

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E OS FLUXOS DE CAPITAIS NO
BRASIL: UMA ABORDAGEM DAS CONDIÇÕES DE NÃO-
ARBITRAGEM, 1990 A 2004.**

Soraia Santos da Silva

Porto Alegre

2006

UNIVERSIDADE FEDERAL DO RIO GRANDE DO SUL

FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS

PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

**INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E OS FLUXOS DE CAPITAIS NO
BRASIL: UMA ABORDAGEM DAS CONDIÇÕES DE NÃO-
ARBITRAGENS, 1990 A 2004**

Soraia Santos da Silva

Orientador: Dr. Ronald Otto Hillbrecht

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Porto Alegre

2006

**INTEGRAÇÃO FINANCEIRA E OS FLUXOS DE CAPITAIS NO
BRASIL: UMA ABORDAGEM DAS CONDIÇÕES DE NÃO-
ARBITRAGENS, 1990 A 2004**

Soraia Santos da Silva

Tese apresentada ao programa de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal do Rio Grande do Sul como requisito parcial para a obtenção do título de Doutor em Economia.

Aprovada em: Porto Alegre, 26 de maio de 2006.

**Prof. Dr. Roberto Camps Moraes
UFRGS**

**Prof. Dr. Roberto Meurer
UFSC**

**Prof. Dr. Alexandre Bandeira Monteiro e Silva
UNISINOS**

Ao meu pai em memória
À minha mãe e aos meus irmãos.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente, agradeço ao Pai por ter concedido toda força, coragem e paciência para a realização deste trabalho. Em especial, a Mãe Santíssima por ter passado na frente em todos os meus caminhos.

Além da distância física, agradeço a minha família pela presença, pelo apoio e pelo carinho, que foi imprescindível nos momentos áridos da minha estadia em Porto Alegre. Em especial, quero agradecer a minha mãe por ser meu ponto de apoio, meu porto seguro e por todo amor oferecido para que essa jornada tenha sido realizada. Agradecimentos à Brigitte, à Dores e à Samanta por se fazerem presente de alguma forma.

Estar em terra estranha não é uma tarefa fácil. É difícil compreender, lidar e, às vezes, aceitar ou adaptar-se a tantas diferenças. Mas, talvez, se não existissem diferenças, a vida não teria graça ou a minha estadia não teria histórias a contar e experiências deixariam de serem vividas e adquiridas. Portanto, quero agradecer aos meus amigos gaúchos que aceitaram as diferenças e contribuíram para minha caminhada rumo ao objetivo deste trabalho. Agradeço nominalmente a Care, Vera, Neuza, Eunice, Luis e Míriam pelos incentivos e pela torcida. Especialmente, gostaria de dizer um muito obrigado a Alexandre, a Mirna e a Cláudia Brescansini por serem meus amigos - *grandes amigos* - e por me apoiarem nos momentos de grande dificuldade.

Quero agradecer aos meus amigos Carlos André, Euclides e a Minéya por serem companheiros de caminhada. Agradeço a Olga Nancy por me ajudar a superar os desafios interiores.

Agradeço ao Divanildo Triches pela amizade e por toda a ajuda na elaboração desse estudo. Ao meu orientador, Prof. Ronald Otto Hillbrecht, por toda a atenção e pela contribuição na elaboração deste trabalho.

Agradecimentos aos professores Francisco Ramos e José Vergolino por toda a orientação acadêmica, que tive ao longo da graduação, principalmente, pela força, perseverança e por passar a confiança na capacidade de seguir os nossos reais objetivos.

Agradecimentos ao meu orientador de mestrado e professor Roberto Camps por toda atenção. Em especial, gostaria de agradecer ao professor Marcelo Portugal pela atenção e sugestão no tratamento econométrico. Agradeço ao Álvaro Affonso

Mendonça e ao Ernani José do Santos ambos da BM&F pelo fornecimento de algumas informações e séries de tempo.

Agradecimentos a Aline Furlaneto pela ajuda na elaboração da apresentação da tese na banca. As secretárias Iara, Lurdes, Raquel, Cláudia e a Aline pela competência e presteza e também todos aqueles que de forma direta ou indireta contribuíram para a conclusão desse trabalho.

Ao CNPQ pelo financiamento e concessão da bolsa de estudo, que foi imprescindível para a conclusão dessa etapa de minha formação acadêmica. Cabe salientar, por fim, que a interpretações e as possíveis omissões ou imprecisões remanescentes são de minha inteira responsabilidade.

