbitragem no mercado de ativos brasileiro: um teste econométrico da condição paridade de juros. **Revista Ciências Administrativas**, Fortaleza, v.13, n.2, p.250-258, nov. 2007.
- OMAR, J. H. D. Taxa de juros: comportamento, determinação e implicações para a economia brasileira. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.12, n.3, p.463-490, set./dez. 2008.
- ORTIZ, J.; RODRIGUEZ, C. Country risk and the Mundell-Fleming model applied to the 1999-2000 Argentine experience. **Journal of Applied Economics**, Argentina: Buenos Aires. v.5, n.2, p.327-348, Nov. 2002.
- PAINCEIRA, J. P. P.; CARCANHOLO, M. D. Abertura Financeira e Vulnerabilidade Externa na América Latina: os impactos sobre Brasil, México e Argentina na década de 90. In: VII Encontro Nacional de Economia Política, 2002, Curitiba. **Anais...** Curitiba, 2002.
- PAULA, L. F.; ALVES JÚNIOR, A. J. Fragilidade financeira externa e os limites da política cambial no Real. **Revista de Economia Política**, v.19, n.1, p.72-93, jan./mar. 1999.
- PAULA, L. F.; OREIRO, J. L.; SILVA, G. Fluxos e Controle de Capitais no Brasil: Avaliação e Proposta de Política. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. (Org.). **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**. Barueri, SP: Manole, 2003. p.65-116.

- PHILLIPS, P. C. B.; PERRON, P. Testing for a unit root in time series regression. ***Biometrika***, Great Britain, v.75, n.2, p.335-346, 1988.
- PORTELLA FILHO, P. Plano Brady: da retórica à realidade. ***Estudos Econômicos***, São Paulo, v.24, n.1, p.55-105, jan./abr. 1994.
- PRATES, D. M. A alta recente dos preços das commodities. ***Revista de Economia Política***, v.27, p.323-344, 2007.
- PRATES, D. M. A inserção externa da economia brasileira no governo Lula. In: Carneiro, R. (Org.). ***A supremacia dos mercados e a política econômica do governo Lula***. São Paulo: Unesp, 2006. p.133-171.
- Quantitative Micro Software – QMS. ***Eviews 6 User’s Guide***. Irvine, CA, USA: Quantitative Micro Software, LLc, 2007.
- SACHS, J. D.; LARRAIN, F. ***Macroeconomia***. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 1998. 904p.
- SACHSIDA, A.; ELLERY JR., R.; TEIXEIRA, J. R. Uncovered interest parity and peso problem: the Brazilian case. ***Applied Economics Letters***, n.8, p.179-181, 2001.
- SCHMIDT, C. A. J.; LIMA, M. A. M. A Demanda por Energia Elétrica no Brasil. ***Revista Brasileira de Economia***, Rio de Janeiro. v.58, n.1, p.67-98, jan./mar. 2004.
- SHAPIRO, M. D.; WATSON, M. W. Sources of Business Cycles Fluctuations. In: ***NBER Macroeconomics Annual***, p.111-148, 1988.
- SICSÚ, J. Flutuação Cambial e Taxa de Juros no Brasil. ***Revista de Economia Política***, São Paulo, v.22, n.3, p.132-37, jul./set., 2002.
- SIMS, C. A. Are Forecasting Models Usable for Policy Analysis? ***Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review***, Winter, p.2-16, 1986.
- TAKAMI, M. Y.; LEME, M. C. S. ***Estudo das Relações da Paridade de Juros para a Economia Brasileiro no Período do Recente***. 2003. Disponível em: <[www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf](http://www.anpec.org.br/encontro2003/artigos/c48.pdf)>. Acesso em: 11 maio 2010.
- TAYLOR, J. Discretion versus policy rules in practice. ***Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy***, v.39, p.195-214, Dec.1993.
- UNITED NATIONS CONFERENCE ON TRADE AND DEVELOPMENT (UNCTAD). ***FDI from Developing and Transition Economies: Implications for Development***. New York and Geneva: World Investment Report, 2006. 340p.

