

Liberalização da Conta de Capital e Fluxos de Curto Prazo para o Brasil

Michele Polline Veríssimo

- Professora do Instituto de Economia (IE) da Universidade Federal de Uberlândia (UFU) e Pesquisadora NEA.

Márcio Holland

- Professor da Escola de Economia da Fundação Getúlio Vargas (FGV)-SP;
- Pesquisador do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq).

Resumo

O presente trabalho investiga a dinâmica da liberalização da conta de capital e seus efeitos sobre os fluxos de capitais de curto prazo no Brasil, especialmente nos anos 1990, considerando os diversos segmentos daquele mercado – mercados monetário, de derivativos e acionário –, por meio de um estudo comparativo dos fluxos financeiros perante a paridade descoberta da taxa de juros, o risco-país e a legislação para fluxos de capitais de portfólio. Em termos gerais, os resultados obtidos indicam uma maior importância da paridade descoberta da taxa de juros e do risco-país na determinação dos movimentos dos fluxos de portfólio, sendo que se verifica a pouca relevância da utilização de legislações mais liberalizantes para a atração dos fluxos de portfólio no período de análise.

Palavras-chave:

Liberalização da Conta Capital; Fluxos de Portfólio; Vetores Auto-regressivos; Causalidade.

1 – INTRODUÇÃO

A década de 1990 foi marcada pela intensificação dos movimentos de capitais internacionais decorrente da configuração de um processo de maior integração financeira e de desregulamentação nas diversas economias. Nesse contexto, o objetivo deste trabalho consiste em verificar como as elevadas taxas de juros domésticas, assim como o conseqüente elevado risco-país, associados com legislações de caráter fortemente liberalizantes, afetaram os fluxos de capitais na forma de investimento de curto e curtíssimo prazo, considerando inclusive os diversos segmentos dos mercados financeiros domésticos, quais sejam: os mercados monetário, de derivativos e acionário. A hipótese subjacente é que a legislação de capitais, implementada entre 1995 e 2002, foi pouco eficaz em afetar o fluxo de investimento em portfólio no país, sendo que tais fluxos foram determinados com maior significância pelas taxas domésticas de juros, medidas a partir da paridade descoberta da taxa de juros, e pelo risco-país.

O trabalho está estruturado em três seções principais. A primeira seção descreve a composição dos fluxos de capitais para o Brasil nos anos 1990, enfatizando a composição dos fluxos para investimento em portfólio, conforme os segmentos de interesse de mercados financeiros domésticos, representados pelos mercados monetário, de derivativos e acionário. A segunda seção revê a literatura sobre fluxos de capitais e o comportamento de variáveis tais como paridade descoberta da taxa de juros, risco-país e legislação de capitais. A terceira seção se dedica à investigação empírica das relações entre os diversos fluxos de capitais de portfólio e a paridade descoberta da taxa de juros, o risco-país e a legislação para os capitais de portfólio por meio da estimação dos modelos Vetores Auto-Regressivos (VARs). Por fim, serão apresentadas as principais conclusões derivadas do trabalho.

2 – A DINÂMICA DOS FLUXOS DE CAPITAIS PARA O BRASIL

O objetivo desta seção é descrever brevemente o volume e a composição dos fluxos de capitais internacionais para a economia brasileira, ao longo

da década de 1990, com ênfase na composição dos fluxos para investimento em portfólio.

A década de 1990, para o Brasil, assim como para os demais países em desenvolvimento, foi caracterizada pela retomada dos fluxos de capitais internacionais depois de um longo período de escassez de influxo de recursos externos.¹ O volume de fluxos de capitais externos líquidos para o Brasil, no período entre 1990 e 2002, é ilustrado pelo Gráfico 1. Observa-se que o Brasil absorveu fluxos líquidos de capitais externos crescentes, especialmente a partir de 1992, partindo de um montante de cerca de US\$ 7,37 bilhões – 1,22% do Produto Interno Bruto (PIB), em 1990, para US\$ 48 bilhões (6,44% do PIB), em 1998, ano em que se atingiu o auge do volume de capitais externos para o país. A tendência de crescimento observada só foi interrompida de forma significativa quando ocorreram as crises financeiras, sendo significativamente afetada pela crise asiática, em 1997, pela crise russa, em 1998, e pela crise brasileira, em janeiro de 1999, em que ocorreram substanciais saídas de capitais da economia, principalmente dos chamados capitais de curto prazo. A partir de 1999, verifica-se uma retomada do crescimento dos fluxos de capitais externos para o país, embora em níveis inferiores aos dos anos anteriores, sendo que uma sucessão de choques desfavoráveis em 2001 e em 2002, como a eclosão da crise argentina, o ataque terrorista de 11 de setembro de 2001 nos Estados Unidos da América

¹ A literatura sobre fluxos de capitais indica que o Brasil se beneficiou de um conjunto de condições favoráveis à atração dos fluxos de capitais nos anos 1990, dentre as quais se destacam as condições externas, como as baixas taxas de juros dos EUA e a recessão das principais economias desenvolvidas, fatores estes que tornaram as oportunidades de investimento nos países em desenvolvimento mais lucrativas em termos de retorno, e a abundância de liquidez internacional proporcionada pela emergência dos investidores institucionais. As condições internas do país também se mostraram atrativas aos capitais internacionais, uma vez que o Brasil já vinha implementando, desde o fim da década de 1980, um processo de liberalização econômica por meio de medidas de abertura comercial e financeira. Além disso, a estruturação do processo de renegociação da dívida externa e regularização dos empréstimos atrasados nos moldes do Plano Brady, e a adoção de medidas de política interna, como a implantação do Plano Real, o qual propiciou a criação de um ambiente de estabilidade inflacionária conjugado com a manutenção de taxas de juros elevadas, contribuíram para tornar o país um dos principais receptores dos fluxos de capitais internacionais.

(EUA), a crise energética no Brasil e o movimento eleitoral em outubro de 2002, implicou uma maior desconfiança dos investidores externos causando um movimento de redução dos fluxos de capitais internacionais para a economia brasileira.

Nos anos 1970 e 1980, a rubrica de empréstimos e financiamentos havia representado a principal fonte de captação de recursos externos pela economia brasileira. Nos anos 1990, os fluxos para empréstimos e financiamentos perderam importância, sendo que os fluxos de capitais para Investimento Direto Estrangeiro (IDE) e portfólio

foram os grandes responsáveis pelo crescente influxo de recursos externos no país. Por outro lado, observa-se também uma mudança da composição do capital ao longo da década de 1990, uma vez que os fluxos de portfólio foram a principal fonte de entrada de capitais externos na primeira metade da década, sendo que, a partir de 1997, há uma maior participação dos fluxos de IDE no volume total de recursos externos captados.

O Gráfico 2 apresenta a composição dos fluxos líquidos de capitais ao longo do período 1990-2002, considerando as três principais rubricas de ingresso

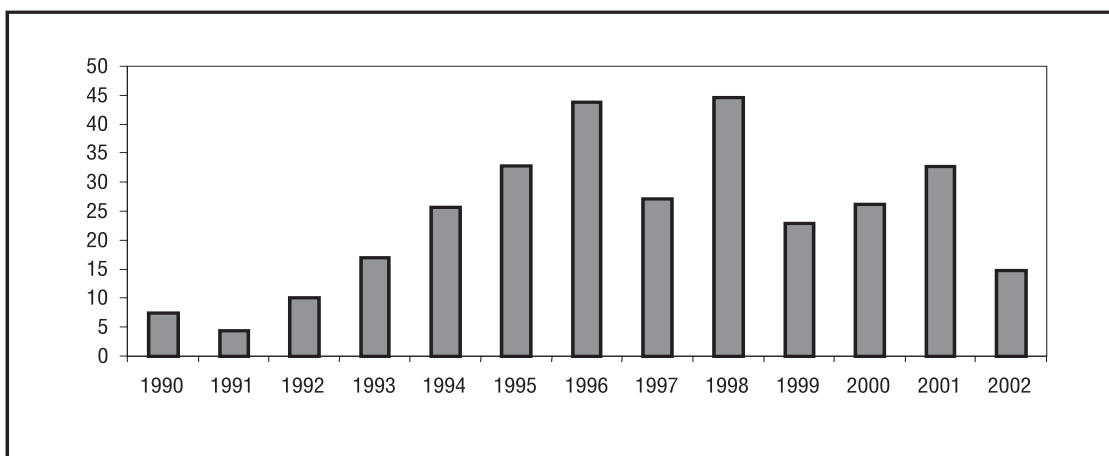


Gráfico 1 – Fluxos de Capitais Totais Líquidos para o Brasil no Período 1990-2002 (Em US\$ Bilhões)

Fonte: Banco Central do Brasil (2003a).