**Eu não tenho filosofia: tenho sentidos ...
Se falo na natureza não é porque saiba o que ela é,
Mas porque a amo, e amo-a por isso,
Porque quem ama nunca sabe o que ama
Nem sabe por que ama, nem o que é amar ...
Amar é a eterna inocência,
E a única inocência não pensar ...**

(Fernando Pessoa)

**Amor é sol que não se vê mas queima.
Ave, não canta, mas lhe o canto ouvimos,
- mas de um outro entender, que só de ouvidos
da alma é ouvir cantigas represadas.**

(Anderson Braga Horta)

**Alegro-me em seguir o inteiro curso
De cada evento em pensamento e ação;
Tudo medir; a tudo dar perdão!
Quando alguém tal como eu deixa o remorso,
Flui tamanha doçura ao peito aflito
Que nós temos que rir e que cantar,
Tudo em volta nos vem abençoar,
Tudo aquilo que olhamos é bendito.**

(W. B. Yeats)

RESUMO

Este trabalho tem como objetivo investigar e analisar a evolução do grau de integração financeira do Brasil com os mercados de capitais internacionais a partir da década de noventa. O conceito de integração financeira fraca é adotado por meio da relação da paridade coberta de juros (PCJ) e o conceito de integração forte é usado a partir da relação de paridade descoberta de juros (PDJ). As condições de não arbitragem foram estimadas usando os modelos de parâmetros fixos e de parâmetros variando no tempo. A importância de estimar parâmetros variáveis ao longo do tempo deve-se ao fato de que várias mudanças na legislação de capitais estrangeiros ocorreram no período amostral. Além disso, os planos de estabilização, as crises monetárias e financeiras e a mudança de regime cambial devem ter mostrado algum efeito sobre o comportamento das paridades de juros. Como outra possibilidade, estudam-se os possíveis fatores *pull* e *push* relevantes na explicação dos fluxos de entrada de capitais estrangeiros. Os resultados indicaram que existe um grau de integração financeira intermediário tanto no sentido fraco como forte. Os desvios da PCJ indicaram a presença de barreiras à mobilidade de capital e à existência de um ganho excedente livre de risco para quem investir em títulos brasileiros em relação ao investimento em títulos americanos. Os desvios da PDJ sugerem a presença de um prêmio de risco país e de um prêmio de risco da moeda relevantes nas arbitragens de juros. A aplicação do filtro de Kalman nas equações da PCJ e da PDJ mostrou evidências de variação nos parâmetros, observando-se mudanças bruscas como graduais ao longo do tempo. A PCJ mostrou uma mudança no início de 1991 que pode estar associado ao período de abertura da conta de capital brasileira. Foi também possível observar dois momentos de quebras estruturais na evolução PDJ. Além disso, um aumento no diferencial de juros interno e externo produziu uma desvalorização excessiva na taxa de câmbio no momentos de crescimento na incerteza no mercado de divisas. Com a introdução do Plano Real, os resultados apontaram que os investimentos estrangeiros foram realizados com prêmios de risco país e da moeda mais elevado relativamente aos outros anos da década. Por fim, os resultados mostraram as influências de fatores *push* como de fatores *pull* nas decisões de investimento no Brasil.

Palavras chave: integração financeira, mobilidade de capitais, condição de paridade de juros coberta, condição de paridade de juros descoberta e Filtro de Kalman.

ABSTRACT

This work aims to investigate and to analyze the evolution of the degree of financial integration between Brazilian capital market and the international capital markets throughout nineties. The concept of weak financial integration is employed in relation to the covered parity of interests (CPI) and the concept of strong financial integration is used to uncovered parity of interests (UPI). The condition of non-arbitrage has been evaluated using the models of both fixed and varying in time parameters. The importance of evaluating variable parameters during the time is due to the fact that some change in the legislation of foreign capitals has occurred in the studied period. Moreover, the plans of stabilization, the monetary and financial crises and the change of exchange regime may have had some effects on the behavior of the interest parities. As another possibility, the study analyzes the pull and push relevant factors to explain foreign capital inflows. The results indicated that there is an intermediary degree of financial integration in both concepts; weak and strong financial integration. The deviations of the CPI have indicated that there are barriers to the mobility of capital and free-risk exceeding gains to those invest in Brazilian bonds compared to North-American bonds. The deviations of the UPI have pointed out the presence of a premium of country risk and premium of currency risk on the interest arbitrage. The use of the Kalman filter in the equations of the CPI and the UPI showed evidence of varying in the parameters. These changes might be strong and gradual during the time. The CPI changed in the beginning of 1991 significantly which can be associated to the period of Brazilian opening capital account. It was also possible to observe two structural breakdowns in the UPI series. Moreover, an increase in differential between internal and external interests created an extreme depreciation in the exchange rate during the period that uncertainties in the exchange market raised. After implementation of Real Plan, the results indicated that the foreign investments had been carried through country risk premium and currency risk premium relatively higher than to the other years of the decade. Finally, the results have shown the influences of push and pull factors in the decisions of investment in Brazilian economy.