U.S. Census Bureau, Foreign Trade Division. Disponível em:  
<<http://www.census.gov/foreign-trade/statistics/historical>>. Acesso em: 10 abr. 2010.

VERÍSSIMO, M. P.; HOLLAND, M. Liberalização da conta de capital e fluxos de curto prazo para o Brasil. **Revista Econômica do Nordeste**, Fortaleza, v.39, n.3, jul./set. 2008.

VIEIRA, F.; HOLLAND, M. Country risk endogeneity, capital flows and capital controls in Brazil. **Revista de Economia Política**, v.23, n.1 (89), p.12-38, jan./mar. 2003.

YOSHINO, J. A.; MICHELOTO, S. R. A Paridade Descoberta das Taxas de Juros nos Mercados de Moedas Estrangeiras (FX). **Revista Brasileira de Finanças**, v.2, n.2, p.137-157, 2004.

## **Apêndices**

## Apêndice A

Tabela 1A – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

	(R <sup>*</sup> )	(R)	(DESV)
Média	1,9279	2,8501	0,0001
Valor Máximo	2,3514	3,6152	0,1885
Valor mínimo	1,4469	2,2670	-0,1001
Desvio padrão	0,2850	0,2464	0,0415
Número de observações	127	127	127

Fonte: Resultados da pesquisa

Tabela 2A – Resultado dos testes ADF e PP<sup>43</sup> para o logaritmo das séries de fator de capitalização das taxas de juros internacional e brasileira e expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, de 1999:04 a 2009:10

Variável	Dickey-Fuller Aumentado (ADF)	Phillips-Perron (PP)
	<i> t-statistic </i>	<i> t-statistic </i>
<b>Em Nível</b>		
(R <sup>*</sup> )	3,3397**	0,8755
(R)	1,304	2,4751
(DESV)	7,0536***	7,0641***
<b>Primeira-diferença</b>		
Δ(R <sup>*</sup> )	-	8,7395***
Δ(R)	4,4262***	7,0119***
Δ(DESV)	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: valores de *t-statistic* em módulo.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

<sup>43</sup> Adotou-se o procedimento sequencial para a realização do teste, proposto por Doldado *et al.* (1990). No entanto, também se buscou padronizar o tratamento dado às variáveis quanto à forma funcional especificada. Desse modo, para todas as séries foi incluída apenas um intercepto na equação dos testes ADF e PP, ou seja, a forma funcional utilizada foi  $\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda_t \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$ , em que:  $Y_t$  representa às séries utilizadas no presente estudo.

Tabela 3A – Resultado do teste de raiz unitária sob mudança estrutural para o logaritmo das séries de fator de capitalização da taxa de juros internacional e brasileira e expectativa de desvalorização da taxa de câmbio, de 1999:04 a 2009:10

Variável	Data da quebra	t-statistic
<b>Em Nível</b>		
(R <sup>*</sup> )	2008:01	1,4891
(R)	2002:09	1,9839
(DESV)	2008:09	4,8075***
<b>Primeira-diferença</b>		
$\Delta(R^*)$	2008:01	3,6517***
$\Delta(R)$	2002:10	4,4344***
$\Delta(DESV)$	-	-

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: valores de *t-statistic* em módulo.

\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

Tabela 4A – Resultado do teste do critério de seleção do número de defasagens para o VAR

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-3,212	-3,412	3,183
1	-11,149	-11,208	11,375
2	-12,583	-12,092*	12,384
3	-12,721*	12,020	-12,437*
4	-12,649	11,738	12,279

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: (\*) indica a ordem de seleção da defasagem pelo critério.

Tabela 5A – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (p)</b>
1	35,28	0,000
2	31,34	0,000
3	7,84	0,550
4	4,87	0,846
5	6,48	0,691
6	1,84	0,031
7	12,87	0,169
8	21,96	0,009

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: resultados com utilização de duas defasagens.