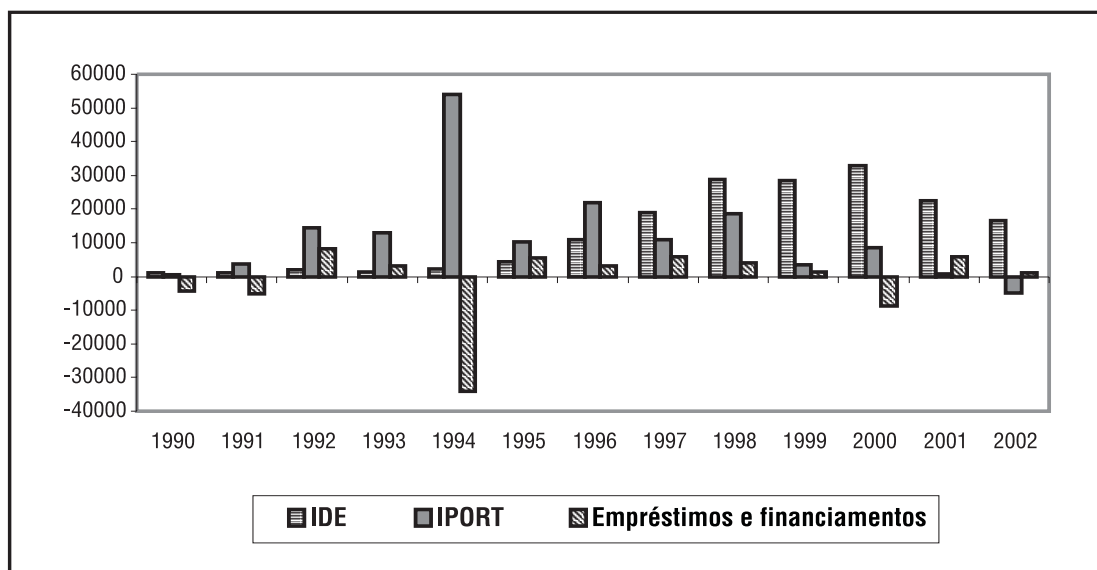


Gráfico 2 – Composição dos Fluxos Líquidos de Capitais Externos para o Brasil no Período 1990-2002 (Em US\$ Milhões)

Fonte: Banco Central do Brasil (2003a).

de capitais externos: Investimento Direto Estrangeiro (IDE), investimento em portfólio, e empréstimos e financiamentos.²

Observa-se que os fluxos de portfólio contaram com significativas entradas de capitais desde o início da década até 1994, tendo em vista o estímulo à atração desse tipo de capital proporcionado pela adoção de medidas liberalizantes com relação à legislação de capitais, como a criação de instrumentos que estimulavam os não-residentes a investirem no país.³ Além disso, segundo Garcia e Valpassos (1998), as altas taxas de juros praticadas no país fizeram com que os capitais estrangeiros, principalmente os de curto prazo, que visavam ganhos de arbitragem, ingressassem maciçamente no Brasil a partir de 1992, sendo que a redução da inflação e a estabilização macroeconômica, vivenciada com a implantação do Plano Real, fizeram com que 1994 registrasse o maior volume líquido de capitais para portfólio observado na década (cerca de US\$ 54 bilhões). Entretanto, a partir da segunda metade da década de 1990, as diversas crises financeiras que ocorreram, aliadas à deterioração dos fundamentos econômicos (aumento da dívida pública, expectativas de desvalorização, entre outros) e à determinação do risco-país em patamares mais elevados implicaram a retirada dos capitais de portfólio da economia brasileira, tendo em vista a natureza mais volátil desse tipo de fluxo⁴.

2 Conforme Miranda; Fontes e Arbex (2000), os fluxos para IDE destinam-se à criação ou à ampliação da capacidade produtiva ou aquisição de empresas em processo de privatização; os fluxos de capitais de portfólio correspondem aos investimentos em ativos financeiros, como títulos, ações, derivativos, debêntures etc.; e os fluxos de empréstimos e financiamentos externos referem-se aos desembolsos de organismos internacionais ou de bancos para o setor público ou privado.

3 Neste âmbito, conforme Soihet (2002), enquadram-se a criação dos Anexos I, II e III, que permitiam a isenção de imposto de renda sobre ganhos de capital, e a criação do Anexo IV, que flexibilizou o mercado de portfólio ao permitir a aquisição de ações e títulos de renda fixa pelos investidores institucionais estrangeiros.

4 Quanto aos recursos para IDE, observa-se uma tendência de crescimento dos fluxos líquidos a partir de 1996, em função do processo de privatização de empresas públicas brasileiras e da aplicação de uma legislação de capitais mais favorável à atração de capitais de longo prazo, como a fixação das alíquotas do Imposto sobre Operações Financeiras (IOF) de forma inversamente proporcional ao tempo de permanência do capital no país. Assim, apesar da ocorrência das crises financeiras

Tendo em vista essa mudança de comportamento dos fluxos estrangeiros para investimento em portfólio depois de meados da década de 1990, torna-se relevante verificar como se comportaram os fluxos de capitais que compõem o mercado de portfólio no Brasil no período 1995-2002.

O presente trabalho procedeu à seguinte divisão do mercado de portfólio: mercado monetário (títulos públicos federais e títulos de renda fixa), mercado de derivativos e mercado acionário. A Tabela 1 informa as estatísticas básicas desses fluxos financeiros para o Brasil no período entre janeiro de 1995 e dezembro de 2002.

A análise das médias dos dados para o período 1995-2002 indica que o mercado de títulos públicos foi o mais expressivo em termos de volume financeiro, seguido pelo mercado acionário, devendo-se destacar a menor expressividade dos títulos de renda fixa e do mercado de derivativos quando comparados aos dois primeiros mercados.

Em termos da variação do movimento dos capitais, verifica-se uma redução no volume médio do fluxo total de investimento em portfólio no período de crises, quando comparado com o período completo, o que informa que houve uma restrição de liquidez para este mercado no período crítico. Por outro lado, o desvio-padrão desse tipo de fluxo aumentou, assim como o seu coeficiente de variação, indicando uma maior instabilidade dos capitais direcionados para investimento em portfólio no período de crises.

É possível observar que, no período de crises, os capitais direcionaram-se para o mercado de títulos públicos federais. A contrapartida deste fenômeno foi o aumento da dívida pública brasileira. O direcionamento dos capitais para o mercado de títulos públicos pode ser explicado pela maior rentabilidade proporcionada pelo governo a este segmento e pela proteção que aquele oferece às oscilações adversas na taxa de câmbio e na taxa de juros relativamente aos demais investimentos.

no cenário internacional, constata-se que os fluxos para IDE continuaram aumentando e atingiram aproximadamente US\$ 29 bilhões, em 1998, em decorrência das privatizações dos setores elétrico e de telecomunicações.

Tabela 1 – Informações Gerais dos Fluxos de Portfólio (Em US\$ Milhões)

| Período | Janeiro: 1995 a Dezembro:2002 | | | Julho: 1997 a Março:1999 ^a | | |
|---------------------------|-------------------------------|---------------|---------------------------------------|---------------------------------------|---------------|--------------------------|
| | Média | Desvio-padrão | Coefficiente de Variação ^b | Média | Desvio-padrão | Coefficiente de Variação |
| Portfólio Total | 730,74 | 1.985,30 | 271,68 | 603,27 | 3.413,90 | 565,90 |
| Títulos Públicos Federais | 197.438 | 58.948 | 29,86 | 225.430 | 35.254 | 15,64 |
| Títulos Públicos Selic | 89.650 | 50.483 | 56,31 | 98.179 | 53.472 | 54,46 |
| Títulos Públicos Cambiais | 40.260 | 23.319 | 57,92 | 40.925 | 14.838 | 36,26 |
| Renda Fixa Curto Prazo | 0,86 | 24,30 | 2.817,85 | 1,02 | 15,68 | 1.538,37 |
| Renda Fixa Longo Prazo | -80,02 | 550,90 | -688,48 | -205,72 | 1.152,50 | -560,23 |
| Derivativos | -19,23 | 36,56 | -190,12 | -35,09 | 44,87 | -127,85 |
| Volume Bovespa | 8.319,76 | 4.274,74 | 51,38 | 12.462,85 | 4.828,80 | 38,74 |

Fonte: Banco Central do Brasil (2003a); IPEADATA (2003) e Morgan (2003).

Notas: a período de ocorrência das crises financeiras asiática, russa e brasileira^b. O Coeficiente de variação é medido pela razão entre o desvio-padrão e a média. Esse cálculo foi realizado para tornar comparáveis dimensões muito distintas de mercados.

A restrição de liquidez para investimento em portfólio total no período de crises pode ser explicada pela queda do volume médio dos capitais para os mercados de títulos de renda fixa e de derivativos. Além disso, percebe-se que os desvios-padrão dos fluxos para tais mercados aumentaram no período crítico, indicando um comportamento mais volátil desses capitais.

3 – LEGISLAÇÃO LIBERALIZANTE SOBRE CAPITAIS DE PORTFÓLIO, TAXA DE JUROS E RISCO-PAÍS

A presente seção objetiva destacar alguns aspectos observados pela literatura quanto à relação entre os fluxos de capitais e as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país e legislação de capitais, tendo em vista a sua importância para a avaliação dos movimentos dos capitais para investimento em portfólio total e para os segmentos desse mercado, no período 1995-2002.

A paridade descoberta da taxa de juros mede o retorno associado a uma aplicação realizada no país quando comparada a uma aplicação de mesmo montante em moeda externa, podendo ser tratada como uma medida de diferencial de juros (rentabilidade), pois é calculada descontando-se da taxa de juros interna (Selic) oferecida aos capitais a taxa

de juros externa americana (*Prime*), considerando também a desvalorização nominal observada da taxa de câmbio.

A teoria econômica postula que, em um ambiente de elevada mobilidade de capitais e de integração financeira entre os mercados, o diferencial de taxa de juros é o determinante básico dos movimentos de capitais, de tal forma que, quanto maior o retorno oferecido por um determinado país em relação aos demais, consideradas as expectativas relacionadas à taxa de câmbio, maior a atratividade para os fluxos de capitais ingressarem nele, principalmente quando se trata de capitais de curto prazo, que visam à obtenção de ganhos de arbitragem.

A literatura sobre fluxos de capitais considera que as altas taxas de juros praticadas foram um dos principais fatores responsáveis pela atração de capitais externos para os países em desenvolvimento ao longo dos anos 1990. Para o Brasil, diversos estudos empíricos foram realizados para a determinação dos efeitos das taxas de juros sobre os fluxos de capitais, dentre os quais destacam-se Garcia e Valpassos (1998); Miranda; Fontes e Arbex (2000); Miguel (2001); Soihet (2002) e Holland e Vieira (2003). Os trabalhos analisam os impactos do retorno oferecido às aplicações realizadas no país sobre os fluxos de capitais estrangeiros totais e subdivididos em fluxos

para IDE e investimento em portfólio⁵. Desconsiderando as diferenças metodológicas e de período de análise, de uma forma geral, todos os trabalhos mencionados obtiveram resultados que confirmam a hipótese de que o diferencial de taxa de juros foi fator fundamental para a atração dos capitais externos para o Brasil, com a obtenção de resultados altamente consistentes para a análise relacionada especialmente aos fluxos de portfólio.