Keywords: financial integration, mobility of capital, covered parity of interests condition, uncovered parity of interests condition, Kalman filter.

LISTA DE TABELAS

Tabela	Pág.
2.1.1	Evolução da razão dívida externa/PIB nas nações mais endividadas. 1980-1989. (%) 27
2.1.2	Fluxos de capital para a América Latina (hemisfério ocidental no agrupamento do FMI) – 1990 a 1997 (em US\$ bilhões) 30
2.1.3	Indicadores dos fluxos de entrada de capitais para alguns países selecionados da América Latina. 1988-1994 34
2.1.4	Fluxos de recursos líquidos de longo prazo para os países em desenvolvimento, 1990-99 (bilhões de US\$ dólares)..... 39
2.4.1	Participação dos títulos federais por indexador (%) 73
3.3.1	Especificação básica dos mercados de ativos 108
4.1.1	Comportamento do PDJ e da PCJ e a decomposição do DJR: Brasil, jan/1990 a mar/2004. (%) 132
4.2.1	Teste de raiz unitária dos DJD, DCJ e DJR: para as séries em nível e em primeira diferença: 1990 e 2004 145
4.2.2	Teste de raiz unitária: séries em nível. jan/90 a dez/98 148
4.2.3	Teste de raiz unitária: séries em primeira diferença. jan/90 a dez/98 148
4.2.4	Teste de Perron (1997) com quebra estrutural de tendência, 1990:01 a 1998:12 150
4.3.1	Teste de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença: jan/90 a dez/98 155
4.3.2	Estimativa da PCJ: variável dependente $(f_t - s_t)$, jun/1990 a dez/1998..... 157
4.3.3	Estimativas de $\Delta(f_t - s_t)$, jun/1990 a dez/1998 159
4.3.4	Estimativas da PCJ: variável dependente $(f_t - s_t)$, jun/1990 a jun/1994..... 163
4.3.5	Estimativas de $\Delta(f_t - s_t)$, jun/1990 a dez/1998 166
4.3.6	Estimativas de $(f_t - s_t)$, out/1994 a dez/1998 167

4.3.7	Modelo de coeficiente variando no tempo da PCJ: Filtro de Klamán, variável dependente $(f_t - s_t)$, jun/90 a mar/2004	172
4.4.1	Estimativas da PDJ: variável dependente $(s_{t+1} - s_t)$. abr./1990 a dez./1998.	178
4.4.2	Estimativas de $(s_{t+1} - s_t)$, abril de 1990 a dezembro de 1998.....	182
4.4.3	Estimativas de $(f_t - s_{t+1})$., abril de 1990 a dezembro de 1998.....	184
4.4.4	Estimativas de $\Delta(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a dez./1998	185
4.4.5	Estimativas da PDJ: variável dependente $(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a jun./1994.	189
4.4.6	Estimativas de $\Delta(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a jun./1994	191
4.4.7	Estimativas de $(s_{t+1} - s_t)$, out./1994 a dez./1998.....	193
4.4.8	Modelo de coeficiente variando no tempo da PDJ: Filtro de Klamán, variável dependente $(f_t - s_t)$, jun/90 a mar/2004	196
5.1.1	Teste de raiz unitária das séries em nível, jan/1990 a dez.98.....	205
5.1.2	Teste de raiz unitária das primeiras diferenças, jan./91 a dez./98.....	206
5.1.3	Estimativas dos efeitos de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, período jan./91 a dez./98.....	210
5.1.4	Estimativas do efeito de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, ago./94 a dez./98	212
5.1.5	Estimativas dos efeitos de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, jan./91 a dez./98.....	214
5.1.6	Movimento de capital internacional e o diferencial coberto de juros: estimativas no período de jan./91 a dez./98.....	216
5.1.7	Movimento de capital internacional e o diferencial coberto de juros: estimativas no período de jan./91 a mar./04.....	217
5.1.8	Movimento de capital internacional e o diferencial descoberto de juros: estimativas no período de jan./91 a dez./98	219
5.1.9	Movimento de capital internacional e o diferencial descoberto de juros: estimativas nos períodos de jan./91 a jun/94 e ago/94 a dez./98.....	220