Tabela 6A – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (p)</b>
1	4,25	0,894
2	15,70	0,074
3	8,72	0,463
4	12,76	0,174
5	10,11	0,342
6	10,84	0,287
7	12,42	0,191
8	13,83	0,128

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: resultados com utilização de três defasagens.

Tabela 7A – Resultado do teste de Johansen para identificação do número de relações de cointegração entre variáveis selecionadas

<b>Teste</b>	<b>Estatística do teste</b>	<b>Valor crítico a 5%</b>	<b>Probabilidade</b>
<b>Máximo Autovalor</b>			
$r = 0$	34,32***	22,30	0,001
$r \leq 1$	5,27	15,89	0,864
$r \leq 2$	1,43	9,16	0,886
<b>Traço</b>			
$r = 0$	41,02**	35,19	0,011
$r \leq 1$	6,70	20,26	0,915
$r \leq 2$	1,43	9,16	0,886

Fonte: Resultados da pesquisa.

Nota: os valores críticos são de Mackinnon *et al.* (1999).

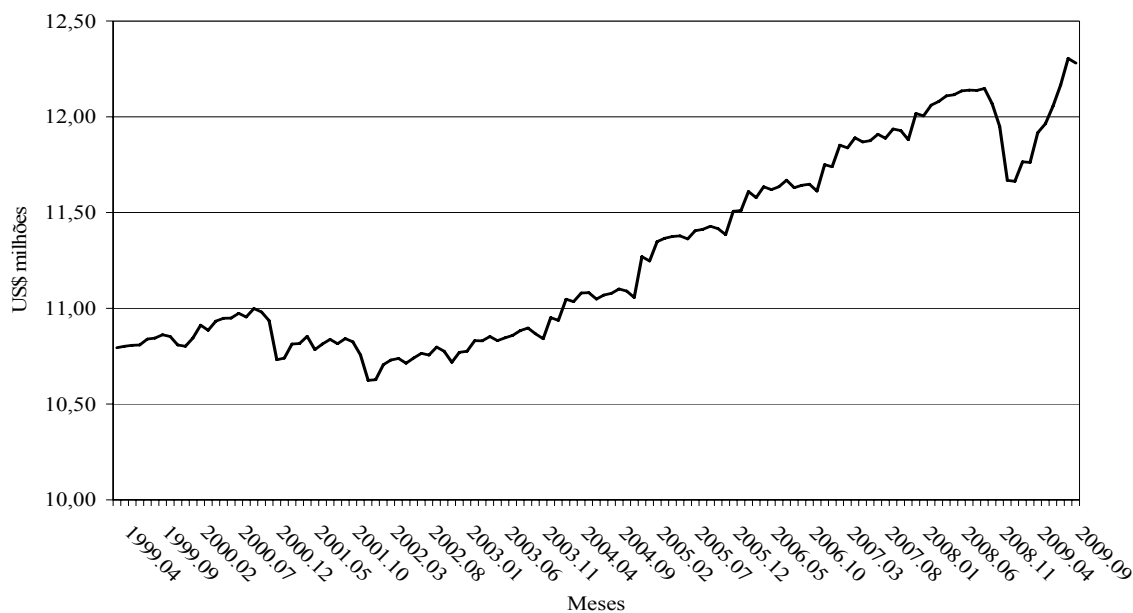
\*\*\*significativo a 1%; \*\*significativo a 5%; \*significativo a 10%.

## Apêndice B

Tabela 1B – Estatísticas descritivas das variáveis utilizadas no modelo.