A avaliação do risco-país também é importante para a investigação dos movimentos de capitais, uma vez que os fluxos de capitais não são movidos apenas pelas maiores taxas de retorno, pois estas devem ser ponderadas pelo risco da operação. A análise do risco-país para a atração de capitais externos tem em vista o fato de que os ativos financeiros existentes nos mercados apresentam diferentes hierarquias de aceitação, sendo que os capitais só se dirigirão para ativos menos atrativos se a rentabilidade oferecida por eles mais que compensar o risco envolvido. Neste sentido, os investidores comparam as opções disponíveis com a rentabilidade oferecida pelos títulos do Tesouro Americano (*Treasury Bonds*), que são considerados os títulos de maior estabilidade e de risco zero. Quanto mais volátil for considerado o risco de um título de um país qualquer, maior será a rentabilidade requerida acima da oferecida pelo *T-Bond* para que o investidor adquira tal título.⁶

Para o Brasil, o risco é definido, basicamente, através da diferença entre a remuneração oferecida pelo *C-Bond* (*Capitalization Bond*), que é o título brasileiro mais negociado no exterior, e a remuneração oferecida pelo *T-Bond*. O Risco-Brasil serve como

um indicador para a compra de títulos brasileiros públicos e privados no exterior e para o influxo de capitais estrangeiros no país. Neste último caso, os investidores internacionais fazem aplicações diretas no país se a rentabilidade oferecida pelos títulos denominados em moeda nacional, descontado o câmbio esperado, for mais alta do que a oferecida pelo *C-Bond*, que não tem risco cambial.⁷

Vieira (2003) destaca que o prêmio de Risco-Brasil é um indicador importante das condições de financiamento por via da conta de capitais. O valor do prêmio sugere a percepção dos investidores em relação à economia brasileira e a sua disposição em manter ou ampliar o financiamento. Um prêmio de risco alto significa maior custo para novas captações ou até mesmo baixa liquidez e ausência de demanda por ativos brasileiros emitidos em moeda estrangeira. Além disso, conforme Corrêa e Almeida Filho (2003), a integração entre os mercados e a comparação dos investidores quanto aos indicadores de risco dos diversos países fazem com que os capitais entrem e saiam rapidamente de qualquer país, determinando uma elevada possibilidade de reversão dos capitais, especialmente para os fluxos de portfólio.

Um estudo empírico considerando a relação entre risco-país e fluxos de capitais é o trabalho de Holland e Vieira (2003). Tais autores investigam as relações entre fluxos de capitais, Risco-Brasil e diferencial de taxa de juros, e obtêm evidências de que os fluxos de capitais de portfólio reagem de forma inversa aos choques do Risco-Brasil e de que o risco é afetado significativamente pelos choques dos fluxos de capitais totais, pelos controles de capitais e pelo diferencial de taxa de juros. Os autores também ressaltam que o diferencial de juros é endógeno ao Risco-Brasil, à medida que as altas taxas de juros e o déficit orçamentário relacionado ao pagamento futuro de juros provocam o aumento da razão dívida

5 Para isso, os trabalhos de Garcia e Valpassos (1998); Miranda; Fontes e Arbex (2000) e Soihet (2002) utilizam o conceito de paridade coberta da taxa de juros, a qual mede o retorno garantido das aplicações realizadas no país sem risco de perda cambial, pois considera a diferença entre a taxa de juros interna e externa, levando em conta a desvalorização esperada da taxa de câmbio. Holland e Vieira (2003) trabalham com o conceito de Paridade Descoberta da Taxa de Juros (UIP), conforme aqui definido. E Miguel (2001) utiliza ambos os conceitos de paridade coberta e descoberta da taxa de juros para verificar os seus efeitos sobre os fluxos de capitais.

6 Essa diferença entre a taxa oferecida por um título com prazo de vencimento semelhante ao do *T-Bond* e a do próprio *T-Bond* é a base do indicador denominado "risco-país". Ver Corrêa e Almeida Filho (2003).

7 Corrêa e Almeida Filho (2003) ressaltam que, para atrair capitais externos, as aplicações devem remunerar o risco-país, descontando o risco de câmbio, que é medido pelas projeções de desvalorização cambial no mercado futuro de câmbio ou pelas taxas dos swaps entre juros domésticos e câmbio. Assim, os juros ofertados por um país, no intuito de atrair capital e evitar saídas especulativas, devem ser aqueles que permitam oferecer um cupom cambial capaz de cobrir o risco-país e o risco de câmbio.

líquida do setor público/PIB, afetando as expectativas dos investidores quanto à probabilidade de *default* e, portanto, afetando o Risco-Brasil.

Por fim, a análise da legislação relacionada aos fluxos de capitais (os chamados “controles de capitais”) constitui outro ponto importante para a explicação dos movimentos de capitais, à medida que ela deve afetar o volume e a composição do capital em um país.⁸

O argumento mais utilizado para a defesa dos controles de capitais é que eles são adotados no sentido de reduzir a vulnerabilidade da economia frente à reversão dos fluxos de capitais e à ocorrência de crises financeiras, tendo como intuito limitar a entrada e/ou saída dos capitais e modificar a sua composição, procurando incentivar a presença de capitais mais duradouros (IDE) em detrimento dos capitais voláteis de curto prazo (investimentos de portfólio).

Diversos trabalhos empíricos foram realizados na tentativa de se verificar a relevância dos controles

de capitais para a economia brasileira durante os anos 1990, dentre os quais se encontram Cardoso e Goldfajn (1997); Soihet (2002) e Holland e Vieira (2003). Tais trabalhos partem de uma avaliação da legislação sobre capitais estrangeiros implementada no Brasil para a construção de um índice de controle de capitais, a fim de mensurar os efeitos das alterações da legislação sobre os movimentos dos capitais para o país, considerando tanto os fluxos totais como os subdivididos em fluxos para IDE e portfólio. Os resultados encontrados pelos autores indicam que os controles de capitais não foram eficazes em alterar o volume de recursos externos ingressante na economia brasileira, mas atuaram no sentido de modificar a composição do capital, sendo significativamente mais eficazes em afetar os fluxos para investimento em portfólio do que os fluxos para IDE. No entanto, os autores ressaltam que os controles tem efeitos restritos no curto prazo.

O Gráfico 3 mostra o comportamento mensal da paridade descoberta da taxa de juros (UIP)⁹, do

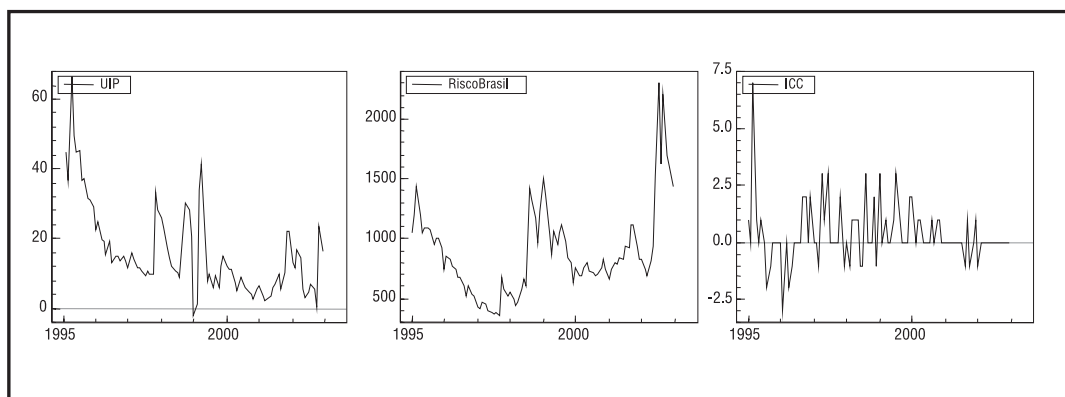


Gráfico 3 – Comportamento das Variáveis UIP, Risco-Brasil e ICC entre 1995 e 2002

Fonte: Banco Central do Brasil (2003a); IPEADATA (2003) e Morgan (2003).

Notas: UIP = Paridade Descoberta de Taxa de Juros.

ICC = Índice de Controle de Capital, que, neste caso, entende-se por medidas de liberalização da conta de capital.

8 A literatura, em geral, trata a análise da legislação que regula os fluxos de capitais sob o termo geral controles de capitais. Entretanto, há que se qualificar a utilização deste termo neste trabalho, uma vez que o estudo da legislação sobre capitais de portfólio para o Brasil no período de análise (1995-2002) indica que houve um movimento muito mais acentuado em direção à implementação de medidas de liberalização desses fluxos do que a adoção de medidas de controle no sentido mais estrito deste termo. Assim, o significado do termo controles de capitais neste trabalho deve ser associado à utilização de medidas predominantemente liberalizantes, ao invés de ser relacionado à idéia inerente de restrição aos movimentos de capitais.

9 A variável paridade descoberta da taxa de juros (UIP) foi construída com base na seguinte expressão:

$$UIP = \left[\frac{(1+i)}{(1+e)(1+i^*)} - 1 \right] \times 100, \text{ onde } i \text{ é a taxa de juros}$$

doméstica (*Over Selic*); i^* é a taxa de juros externa (*Prime Rate*); e é a taxa de câmbio nominal observada, expressa em unidade de moeda doméstica por unidade de moeda externa.

risco-país (Risco-Brasil) e da legislação de capitais (ICC) no período 1995-2002.

Pode-se observar que a variável UIP apresenta um comportamento favorável à atração de capitais externos, uma vez que ela se mantém em patamares bastantes elevados durante todo o período, especialmente quando da ocorrência de turbulências no cenário financeiro internacional (crises mexicana, asiática, russa e brasileira, em janeiro de 1999 e eleições no final de 2002), dada a necessidade de ingresso de recursos externos para o país.

A variável *risco-país* – aqui se usa a EMBI+ (*Emerging Markets Bond Index Plus*) – é calculada pelo J.P. Morgan. A análise do comportamento dessa variável indica que o Risco-Brasil também apresentou movimentos de alta associados à ocorrência das crises financeiras, quando as condições críticas implicaram a exigência de *spreads* mais altos para atrair investidores dispostos a fazer aplicações no país.