LISTA DE FIGURAS

Figura	Pág.
2.1.1. Transferência Líquida de Recursos para a América Latina, 1974-1990. (em bilhões de US\$).....	28
2.1.2 Evolução do saldo do balanço da conta de capital e financeira dos países da América Latina.1988 a 2000. (milhões de dólares).....	32
2.1.3 Evolução da Conta Corrente e da Conta de Capital e Financeira de países latino-americanos. 1986 e 2000. (em milhões de dólares).....	33
2.1.4 Composição dos fluxos de capitais dos países da América Latina. 1988 a 2000. (milhões de dólares).....	36
2.1.5 Evolução do investimento de portfólio líquido de países latino-americanos. 1993 a 2000. (em milhões de dólares).....	38
2.1.6 Variações nas reservas internacionais da América Latina. 1988-2000 (milhões de dólares).....	42
2.1.7 Índice da taxa de câmbio efetiva real para países selecionados da América Latina. 1978 a 2003. (1990=100).....	45
2.3.1 Evolução do saldo do balanço da conta de capital e financeira do Brasil. 1980 a 2003. (milhões de dólares).....	53
2.3.2 Índice da taxa de câmbio real efetiva 1990 a 2004.....	55
2.3.3 Investimentos estrangeiros no Brasil. 1980-2003 (milhões de dólares).....	57
2.4.1 Taxa de desvalorização cambial diária (R\$/US\$). 1980-1994.....	59
2.4.2 Evolução da taxa diária de desvalorização cambial e da taxa de juros de curto prazo em% ao mês: nov./1991 a mai./1994.	61
2.4.3 Desvios da paridade de juros descoberta: jan./1990 a mar./2004. (Selic e DI, em% a.m.).....	62

2.4.4	Desvios da paridade de juros coberta: abr./1990 a mar./2004. (DI, Selic e Tbill, em% a.m.).....	63
2.4.5	Fatores condicionantes da base monetária: jan/1992 a mar/2004 (em US\$ milhões).....	66
4.1.1	Evolução do diferencial de juros reais entre o Brasil e os EUA: jan./90 a mar./2004.....	138
4.3.1	Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de φ_1 da PCJ.....	170
4.3.2	Estimativa suavizadas de Filtro de Kalman de φ_1 da PCJ.....	173
4.4.1	Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de α_1 da PDJ.....	195
4.4.2	Estimativa suavizadas de Filtro de Kalman de α_1 da PDJ.....	198
5.1.1	Relação entre as medidas de risco país: jan./1995 a mar./de 2004.....	203

SUMÁRIO

1. INTRODUÇÃO	16
2 INGRESSOS DE CAPITAL FINANCEIRO INTERNACIONAL NA AMÉRICA LATINA E NO BRASIL A PARTIR DA DÉCADA DE NOVENTA.	26
2.1. A experiência da América Latina com os fluxos de capitais estrangeiros.....	26
2.2. Fatores determinantes do fluxo de entrada de capitais externos em países em desenvolvimento	48
2.3. Evolução do fluxo de capital estrangeiro na economia brasileira	52
2.4. A política macroeconômica e o reingresso de capitais no Brasil.	59
3 ALGUMAS ABORDAGENS TEÓRICAS E ESTUDOS EM EMPÍRICOS SOBRE A INTEGRAÇÃO DOS MERCADOS FINANCEIROS E OS FATORES EXPLICATIVOS DOS FLUXOS DE ENTRADA DE CAPITAL PRIVADO INTERNACIONAL	75
3.1. Correlações entre poupança e investimento: definição de Feldstein e Horioka.	77
3.2. Condições de arbitragem nos mercados financeiros.	82
3.3. Modelo de equilíbrio de portfólio.	104
3.4. Modelo de alocação de portfólio internacional: fatores <i>pull</i> e fatores <i>push</i>	114
3.5. Evidências empíricas de testes de integração financeira.	120
4 INVESTIGAÇÃO SOBRE INTEGRAÇÃO DO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO COM O MERCADO FINANCEIRO INTERNACIONAL A PARTIR DA DÉCADA DE NOVENTA	128
4.1. A mobilidade de capitais a partir dos desvios das paridades coberta e descoberta de juros e a paridade de juros reais.....	129
4.2. Teste de estacionaridade dos desvios das condições de paridades de juros	143
4.3. Investigação da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis	153
4.4. Investigação da paridade descoberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis	177