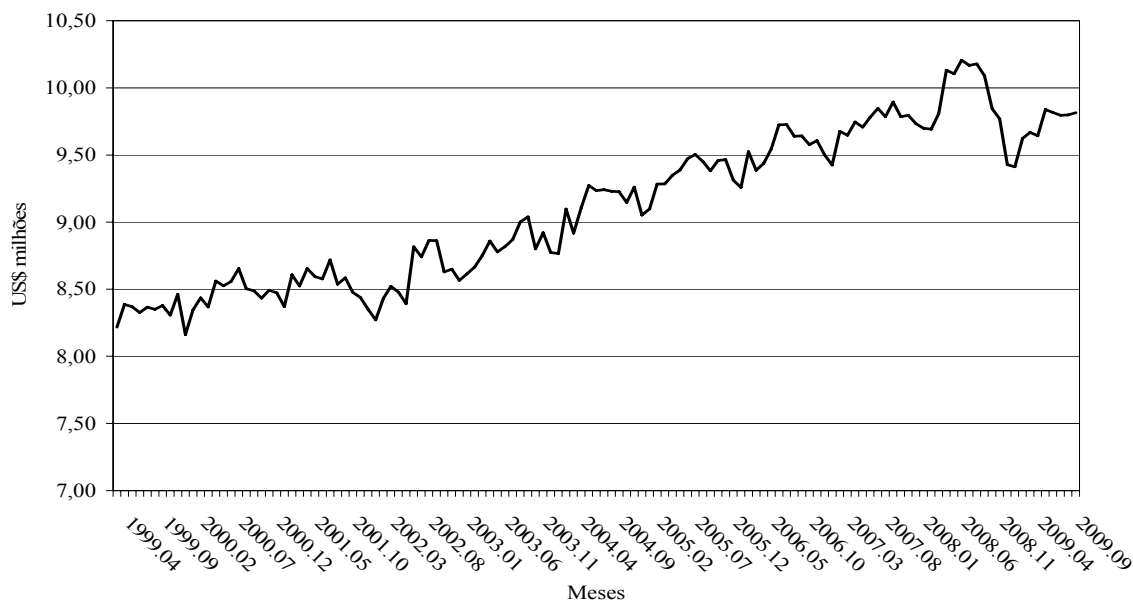
	RENDA BR	EXPORT	CAM REAL	PORTFÓLIO	RENDA EXT	DIF JUROS	RISCO
Média	11,28	9,11	4,61	8,58	4,94	0,92	6,20
Valor Máximo	12,30	10,21	5,00	10,84	5,59	1,75	7,62
Valor mínimo	10,62	8,16	4,37	6,59	4,38	0,28	4,98
Desvio padrão	0,50	0,57	0,15	1,09	0,31	0,36	0,66
Nº de observações	127	127	127	127	127	127	127

Fonte: Resultados da pesquisa.



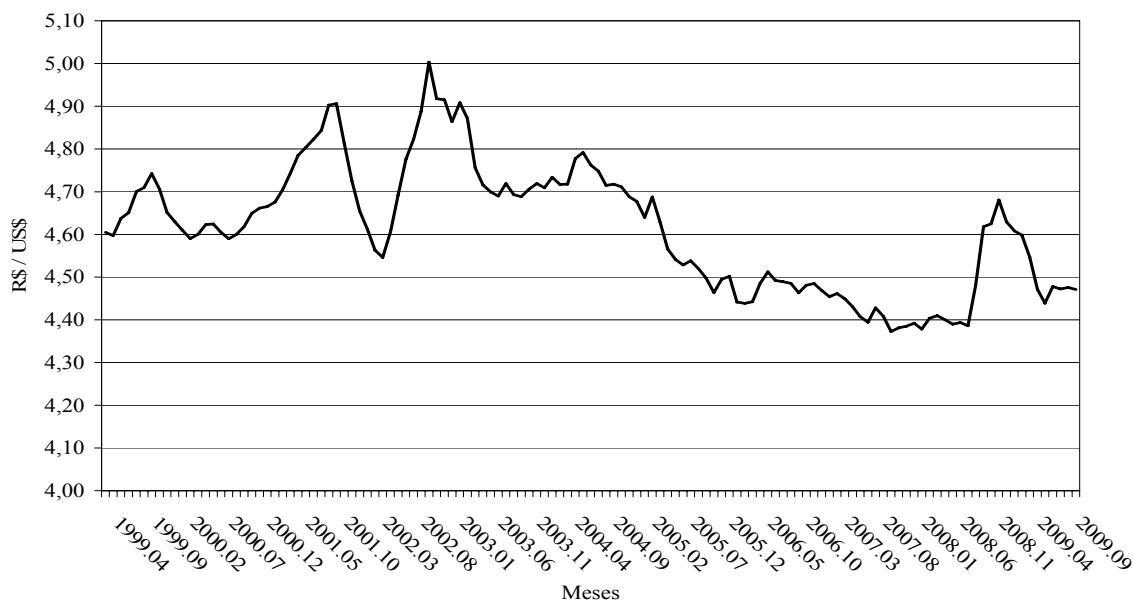
Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 1B – Série logaritmizada do valor do produto interno bruto brasileiro (RENDA\_BR), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões.