O Índice de Controle de Capitais (ICC) foi construído através da análise da legislação para fluxos de capitais implementada no Brasil no período 1995-2002, com base na metodologia de Holland e Vieira (2003), a qual atribui o valor (+1) para as medidas liberalizantes e o valor (-1) para as medidas restritivas aos fluxos de capitais. O valor do índice mensal foi computado através da soma dos valores associados à legislação para cada mês. Tendo em vista que, neste trabalho, estamos preocupados com a avaliação dos efeitos da legislação sobre os fluxos de portfólio e sobre os segmentos que compõem este mercado (mercados monetário, de derivativos e acionário) para a construção do índice, foram consideradas apenas as medidas endereçadas aos fluxos estrangeiros para investimento em portfólio, capitais de curto prazo e capitais para empréstimos e financiamentos externos, excluindo as medidas relacionadas ao IDE, exceto aquelas referentes às privatizações, uma vez que tais medidas podem ter afetado o mercado de ações brasileiro.

O gráfico para o ICC revela uma maior concentração da legislação na sua parte positiva, o que indica que a maioria das medidas para capitais de portfólio implementadas no período foram no sentido de

facilitar os movimentos desses capitais. De fato, foi apurado um total de 100 medidas relacionadas à administração dos capitais de portfólio, sendo que 68% dessas medidas foram impostas no sentido de liberalizar os movimentos dos capitais de portfólio contra 32% de medidas de restrição a tais capitais.¹⁰

Tabela 2 – Medidas por Segmento de Mercado de Portfólio entre 1995-2002

| Mercados | N.º de Medidas | | |
|---------------------------------------|----------------|-------------|-------|
| | Liberalizantes | Restritivas | Total |
| Monetário – Títulos Públicos Federais | 9 | 3 | 12 |
| Monetário – Títulos de Renda Fixa | 10 | 3 | 13 |
| Derivativos | 4 | 2 | 6 |
| Acionário (incluindo privatizações) | 11 | 4 | 15 |
| Cambial | 11 | 3 | 14 |
| Empréstimos e amortizações | 25 | 15 | 40 |

Fonte: Banco Central do Brasil (2003b).

Em termos da composição das medidas entre os segmentos de mercado de portfólio, a Tabela 2 demonstra que as alterações da legislação sobre os fluxos de capitais foram direcionadas, principalmente, para estimular a contratação de empréstimos externos e amortizações, o mercado cambial, os mercados de títulos públicos e de títulos de renda fixa e o mercado acionário, sendo que, em todos os segmentos observados, as medidas liberalizantes foram predominantes. Observa-se que a legislação foi menos utilizada para estimular o fluxo de recursos externos para o mercado de derivativos, pois, em termos absolutos, somente seis medidas foram endereçadas a este mercado.

10 Para uma avaliação completa da legislação sobre fluxos de capitais de portfólio para o Brasil no período 1995-2002, ver Veríssimo (2004).

4 – ALGUMAS EVIDÊNCIAS EMPÍRICAS

O objetivo desta seção é investigar as relações entre os fluxos de capitais estrangeiros para investimento em portfólio no Brasil e seus diversos segmentos, representados pelos mercados monetário, de derivativos e acionário, e as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país e legislação para capitais de portfólio. Para isso, utiliza-se um instrumental econométrico para análise de séries temporais baseado na metodologia dos Vetores Auto-Regressivos (VARs).

A análise empírica realizada neste trabalho envolve a utilização de dados mensais apurados no período entre janeiro de 1995 a dezembro de 2002, a partir das seguintes fontes de dados: Banco Central do Brasil (ano); IPEADATA (ano) e Morgan (2003). As séries trabalhadas encontram-se listadas abaixo:

- 1) Paridade Descoberta da Taxa de Juros (UIP)
- 2) Risco-país (Risco-Brasil)
- 3) Índice de Controle de Capitais (ICC)
- 4) Volume Total de Investimento Estrangeiro em Carteira Líquido (IECLIq)
- 5) Volume total de Títulos Públicos Federais Emitidos (TPF)
- 6) Volume de Títulos Públicos Indexados à *Over Selic* (TPselic)
- 7) Volume de títulos públicos indexados à taxa de câmbio (TPcam)
- 8) Volume líquido de títulos de Renda Fixa de Curto Prazo (RFCPLiq)
- 9) Volume líquido de títulos de renda Fixa de Longo Prazo (RFLPLiq)
- 10) Volume financeiro líquido total negociado em derivativos (Derivativos)
- 11) Volume financeiro total negociado na Bolsa de Valores de São Paulo (VolBovespa)

Há que se ressaltar que as variáveis volume de títulos públicos emitidos (incluindo os títulos indexados à Selic e à taxa de câmbio) e volume financeiro negociado na Bovespa foram utilizadas como *proxies* das variáveis que representam o volume de investimento estrangeiro nessas rubricas.

A estacionariedade das séries foi verificada, tomando-se por base a realização dos testes ADF, cujos resultados estão descritos na Tabela 3, ao final do trabalho. Os testes ADF indicam que as variáveis ICC, IECLIq, RFCPLiq, RFLPLiq e Derivativos são estacionárias em nível, ou seja, são $I(0)$, ao passo que as variáveis UIP, Risco-Brasil, TPF, TPselic, TPCam, e VolBovespa encontram-se estacionárias quando tomadas em primeira diferença e, neste sentido, tais séries são ditas $I(1)$.¹¹

De outra parte, a metodologia VAR é comumente utilizada para a construção de sistemas de previsão de séries temporais inter-relacionadas e para a análise dos impactos dinâmicos dos distúrbios aleatórios sobre o sistema de variáveis que compõem o modelo. Para isso, a metodologia VAR trata todas as variáveis pertencentes ao modelo estudado como variáveis endógenas, formando um sistema de equações estimadas por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de forma que o valor de cada variável é expresso como uma função linear dos valores defasados dela mesma e de todas as outras variáveis incluídas no modelo.

O tratamento do problema proposto pelo trabalho implica a estimação de dois modelos, relacionando todas as variáveis no seu estado estacionário. O Modelo 1 investiga as relações entre as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país, legislação para capitais de portfólio e o

¹¹ O teste ADF indicou a rejeição da hipótese nula de raiz unitária para a UIP em nível. No entanto, a análise do resíduo da regressão dessa variável indica que ele não passa no teste de normalidade (teste para verificar se a distribuição do resíduo corresponde àquela da distribuição normal). Tendo em vista que o teste ADF é bastante frágil quando se trata de séries que possuem quebras estruturais e que a série UIP tem um comportamento distinto antes e depois de janeiro de 1999, sendo que antes de tal data a série é claramente não-estacionária, optou-se por trabalhar com a Série em Primeira Diferença (DUIP), a qual segue características semelhantes às das demais séries envolvidas no trabalho.

volume total líquido de investimento estrangeiro em carteira. O Modelo 2 investiga as relações entre as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país, legislação para capitais de portfólio e os fluxos financeiros: títulos públicos federais, títulos públicos indexados à Selic, títulos públicos indexados à taxa de câmbio, títulos de renda fixa de curto prazo, títulos de renda fixa de longo prazo, volume de derivativos e volume Bovespa¹².

A análise dos valores dos critérios de informação indica que para todos os modelos estimados devem ser escolhidas as representações VAR(1), isto é, VAR de primeira ordem, uma vez que os sistemas considerando apenas uma defasagem foram os que apresentaram os menores valores dos critérios de informação, conforme o critério de Schwarz.

As funções de resposta aos impulsos traçam o efeito de um choque no tempo t dos termos de erro de uma variável particular sobre os valores correntes e futuros das variáveis pertencentes ao VAR, mantendo-se todos os outros choques constantes, tendo em vista que um choque para uma variável y_t qualquer afeta essa mesma variável y_t e é também transmitido para todas as variáveis endógenas através da estrutura dinâmica do VAR.

A finalidade da estimação das funções de resposta aos impulsos consiste em averiguar de que forma as variáveis correspondentes aos diversos fluxos de portfólio respondem aos choques da paridade descoberta da taxa de juros, do risco-país e da legislação relacionada a esses fluxos de capitais (o Gráfico 4, ao final, exibe os gráficos das funções de resposta aos impulsos obtidas).¹³ As funções de resposta aos impulsos indicam que o aumento do retorno efetivo oferecido às aplicações no Brasil

(choques positivos da variável DUIP) implica um impulso positivo dos fluxos de capitais para investimento em portfólio total, com o direcionamento dos fluxos de capitais para os mercados de títulos públicos federais (expresso pelo aumento do volume total, do volume de títulos indexados à taxa de juros e ao câmbio), de derivativos e acionário. Verifica-se, entretanto, que um aumento da paridade descoberta da taxa de juros resultou na redução dos fluxos de capitais para investimento em títulos de renda fixa, tanto de curto como de longo prazo, o que pode ser explicado pela suposição de que, com a tendência de elevação da taxa de juros doméstica no período, os agentes passaram a apresentar uma maior preferência pela aquisição de títulos pós-fixados para a composição de suas carteiras.

Os choques advindos do risco-país (DRisco-Brasil) implicaram um movimento de redução dos fluxos de capitais estrangeiros para investimento em portfólio total e para os mercados de títulos públicos, de títulos de renda fixa e de derivativos. No entanto, observa-se que os choques do risco-país afetaram inicialmente o mercado acionário de forma positiva, indicando que um aumento do risco-país implicou um movimento de aumento do fluxo de capital para investimento em ações. A esse respeito, há que se ressaltar que a dinâmica de funcionamento do mercado acionário se encontra mais atrelada às especificidades desse mercado, e não depende exclusivamente da avaliação das agências externas sobre o grau de risco envolvido em aplicações num determinado país.

No que se refere às mudanças da legislação para os capitais de portfólio (choques positivos do ICC), cuja tendência foi no sentido de liberalização dos movimentos desses capitais, observa-se que elas conseguiram promover um aumento mais significativo dos fluxos para investimento em títulos públicos federais, especialmente os títulos indexados à Selic, sendo que as demais variáveis reagiram de forma pouco significativa às alterações em tal legislação. Uma explicação para tal resultado é a de que, no período entre 1995 e 2002, predominaram medidas de liberalização aos fluxos de portfólio em decorrência da conjuntura econômica nacional, marcada pela necessidade crescente de recursos ex-

12 Os modelos VAR foram estimados por meio do *software* econométrico PcGive 10, utilizando-se, inicialmente, cinco defasagens, as quais foram sendo reduzidas gradualmente a fim de verificar qual defasagem era mais adequada em explicar o modelo em questão. A escolha dos modelos mais adequados foi realizada tomando-se por base os valores mais baixos obtidos para os critérios de informação.