5 IDENTIFICAÇÃO DE DETERMINANTES INTERNOS E EXTERNOS DOS INGRESSOS DE CAPITAIS ESTRANGEIROS NO BRASIL	201
5.1. A importância de fatores <i>pull</i> e <i>push</i> dos ingressos de capitais no Brasil	201
6 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS.....	222
REFERÊNCIAS.....	232
APÊNDICE A Principais políticas administrativas do fluxo de capital estrangeiro no Brasil na década de noventa	246
APÊNDICE B Informações sobre os diferenciais de juros calculados para o Brasil no período de janeiro de 1990 a março de 2004.....	251
APÊNDICE C Alguns resultados dos testes de raiz unitária e de co-integração segundo o método de Engle e Granger e Johansen para os diferenciais de juros	253
APÊNDICE D Testes de diagnósticos das regressões para a Paridade Coberta e Descoberta de juros	260
APÊNDICE E Metodologia Econométrica	272
APÊNDICE F Nomenclaturas e Séries Estatísticas	282
ANEXO A Informações sobre a América Latina	285

1 INTRODUÇÃO

Atualmente, existe um consenso de que a maioria dos países industrializados possui uma elevada mobilidade de capital. A percepção de uma maior integração financeira entre os mercados nas últimas décadas decorre, principalmente, dos avanços na tecnologia de comunicação e de transação, da criação de novos instrumentos financeiros, da abertura das contas de capitais e da tendência generalizada de desregulação dos mercados de capitais domésticos e internacionais. Além da integração entre os mercados financeiros das economias industrializadas, ocorre também uma crescente integração dos mercados financeiros dos países emergentes.

Entretanto, essa percepção de maior liberalização dos movimentos de capitais entre os mercados vai de encontro com os vários resultados de pesquisa, que apontam para uma reduzida mobilidade de capital. Primeiramente, Feldstein e Horioka (1980) alegaram que se o capital é perfeitamente móvel, então, uma diminuição no nível de poupança doméstica não deveria implicar em uma redução no investimento, pois o país poderia compensar essa lacuna através de empréstimos externos em uma taxa de juros internacional, conseqüentemente, espera-se que a poupança e o investimento domésticos não deveriam ser correlacionados. Porém, alguns estudos empíricos da definição de Feldstein e Horioka mostraram a existência de uma elevada correlação tanto nos países desenvolvidos como em desenvolvimento. Portanto, os resultados são interpretados como uma indicação de uma baixa mobilidade de capital, isto é, de uma integração financeira ainda restrita.

Uma segunda controvérsia surge de testes através da paridade de juros reais. Sob mobilidade de capital perfeita, as taxas de juros reais deveriam se igualar de modo que mudanças exógenas na poupança não influenciam o investimento. Entretanto, uma série de estudos encontrou que as taxas de juros reais entre os países não eram perfeitamente correlacionadas. Uma limitação dessa definição para integração financeira é que ela requer uma liberalização do comércio internacional. Uma terceira implicação surge da rejeição da manutenção da paridade descoberta de juros nominais para um número grande de países, principalmente, os países desenvolvidos. A literatura que estuda a hipótese de eficiência do

mercado câmbio futuro ou a termo, no sentido da ausência de viés de previsão no mercado futuro de câmbio, oferece algumas explicações para a falha da PDJ. As explicações variam entre a presença de um prêmio de risco que muda ao longo do tempo, a existência de um processo de aprendizagem gradual ou de um problema “peso” e a existência de agentes que produzem erros sistemáticos em suas previsões. Por fim, outra fonte de controvérsia tem origem nos argumentos que os governos altamente endividados podem renegar a dívida através de uma combinação de controles de capitais, taxaçoão ou moratória, de modo que os investidores ao perceberem maiores incertezas tornam-se relutantes para continuar a emprestar para tais países. Ou melhor, esse último argumento focaliza na existência de um risco país na condição de paridade coberta de juros.¹

Por um longo período, a maioria dos países da América Latina restringiu a mobilidade de capital através de uma variedade de formas, que variaram entre impostos, controles administrativos e proibições diretas. Além dos controles de capitais existentes, essas economias enfrentaram um acesso restrito aos mercados de capitais internacionais após as crises de dívidas externas e as moratórias nos anos oitenta. Segundo Edwards (1998a), durante esse período de restrições severas à mobilidade de capital, foram observadas fugas de capitais devido à intensificação dos desequilíbrios internos.