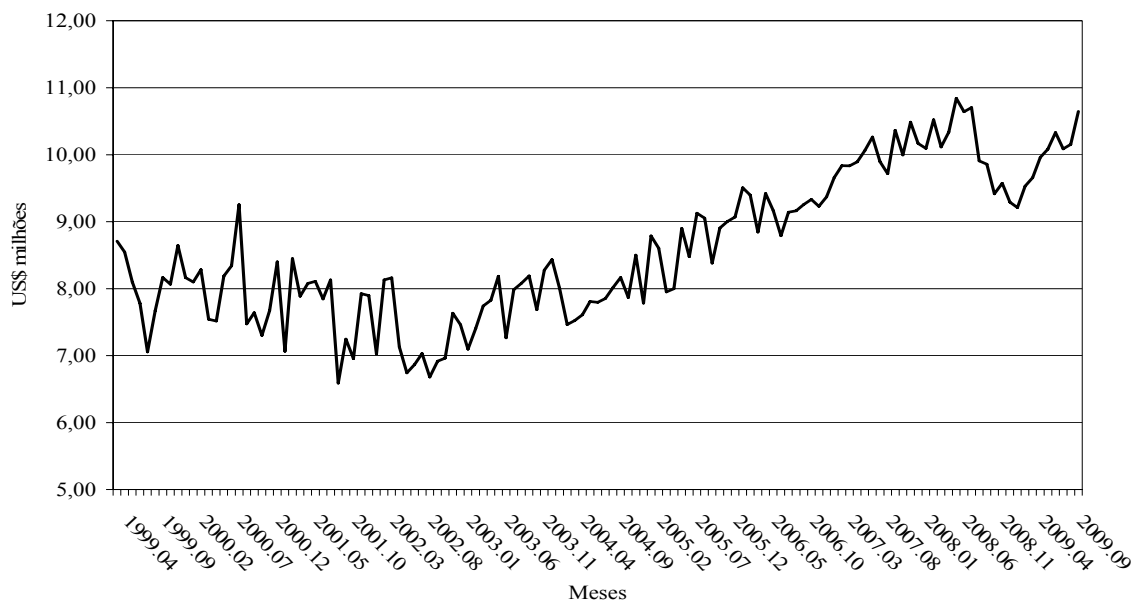
Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 2B – Série logaritmizada do valor das exportações totais brasileiras (EXPORT), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões.