13 As funções de resposta aos impulsos foram estimadas através do *software* econométrico EViews 3.0, a partir dos modelos VARs especificados, considerando os sistemas com uma defasagem e 10 períodos de previsão à frente.

ternos, e internacional, caracterizada pela ocorrência das crises financeiras. Neste sentido, a indicação de que o investimento estrangeiro em carteira total não reage aos impulsos do índice de controle de capitais significa que as alterações na legislação, no sentido de incentivar o influxo de capitais de portfólio, não conseguiram atrair maiores fluxos deste tipo de capital, sugerindo que tais capitais podem ter sido mais influenciados pelas condições desfavoráveis de liquidez vivenciadas em função de um cenário de crises internacionais.

Por fim, há que se ressaltar que os gráficos de resposta aos impulsos sugerem que os efeitos dos choques da paridade descoberta da taxa de juros, do risco-país e do índice de controle de capitais sobre todas as variáveis que representam os fluxos financeiros foram restritos ao curto prazo, não possuindo efeitos mais duradouros e sustentados.

De outra parte, a análise de decomposição de variância informa a proporção dos movimentos de uma variável que é devida aos seus próprios choques e aos choques das outras variáveis do VAR, relatando a importância relativa de cada inovação para as variáveis componentes do sistema (os resultados encontrados estão listados na Tabela 4, ao final)¹⁴. A função de decomposição de variância para o volume de investimento estrangeiro em carteira total (IEClq) informa que os choques do risco-país e da paridade descoberta da taxa de juros foram mais relevantes na previsão dos movimentos do total dos capitais de portfólio, explicando, respectivamente, 18,85% e 4,87% da sua variância, enquanto os choques do índice de controle de capitais explicam somente 0,18% da variância deste tipo de capital.

O resultado de que as alterações na legislação para capitais de portfólio se mostraram pouco significativas para a determinação da variação desse tipo de fluxo no período, é semelhante ao obtido por Soihet (2002), de que os fluxos de portfólio foram mais afetados pelo diferencial de taxa de juros e pelas condições externas à economia brasileira, resultante do contágio de crises financeiras, do

que pela legislação de capital. Há que se ressaltar que Cardoso e Goldfajn (1997) indicaram um papel mais significativo dos controles de capitais na determinação dos movimentos de capitais, encontrando evidências de que os choques dos controles ajudaram a explicar cerca de 28% da variância dos fluxos de capitais para o Brasil. A divergência entre os resultados aqui obtidos e os de Cardoso e Goldfajn (1997) pode estar associada à diferença entre os períodos de análise, tendo em vista que a amostra de Cardoso e Goldfajn (1997) contou com condições favoráveis de liquidez e ausência de crises no cenário internacional, ao passo que o presente trabalho abrange um período caracterizado por restrição de liquidez e ocorrência de diversas crises financeiras, em que os fluxos de capitais de portfólio apresentaram uma tendência de queda.

Quanto à análise para o Modelo 2, as variáveis relativas aos fluxos financeiros que apresentaram maiores reações aos choques da paridade descoberta da taxa de juros, do risco-país e do índice de controle de capitais foram os títulos públicos federais e suas espécies (títulos com correção pela taxa de juros e com correção cambial). A pouca significância dos choques da paridade descoberta da taxa de juros, do risco-país e do índice de controle de capitais em explicar a variância do mercado acionário e de derivativos pode ser associada ao fato de que eles possuem especificidades intrínsecas, que determinam uma lógica de atuação própria. Tal argumento encontra respaldo na percepção de que os choques inesperados nos próprios mercados acionário e de derivativos são responsáveis por cerca de 96% da variância observada neles.

Há que se ressaltar que as funções de decomposição de variância estimadas para o Modelo 2 indicam que os choques das variáveis que representam os fluxos financeiros contribuem individualmente muito pouco para explicar a variação da paridade descoberta da taxa de juros (com exceção do volume de títulos públicos federais e títulos cambiais), do risco-país e do índice de controle de capitais. Para esta última variável, observa-se que apenas 2,4% da sua variância podem ser explicados pela soma dos choques de todos os fluxos financeiros estudados, sendo que os choques do fluxo total de investimento

¹⁴ As funções de decomposição de variância foram estimadas utilizando-se o EViews 5, a partir dos modelos VARs especificados, considerando 10 períodos (meses) de previsão.

estrangeiro em carteira explicam cerca de 0,2% da variância do índice de controle de capitais.

Esse último resultado difere da evidência encontrada por Cardoso e Goldfajn (1997) de que os fluxos de capitais são importantes em determinar a reação dos controles de capitais, pois os autores encontraram que 19% da variância dos controles podem ser explicados pelas reações aos choques do fluxo de capital total. Porém, o resultado obtido pelo presente trabalho encontra respaldo na análise de Holland e Vieira (2003), os quais indicam que apenas 1,6% da variância dos controles é explicado por choques dos fluxos de capitais de portfólio. Tais autores ressaltam que os controles de capitais desempenharam um papel mais importante no Brasil no período estudado por Cardoso e Goldfajn (1997), o que pode ser entendido pelo fato de que, mais recentemente, o Brasil vivenciou um período de choques externos, de crises de liquidez e de uma conta de capital mais volátil, sendo que, em tal contexto, pode-se esperar que os controles trabalhem de um modo limitado quando comparados aos tempos de calma.

Finalmente, o teste de causalidade Granger examina se os valores defasados de uma determinada variável y precedem uma outra variável x qualquer, condicional ao uso dos valores defasados dessa variável, com exceção dos valores defasados da variável y . Neste sentido, o teste de causalidade Granger envolve a estimação por MQO de duas regressões para a variável x , uma contendo apenas os valores defasados da variável x (regressão restrita) e outra contendo os valores defasados tanto da variável x como da variável y (regressão irrestrita). Caso haja rejeição da hipótese nula de que os coeficientes associados aos valores defasados da variável y na regressão irrestrita sejam iguais a zero, isto indica que as defasagens de y são úteis para explicar a variável x e, portanto, y causa (precede) no sentido de Granger x .

Há que se ressaltar que os resultados dos testes de causalidade Granger são muito sensíveis ao número de defasagens incluídas nas regressões estimadas, sendo que a literatura indica que um maior número de defasagens sempre é preferível a menos defasagens. Embora haja consciência de

que mais defasagens sejam preferíveis a menos, a escolha das defasagens para os testes de causalidade efetuados neste trabalho foi baseada no mesmo número de defasagens utilizadas na construção dos modelos VAR, sendo considerado, portanto, uma defasagem na estimação das regressões (os resultados dos testes de causalidade Granger estão apresentados no Quadro 1, ao final).

Verifica-se a rejeição das hipóteses nulas de que a paridade descoberta da taxa de juros não causa os fluxos para investimento estrangeiro em carteira (IEClq) e de que o risco-país não causa IEClq, mas não há rejeição da hipótese nula de que o índice de controle de capitais não causa IEClq. Isto significa que os movimentos (valores defasados) do retorno associado às aplicações financeiras, assim como as variações do risco-país, precedem o comportamento dos fluxos estrangeiros de portfólio, mas a inclusão dos valores defasados relacionados à legislação na equação explicativa dos valores dos fluxos estrangeiros de portfólio não ajuda a explicar os movimentos desse tipo de fluxo para o Brasil no período em questão.¹⁵

As relações inversas indicam que o fluxo total de portfólio causa no sentido de Granger movimentos na paridade descoberta da taxa de juros, porém o fluxo total de portfólio não ajuda a explicar o Risco-Brasil, nem as alterações da legislação para capitais de portfólio.

Para as variáveis que representam os segmentos financeiros, os testes mostram que os valores defasados da paridade descoberta da taxa de juros

¹⁵ A influência da paridade de juros sobre os fluxos de portfólio está em sintonia com os estudos de Garcia e Valpassos (1998); Miranda; Fontes e Arbex (2000); Miguel (2001) e Soihet (2002), os quais, por meio da estimação de regressões relacionando os fluxos de capitais estrangeiros totais (testando também, com exceção de Miguel (2001), para os fluxos de portfólio e IDE) e a paridade coberta da taxa de juros, encontraram uma elevada significância do retorno coberto para a explicação dos fluxos de capitais totais, com a obtenção de resultados bastante significativos quando da análise em separado para os fluxos de portfólio. O resultado não-significativo do teste de causalidade do índice de controle de capitais para o fluxo total de portfólio encontra respaldo nos trabalhos de Soihet (2002) e de Holland e Vieira (2003), que encontraram resultado semelhante, sugerindo que a legislação não foi fator precedente aos movimentos de capitais de portfólio no período analisado.

ajudam a explicar o volume total de títulos públicos federais e de títulos públicos indexados à Selic, sugerindo que variações do retorno oferecido às aplicações financeiras conseguiram estimular os fluxos de capitais para aplicação em títulos públicos, especialmente para aqueles corrigidos pela taxa de juros. Entretanto, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que a paridade descoberta da taxa de juros não causa no sentido de Granger as demais variáveis.

Os valores defasados do Risco-Brasil ajudam a explicar o comportamento dos títulos públicos federais, títulos cambiais, títulos de renda fixa de longo prazo e de derivativos. Tal constatação sugere que mudanças nas percepções dos agentes com relação ao risco-país afetaram de uma maneira mais significativa os ativos financeiros acima mencionados. Para a relação do Risco-Brasil com as demais variáveis, não houve rejeição da hipótese nula de não-causalidade.