A partir do final da década de oitenta, alguns países latino-americanos deram início a um processo de abertura da conta de capital do balanço de pagamento. Porém, não existe na literatura um consenso sobre o grau de mobilidade de capital que pode estar caracterizando certas economias nos anos recentes. A literatura argumenta que há um processo de aprendizagem em que os agentes encontram formas para contornar os controles existentes sobre a movimentação de capitais, implicando uma efetividade temporária dos controles de capitais. Há evidências empíricas que apontam para o fato de que existem diferenças entre o grau de mobilidade legal – isto é, aquele descrito pelas leis que regem os movimentos de capitais no país - e o grau de mobilidade de capital na prática. A investigação do grau de abertura apenas a partir da legislação pode levar a conclusão de

¹ Alguns resultados sobre a mobilidade de capitais podem ser encontrados em: Obstfeld (1986), Frankel e MacArthur (1988), Frankel (1989), Froot e Frankel (1989), Froot e Thaler (1990), Frankel (1992), Montiel (1994), Engle (1995), Marston (1995) e Flood e Rose (2002).

baixa mobilidade de capital, quando, na prática, a economia pode apresentar uma elevada mobilidade.

Igualmente aos outros países em desenvolvimento, o Brasil viveu uma retomada de ingressos de capital estrangeiro a partir do início da década de noventa. Além dos desenvolvimentos no mercado financeiro internacional, a renegociação da dívida externa brasileira e a estabilização da economia devem ter contribuído fortemente para a entrada de capitais no país. O governo brasileiro implementou políticas voltadas a liberalização das transações referentes à conta de capital do balanço de pagamentos, ampliando a possibilidade de residentes e de não residentes de realizarem transações financeiras entre o Brasil e o resto do mundo. A partir de 1987, algumas medidas foram tomadas para tratar e organizar a entrada de investimentos estrangeiros no país. Entretanto, o período de referência da liberalização financeira é tomado a partir de maio de 1991, por que coincide com a edição do Anexo IV, que introduziu um mecanismo para investimentos estrangeiros em portfólio na economia brasileira. Além disso, as transformações no mercado de câmbio brasileiro têm possibilitado um aprofundamento da integração da economia com o mercado financeiro internacional. A introdução do segmento de câmbio flutuante para as operações de divisas vinculadas, inicialmente, às operações de turismo em 1989, deu início a um processo gradual de mudanças no regime cambial brasileiro na direção de uma maior conversibilidade da moeda doméstica.

Essas mudanças em direção a uma maior liberalização dos movimentos de capitais foram conjugadas com a adoção de uma política monetária mais restritiva. Para manter a taxa de juros doméstica mais elevada que a taxa internacional, o governo impôs alguns controles sobre a entrada de capitais de curto prazo e relaxou os controles existentes sobre a saída de capitais. Embora, exista uma tendência liberalizante do mercado financeiro doméstico, o governo brasileiro introduziu uma variedade de controles sobre o capital de forma a administrar os efeitos macroeconômicos e a modificar o volume e a composição dos fluxos. Segundo Cardoso e Goldfajn (1998), o governo tentou gerenciar os fluxos de capitais e minimizar seu impacto sobre a política monetária através da introdução de controles de capitais, ou melhor, aumentando o controle na entrada em períodos de

abundância e relaxando no período de escassez. Em períodos de crise, o governo manteve a tendência de liberalização do fluxo de saída. No entanto, Cardoso e Goldfajn (1998) colocam que os controles foram temporariamente efetivos em alterar o nível e composição dos capitais que entraram no país.

A questão de qual a melhor definição e de como medir o grau de mobilidade de capitais entre as fronteiras intensifica a discussão e a avaliação da extensão da integração dos mercados de capitais entre os países desenvolvidos e entre estes últimos com os países emergentes. Em geral, os testes de integração financeira são baseados em seus efeitos macroeconômicos e como esses últimos são diversos, há também diferentes métodos de investigação. É importante observar que cada definição de mobilidade de capital e cada método de investigação apresentam várias limitações. Porém as literaturas teórica e empírica argumentam em favor das medidas baseadas nas paridades de juros, por estarem associadas à convergência entre os retornos de ativos interno e externo e mais relacionadas ao grau de mobilidade de capital.