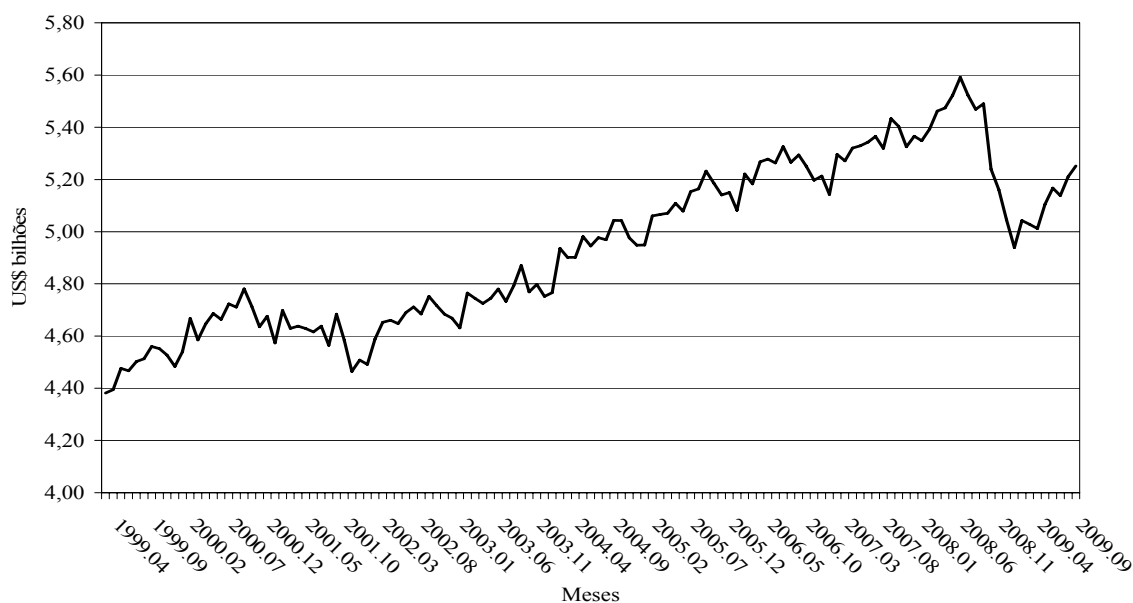
Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 3B – Série logaritmizada do valor da taxa real de câmbio brasileira (CAM\_REAL), 1999:04 a 2009:10, em R\$/US\$.



Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 4B – Série logaritmizada do valor total de investimentos em portfólio na economia brasileira (PORTFÓLIO), 1999:04 a 2009:10, em US\$ milhões.



Fonte: U.S. Census Bureau (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 5B – Série logaritmizada do valor total das importações norte-americanas (RENDA\_EXT), 1999:04 a 2009:10, em US\$ bilhões.



Fonte: J.P. Morgan (2009), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 6B – Série logaritmizada do valor do índice do Risco-Brasil (RISCO), 1999:04 a 2009:10, em pontos.



Fonte: BCB (2010), com dados trabalhados pelo autor.

Figura 7B – Série logaritmizada do índice do diferencial entre juros nacionais e internacionais (DIF\_JUROS), 1999:04 a 2009:10.

Tabela 2B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (<i>p</i>)</b>
1	96,94	0,00
2	73,37	0,01
3	79,55	0,00
4	72,06	0,02
5	53,59	0,30
6	73,50	0,01
7	58,96	0,16
8	71,72	0,02

Fonte: resultados da pesquisa

Nota: Resultados com utilização de uma defasagem.

Tabela 3B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (<i>p</i>)</b>
1	57,85	0,18
2	67,59	0,04
3	75,57	0,01
4	67,87	0,04
5	58,75	0,16
6	67,74	0,04
7	67,60	0,04
8	49,50	0,45

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: resultados com utilização de duas defasagens.

Tabela 4B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (<i>p</i>)</b>
1	87,40	0,00
2	80,35	0,00
3	86,04	0,00
4	70,70	0,02
5	52,95	0,32
6	58,24	0,17
7	71,45	0,02
8	44,56	0,65

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: resultados com utilização de três defasagens.

Tabela 5B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (<i>p</i>)</b>
1	64,73	0,07
2	67,35	0,04
3	59,74	0,14
4	58,42	0,17
5	43,69	0,69
6	59,07	0,15
7	84,31	0,00
8	50,34	0,42

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: resultados com utilização de quatro defasagens.

Tabela 6B – Resultado do teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM).

<b>Defasagens</b>	<b>Estatística LM</b>	<b>Probabilidade (<i>p</i>)</b>
1	54,43	0,28
2	42,08	0,75
3	53,15	0,32
4	55,57	0,24
5	44,01	0,68
6	61,66	0,11
7	68,05	0,04
8	62,76	0,09

Fonte: Resultados da pesquisa

Nota: resultados com utilização de cinco defasagens.