Os testes de causalidade Granger associados às relações entre o índice de controle de capitais e os fluxos financeiros informam que não existe nenhuma relação de causalidade da legislação de capitais de portfólio para com aquelas variáveis, resultado que está de acordo com as evidências obtidas pelas funções de resposta aos impulsos e de decomposição de variância de que as alterações na legislação não foram significativas em explicar os movimentos dos capitais de portfólio no período analisado. Os testes também indicam a inexistência de uma relação de causalidade das variáveis que representam os segmentos financeiros para o índice de controle de capitais, sugerindo, dessa forma, a não-endogeneidade da relação entre os fluxos de portfólio e os controles de capitais no período.

Nestes termos, os resultados não conseguem captar as constatações da literatura sobre a endogeneidade dos controles de capitais, como em Cardoso e Goldfajn (1997) e em Oreiro; Paula e Silva (2003), os quais afirmam que os fluxos externos de capitais acabaram por determinar o nível dos controles de capitais. Em condições de baixa liquidez, o Brasil adotou medidas liberalizantes para os fluxos de capitais de portfólio, mas os testes para os fluxos financeiros pesquisados, conforme a amostra es-

tudada, não esclarecem por que, mesmo adotando medidas liberalizantes, não foi possível atrair entradas mais significativas de recursos e/ou conter as saídas líquidas de capital. Finalmente, pode-se enfatizar que, a partir de todos os testes aqui realizados, as variáveis ligadas à rentabilidade do capital (UIP) e ao risco do investimento (risco-país) foram mais decisivas da perspectiva do investidor internacional, do que os estímulos advindos das medidas desregulamentadoras de mercado.

5 – CONSIDERAÇÕES FINAIS

A investigação aqui realizada permitiu verificar que os fluxos de capitais para o Brasil apresentaram uma significativa mudança de comportamento ao longo da década de 1990, uma vez que, na primeira metade da década, os fluxos de portfólio representaram a principal fonte de ingresso de capitais para o Brasil, ao passo que, a partir da segunda metade da década, tais fluxos perderam importância relativa aos fluxos para investimento direto estrangeiro.

No que diz respeito à análise das relações entre os fluxos de capitais de portfólio e as variáveis paridade descoberta da taxa de juros, risco-país e legislação de capitais, os resultados obtidos através da análise empírica confirmam a hipótese de pouca relevância da utilização de uma legislação mais liberalizante em explicar os fluxos de portfólio no período 1995-2002, uma vez que as alterações em tal legislação não resultaram na maior atração de capitais de portfólio para o Brasil. Por outro lado, observa-se uma maior importância da paridade descoberta da taxa de juros e do risco-país na determinação dos movimentos dos capitais de portfólio no período, especialmente no que diz respeito ao fluxo de portfólio total e aos fluxos direcionados para o segmento de títulos públicos.

O resultado de que o volume de investimento estrangeiro em portfólio pareceu não reagir às mudanças da legislação, expressas pelo índice de controle de capitais construído, pode ser explicado pela constatação de que a segunda metade da década de 1990 foi marcada por um período de choques externos e de enxugamento de liquidez no cenário internacional. Tendo em vista esse contexto de restrição de liquidez e de aumento

da incerteza por parte dos agentes externos, as medidas liberalizantes implementadas foram ineficazes em atrair os capitais de portfólio, cuja tendência observada foi de queda ao longo do período analisado.

Finalmente, há que se ressaltar que os fluxos de capitais para os mercados de derivativos e acionário, em função das especificidades desses mercados, apresentaram-se pouco sensíveis aos efeitos tanto da paridade descoberta da taxa de juros como do risco-país e das medidas liberalizantes da legislação.

Tabela 3 – Testes de Estacionaridade das Séries: Testes ADF

| Variável | Constante | Tendência | Defasagens | t-ADF | Valores Críticos | | DW | N | OI |
|--------------|-----------|-----------|------------|----------|------------------|--------|-------|----|------|
| | | | | | 5% | 1% | | | |
| UIP | Sim | Não | 2 | -4.336** | -2.893 | -3.502 | 1.913 | 92 | I(1) |
| DUIP | Não | Não | 1 | -10.20** | -1.944 | -2.588 | 1.817 | 92 | I(0) |
| RiscoBrasil | Sim | Não | 0 | -2.540 | -2.892 | -3.50 | 2.175 | 95 | I(1) |
| DRiscoBrasil | Não | Não | 0 | -11.55** | -1.944 | -2.588 | 1.984 | 94 | I(0) |
| ICC | Sim | Não | 0 | -9.185** | -2.892 | -3.50 | 2.008 | 95 | I(0) |
| IECliq | Sim | Sim | 0 | -6.319** | -3.457 | -4.057 | 1.904 | 95 | I(0) |
| TPF | Sim | Não | 1 | -2.115 | -2.892 | -3.501 | 1.919 | 94 | I(1) |
| DTPF | Não | Não | 0 | -7.107** | -1.944 | -2.588 | 1.92 | 94 | I(0) |
| TPselic | Sim | Não | 0 | -1.858 | -2.892 | -3.50 | 2.056 | 95 | I(1) |
| DTPselic | Não | Não | 7 | -3.018** | -1.944 | -2.59 | 1.985 | 87 | I(0) |
| TPcam | Não | Não | 0 | 0.1320 | -1.943 | -2.588 | 2.201 | 95 | I(1) |
| DTPcam | Não | Não | 0 | -10.67** | -1.944 | -2.588 | 1.986 | 94 | I(0) |
| RFCPlq | Não | Não | 12 | -4.116** | -1.944 | -2.591 | 1.944 | 83 | I(0) |
| RFLPlq | Não | Não | 5 | -5.491** | -1.944 | -2.589 | 1.969 | 90 | I(0) |
| Derivativos | Sim | Não | 0 | -6.210** | -2.892 | -3.50 | 2.029 | 95 | I(0) |
| VolBovespa | Não | Não | 3 | -0.7314 | -1.944 | -2.588 | 1.961 | 92 | I(1) |
| DVolBovespa | Não | Não | 2 | -8.656** | -1.944 | -2.588 | 1.962 | 92 | I(0) |

Fonte: Elaboração do autor

Nota: (**) Indica rejeição da hipótese nula de raiz unitária ($H_0: \phi = 0$) em um nível de confiança de 1%.

D indica que as séries estão em primeira diferença.

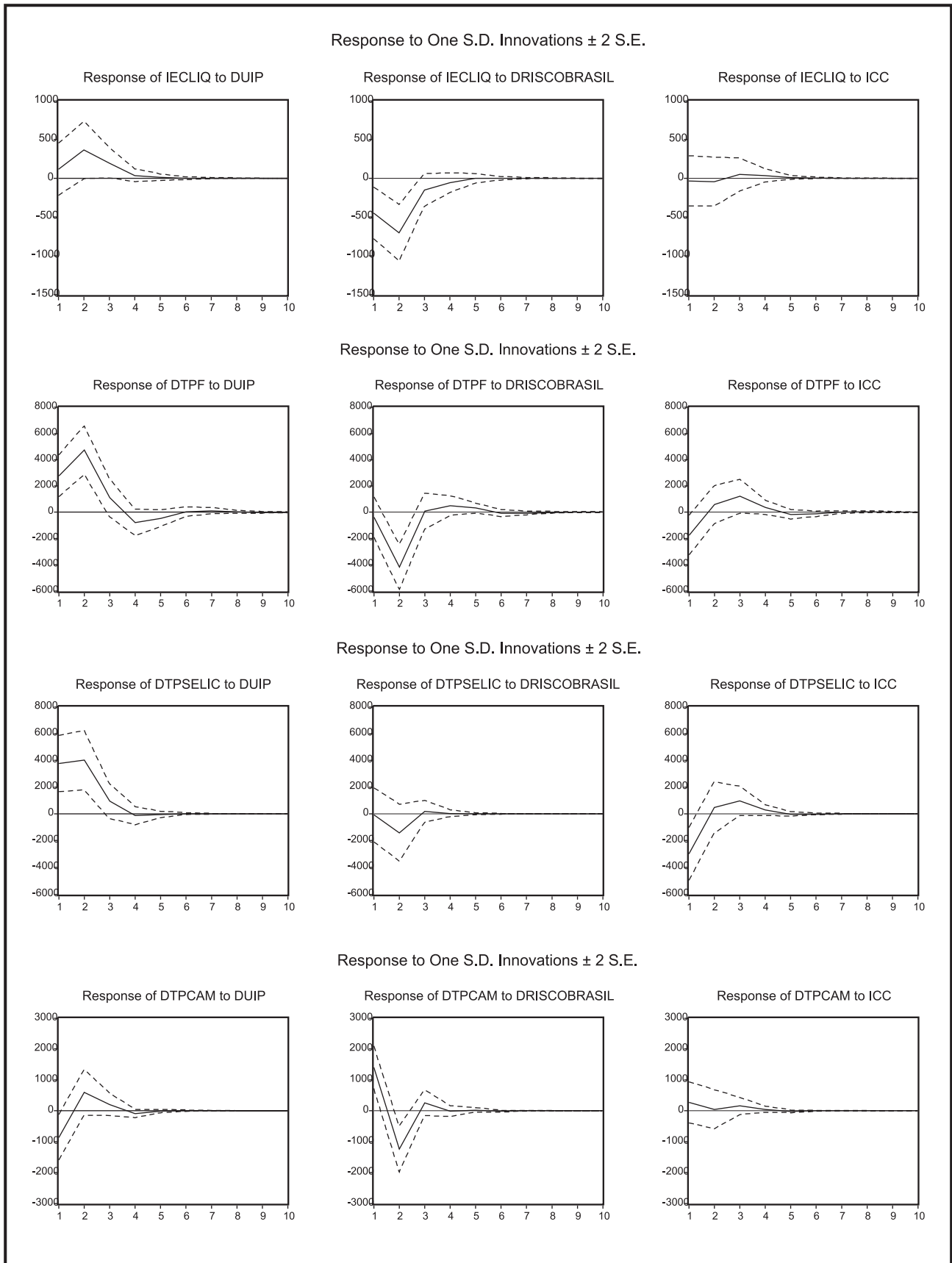
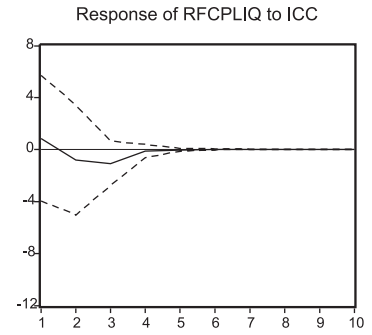
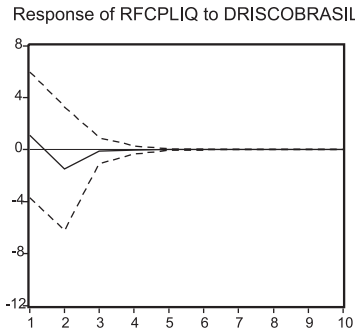
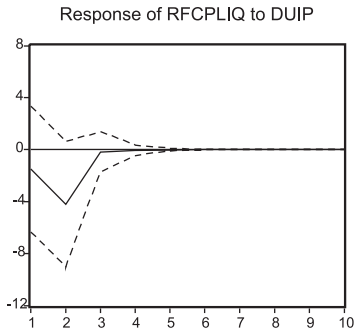


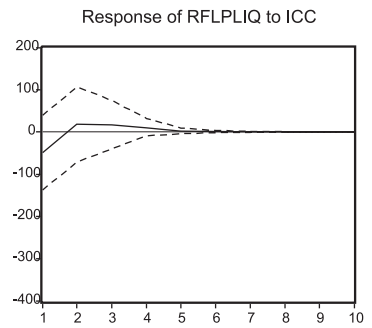
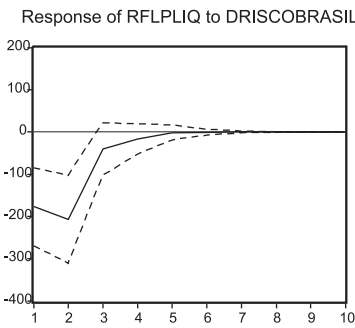
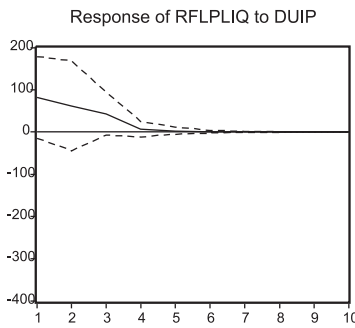
Gráfico 4 – Funções de Resposta aos Impulsos

Fonte: Elaboração do autor

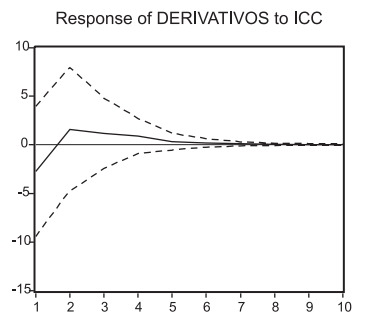
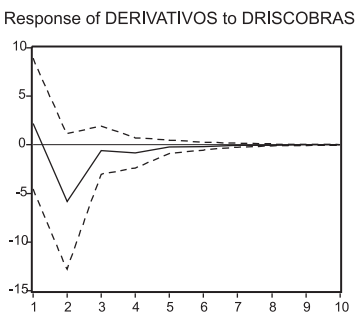
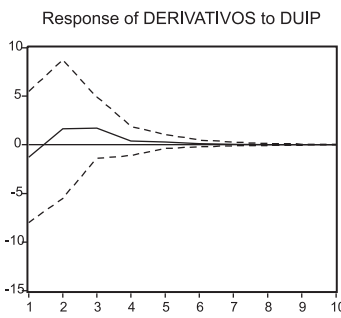
Response to One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Response to One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Response to One S.D. Innovations \pm 2 S.E.



Response to One S.D. Innovations \pm 2 S.E.

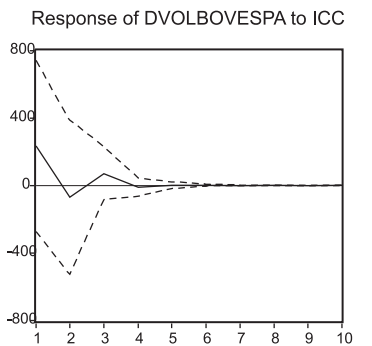
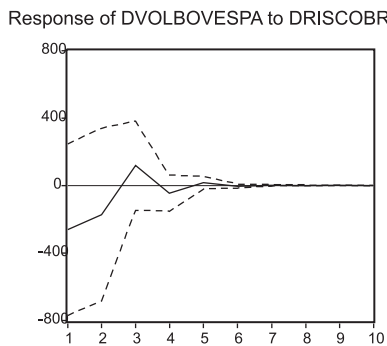
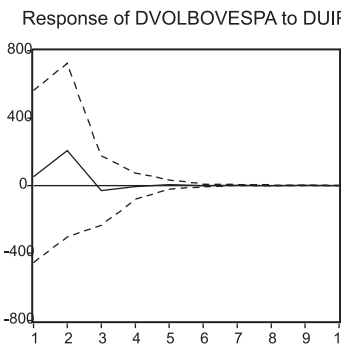


Gráfico 4 – Funções de Resposta aos Impulsos

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 4 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância para IECLIQ

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | IECLIQ |
| 1 | 7.103581 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.868339 | 83.66960 | 2.434377 | 3.512245 | 10.38378 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | IECLIQ |
| 1 | 191.7673 | 8.323815 | 91.67618 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.2428 | 9.504314 | 89.58646 | 0.486778 | 0.422452 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | IECLIQ |
| 1 | 1.089787 | 0.042462 | 1.571360 | 98.38618 | 0.000000 |
| 10 | 1.094330 | 0.147685 | 1.598964 | 98.05352 | 0.199830 |
| Decomposição de Variância para IECLIQ | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | IECLIQ |
| 1 | 1630.858 | 0.520100 | 7.510356 | 0.045561 | 91.92398 |
| 10 | 1955.356 | 4.871468 | 18.85449 | 0.179442 | 76.09460 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 5 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância DTPF

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPF |
| 1 | 6.704315 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.942590 | 79.35137 | 3.811861 | 4.930373 | 11.90640 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPF |
| 1 | 191.6731 | 8.536088 | 91.46391 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.3129 | 9.617785 | 89.23659 | 0.554890 | 0.590737 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPF |
| 1 | 1.090278 | 0.015841 | 1.367842 | 98.61632 | 0.000000 |
| 10 | 1.094226 | 0.211788 | 1.382210 | 98.35786 | 0.048146 |
| Decomposição de Variância para DTPF | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPF |
| 1 | 7905.988 | 12.21057 | 0.236452 | 4.875885 | 82.67709 |
| 10 | 10545.02 | 28.84654 | 16.05461 | 4.490893 | 50.60796 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 6 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância DTPSELIC

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPSELIC |
| 1 | 7.597780 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.950518 | 92.51118 | 0.311887 | 5.167520 | 2.009415 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPSELIC |
| 1 | 189.0944 | 6.198667 | 93.80133 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.5472 | 8.508804 | 88.76540 | 0.799888 | 1.925904 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPSELIC |
| 1 | 1.089818 | 0.010090 | 1.333821 | 98.65609 | 0.000000 |
| 10 | 1.093824 | 0.190849 | 1.329499 | 98.33486 | 0.144787 |
| Decomposição de Variância para DTPSELIC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPSELIC |
| 1 | 10458.93 | 12.92363 | 0.005368 | 8.196749 | 78.87426 |
| 10 | 11616.60 | 23.06378 | 1.519854 | 7.552808 | 67.86356 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 7 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância DTPCAM

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPCAM |
| 1 | 7.295234 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.896580 | 86.63653 | 0.767494 | 3.832405 | 8.763569 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPCAM |
| 1 | 191.7118 | 7.660506 | 92.33949 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.2410 | 8.979745 | 90.04491 | 0.484282 | 0.491067 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPCAM |
| 1 | 1.082582 | 0.151622 | 1.260950 | 98.58743 | 0.000000 |
| 10 | 1.093771 | 0.410300 | 1.342392 | 96.95843 | 1.288881 |
| Decomposição de Variância para DTPCAM | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DTPCAM |
| 1 | 3612.946 | 5.700852 | 15.28720 | 0.555459 | 78.45649 |
| 10 | 3895.014 | 7.566801 | 23.78327 | 0.660715 | 67.98921 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 8 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância RFCPLIQ

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFCPLIQ |
| 1 | 7.695012 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.926647 | 94.79046 | 0.250233 | 4.559335 | 0.399968 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFCPLIQ |
| 1 | 191.0439 | 7.088503 | 92.91150 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.2385 | 8.902475 | 89.86028 | 0.562944 | 0.674301 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFCPLIQ |
| 1 | 1.089450 | 0.003810 | 1.361255 | 98.63494 | 0.000000 |
| 10 | 1.094036 | 0.177574 | 1.350926 | 98.23282 | 0.238682 |
| Decomposição de Variância para RFCPLIQ | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFCPLIQ |
| 1 | 23.42216 | 0.407186 | 0.230816 | 0.136412 | 99.22559 |
| 10 | 24.29273 | 3.424302 | 0.594705 | 0.434437 | 95.54656 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 9 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância RFLPLIQ

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|----------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFLPLIQ |
| 1 | 7.447509 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.905428 | 89.91934 | 1.620540 | 3.765420 | 4.694696 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFLPLIQ |
| 1 | 191.2863 | 6.834560 | 93.16544 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.2142 | 8.285336 | 90.67372 | 0.441559 | 0.599383 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFLPLIQ |
| 1 | 1.088970 | 0.014724 | 1.440592 | 98.54468 | 0.000000 |
| 10 | 1.094004 | 0.255472 | 1.488555 | 98.03769 | 0.218280 |
| Decomposição de Variância para RFLPLIQ | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | RFLPLIQ |
| 1 | 470.1787 | 3.019683 | 14.16636 | 1.077703 | 81.73625 |
| 10 | 547.5580 | 4.115851 | 25.32220 | 1.032866 | 69.52908 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 10 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância DERIVATIVOS

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|-------------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DERIVATIVOS |
| 1 | 7.611897 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.931233 | 92.71568 | 0.245226 | 4.961413 | 2.077678 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DERIVATIVOS |
| 1 | 188.6748 | 9.498106 | 90.50189 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.1874 | 10.75038 | 86.37554 | 0.510944 | 2.363137 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DERIVATIVOS |
| 1 | 1.087929 | 0.021460 | 1.990144 | 97.98840 | 0.000000 |
| 10 | 1.093950 | 0.159292 | 1.980095 | 97.28400 | 0.576617 |
| Decomposição de Variância para DERIVATIVOS | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DERIVATIVOS |
| 1 | 32.50512 | 0.155081 | 0.453606 | 0.710541 | 98.68077 |
| 10 | 36.69095 | 0.562198 | 2.976100 | 0.913248 | 95.54845 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 11 – Funções de Decomposição de Variância – Decomposição de Variância DVOLBOVESPA

| Decomposição de Variância para DUIP | | | | | |
|---|----------|----------|--------------|----------|-------------|
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DVOLBOVESPA |
| 1 | 7.692673 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 7.927561 | 94.62833 | 0.309397 | 4.590702 | 0.471574 |
| Decomposição de Variância para DRISCOBRASIL | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DVOLBOVESPA |
| 1 | 191.6560 | 7.501559 | 92.49844 | 0.000000 | 0.000000 |
| 10 | 200.2621 | 9.160555 | 90.08203 | 0.528864 | 0.228547 |
| Decomposição de Variância para ICC | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DVOLBOVESPA |
| 1 | 1.090686 | 0.000629 | 1.429865 | 98.56951 | 0.000000 |
| 10 | 1.094175 | 0.177014 | 1.422156 | 98.39462 | 0.006206 |
| Decomposição de Variância para DVOLBOVESPA | | | | | |
| Período | S.E. | DUIP | DRISCOBRASIL | ICC | DVOLBOVESPA |
| 1 | 2464.597 | 0.043665 | 1.131052 | 0.904094 | 97.92119 |
| 10 | 2583.935 | 0.707734 | 1.721289 | 0.969518 | 96.60146 |

Fonte: Elaboração do autor

Tabela 12 – Testes de Causalidade Granger

| Hipótese Nula: | Obs | Estatística F | Probabilidade |
|---|-----|---------------|---------------|
| IECLIQ não causa no sentido de Granger DUIP** | 93 | 17.5041 | 6.7E-05 |
| DUIP não causa no sentido de Granger IECLIQ* | | 3.94509 | 0.05000 |
| IECLIQ não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 0.27900 | 0.59864 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger IECLIQ** | | 13.3619 | 0.00043 |
| IECLIQ não causa no sentido de Granger ICC | 95 | 0.03341 | 0.85537 |
| ICC não causa no sentido de Granger IECLIQ | | 0.34079 | 0.56080 |
| DTPF não causa no sentido de Granger DUIP** | 93 | 33.2580 | 1.1E-07 |
| DUIP não causa no sentido de Granger DTPF** | | 22.9957 | 6.4E-06 |
| DTPF não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 0.16609 | 0.68457 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger DTPF** | | 35.7191 | 4.4E-08 |
| DTPF não causa no sentido de Granger ICC | 94 | 0.03494 | 0.85213 |
| ICC não causa no sentido de Granger DTPF | | 0.22937 | 0.63314 |
| DTPSELIC não causa no sentido de Granger DUIP* | 93 | 4.21973 | 0.04286 |
| DUIP não causa no sentido de Granger DTPSELIC** | | 8.30171 | 0.00495 |
| DTPSELIC não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 1.34796 | 0.24867 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger DTPSELIC | | 3.82365 | 0.05360 |
| DTPSELIC não causa no sentido de Granger ICC | 94 | 0.08622 | 0.76970 |
| ICC não causa no sentido de Granger DTPSELIC | | 1.11987 | 0.29275 |
| DTPCAM não causa no sentido de Granger DUIP* | 93 | 6.28708 | 0.01396 |
| DUIP não causa no sentido de Granger DTPCAM | | 1.84586 | 0.17766 |
| DTPCAM não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 0.18353 | 0.66937 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger DTPCAM** | | 12.7330 | 0.00058 |
| DTPCAM não causa no sentido de Granger ICC | 94 | 1.05259 | 0.30763 |
| ICC não causa no sentido de Granger DTPCAM | | 0.11088 | 0.73991 |
| RFCPLIQ não causa no sentido de Granger DUIP | 93 | 0.43104 | 0.51315 |
| DUIP não causa no sentido de Granger RFCPLIQ | | 2.64133 | 0.10761 |
| RFCPLIQ não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 0.37412 | 0.54229 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger RFCPLIQ | | 0.07448 | 0.78554 |
| RFCPLIQ não causa no sentido de Granger ICC | 95 | 0.14449 | 0.70473 |
| ICC não causa no sentido de Granger RFCPLIQ | | 0.17551 | 0.67624 |
| RFLPLIQ não causa no sentido de Granger DUIP** | 93 | 8.90643 | 0.00366 |
| DUIP não causa no sentido de Granger RFLPLIQ | | 0.46100 | 0.49890 |
| RFLPLIQ não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 0.81832 | 0.36806 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger RFLPLIQ** | | 9.33176 | 0.00295 |
| RFLPLIQ não causa no sentido de Granger ICC | 95 | 0.15639 | 0.69342 |
| ICC não causa no sentido de Granger RFLPLIQ | | 0.31802 | 0.57417 |
| DERIVATIVOS não causa no sentido de Granger DUIP | 93 | 2.16590 | 0.14459 |
| DUIP não causa no sentido de Granger DERIVATIVOS | | 0.32393 | 0.57067 |
| DERIVATIVOS não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 94 | 2.03249 | 0.15739 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger DERIVATIVOS* | | 4.52014 | 0.03621 |
| DERIVATIVOS não causa no sentido de Granger ICC | 95 | 0.75052 | 0.38857 |
| ICC não causa no sentido de Granger DERIVATIVOS | | 0.34961 | 0.55579 |
| DVOLBOVESPA não causa no sentido de Granger DUIP | 92 | 1.47857 | 0.23363 |
| DUIP não causa no sentido de Granger DVOLBOVESPA | | 0.59425 | 0.55420 |
| DVOLBOVESPA não causa no sentido de Granger DRISCOBRASIL | 93 | 0.09357 | 0.91077 |
| DRISCOBRASIL não causa no sentido de Granger DVOLBOVESPA | | 1.72511 | 0.18412 |
| DVOLBOVESPA não causa no sentido de Granger ICC | 94 | 0.00160 | 0.96820 |
| ICC não causa no sentido de Granger DVOLBOVESPA | | 0.03445 | 0.85316 |

Fonte: Elaboração do autor

(*) Indica rejeição da hipótese nula de não-causalidade no nível de significância de 5%.

(**) Indica rejeição da hipótese nula de não-causalidade no nível de significância de 1%.

Abstract

The present work investigates the dynamics of capital account liberalization and its impact on short term capital flows in Brazil during the 1990s, considering the different segments such as the monetary, derivative and equity markets. This task is pursued by a comparative study of financial flows facing the uncovered interest parity of the rates, country risk and the legislation on portfolio capital flows. In general terms the obtained results indicate a crucial role played by the uncovered interest parity and the country risk to explain portfolio flows, and a less relevance of the use of more liberalizing legislation to attract portfolio flows in the analysis period.

Key-words:

Capital Account Liberalization; Portfolio Flows; Vector Autoregressive; Causality.

REFERÊNCIAS

BANCO CENTRAL DO BRASIL **Economia e finanças**. Brasília, DF, 2003a. (Séries Temporais). Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: dia mês ano.

_____. **Legislação e normas**. Brasília, DF, 2003b. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br>>. Acesso em: dia mês ano.

CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 40, n. 1, p. , Mar.1993.

CARDOSO, E.; GOLDFAJN, I. **Capital flows to Brazil: the endogeneity of the capital controls**. Washington, DC: IMF, 1997. (IMF Working Paper, 115).

CORRÊA, V. P.; ALMEIDA FILHO, N. Engrenagem macroeconômica: inserção subordinada e custos de reversão da economia brasileira. Local de Publicação: UFU, 2003. Mimeografado.

GARCIA, M. G. P.; VALPASSOS, M. V. F. **Capital flows, capital controls and currency crisis: the case of the Brazil in the nineties**. Rio de Janeiro: PUC, 1998. (Texto para Discussão, n. 389).

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

IPEADATA. **Dados macroeconômicos**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em:

MIGUEL, P. P. **Paridade de juros, fluxos de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidência dos anos 90**. 2001. f. Dissertação (Mestrado em) – Universidade de São Paulo, São Paulo, 2001.

MIRANDA, F.; FONTES, R.; ARBEX, M. A. Fluxos de capitais e regimes cambiais no Brasil. In: FONTES, R.; ARBEX, M. A. (Ed.). **Economia aberta: ensaios sobre fluxos de capitais, câmbio e exportações**. Viçosa: Editora UFV, 2000.

MORGAN, J. P. **Emerging markets bond index plus (EMBI+)**: database. Local de Publicação: Editora, 2003.

OREIRO, J. L.; PAULA, L. F de; SILVA, G. J. C. Fluxos e controle de capitais no Brasil: avaliação e proposta de política. In: SICSÚ, J.; OREIRO, J. L.; PAULA, L. F. de (Org.). **Agenda Brasil: políticas econômicas para o crescimento com estabilidade de preços**. São Paulo: Manole, 2003.

SOIHET, E. **Índice de controle de capitais: uma análise da legislação e dos determinantes do fluxo de capital no Brasil no período 1990-2000**. 2002. f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Fundação Getúlio Vargas, Rio de Janeiro, 2002.

VERÍSSIMO, M. P. **Fluxos de capitais de portfólio para o Brasil no período 1995-2002: uma análise de vetores auto-regressivos e de causalidade**. 2004. f. Dissertação (Mestrado em) – Universidade Federal de Uberlândia, Uberlândia, 2004.

VIEIRA, T. S. **Componente endógeno do Prêmio de Risco Brasil**. 2003. f. Dissertação (Mestrado em Economia) – Universidade Estadual de Campinas, Campinas, 2003.

Recebido para publicação em 20.01.2007.