No Brasil, alguns estudos tentam identificar o grau de abertura da conta de capital brasileira para certos períodos. Os estudos que avaliam a mobilidade de capitais no Brasil a partir da relação entre o investimento e a poupança domésticos apontam para resultados diversos, que variam desde a mobilidade intermediária à mobilidade perfeita. Sob o enfoque das condições de paridade de juros, alguns estudos mostram a existência de desvios diferentes de zero, indicando a presença de prêmios de risco. Em geral, essas análises basearam-se na investigação das séries construídas de desvios das condições de paridades de juros no contexto da análise do comportamento dos fluxos de capitais no Brasil nos anos noventa.²

Também, Holanda e Cavalcante (2001) avaliam o grau de mobilidade a partir das estimações das equações de paridade de juros descoberta e coberta entre 1987 e 1996. Os

² A investigação da mobilidade de capitais por meio da definição de Feldstein e Horioka (1980) para o Brasil pode ser encontrada em Ghosh e Ostry (1995), Senna e Issler (2000) e Rocha (2003). Os estudos de Carneiro e Garcia (1993), Garcia (1994), Garcia e Barcinski (1996) e Carneiro (1997) apresentam desvios positivos da PCJ para o Brasil, indicando a existência de um prêmio de risco país relevante nas operações de arbitragens no Brasil.

autores encontraram resultados poucos intuitivos que apontam para a inexistência de um prêmio de risco país, implicando na manutenção da paridade coberta de juros e, portanto, em uma mobilidade de capital perfeita, enquanto que se rejeita a hipótese de que a PDJ é satisfeita nesse período. Já, Miguel (2001) constrói séries de desvios da PCJ e da PDJ para explicar o comportamento do fluxo de entrada de capital no Brasil. O autor constatou que a PCJ e a PDJ foram significativas nas regressões, sendo que a PCJ no período posterior ao Plano Real e a PDJ para o período entre 1991 e 1998. O autor acredita que os resultados obtidos para o período anterior ao Plano Real não são confiáveis, pois mostrou uma correlação significativa entre desvios da PCJ negativos, em toda a primeira metade da década, e a entrada de capitais nesse período. Um outro resultado pouco intuitivo para o Brasil é a evidência de um mercado futuro de câmbio eficiente entre janeiro de 1991 e junho de 1994 e a rejeição da manutenção da PDJ. Esse último resultado sugere a não existência de um prêmio cambial em um período que apresentou um elevado grau de incerteza na economia brasileira. De forma geral, os resultados parecem mudar de acordo com a definição de integração financeira e com a metodologia empregada na análise e, portanto, não existem evidências empíricas contundentes sobre o grau de abertura da conta de capitais do balanço de pagamentos brasileiro.

Sendo assim, o objetivo principal deste trabalho é investigar se as políticas de liberalização financeira implementadas a partir da década de noventa foram eficazes em aumentar a mobilidade de capitais no país. Ou melhor, focaliza-se na questão de quão aberta se tornou a conta de capital do balanço de pagamentos brasileira de forma que se a economia brasileira não pode ser considerada uma economia perfeitamente integrada com os mercados financeiros internacionais, verifica-se se é possível afirmar a existência de uma tendência em direção a uma maior abertura financeira a partir dos anos noventa.

Para isso, o estudo sugere uma análise comparando os resultados obtidos por meio de modelos de parâmetros fixos e de parâmetros variantes no tempo. Acredita-se que a investigação do grau de abertura da conta de capital a partir das estimações das condições de não-arbitragem oferece uma avaliação mais direta do grau de mobilidade de capitais. Além disso, as investigações desse nível de abertura através de parâmetros fixos estão

sujeitos a alguns problemas de amostra como choques exógenos nas variáveis. Da mesma forma, deve-se levar em conta que o grau de abertura da conta de capital do balanço de pagamentos é variável em países em desenvolvimento, pois os riscos associados aos ativos, os custos de transações e as legislações mudam ao longo do tempo. Diferentemente de Holanda e Cavalcante (2001), que obtiveram o grau de mobilidade de capital a partir de modelos de parâmetro fixo, o presente trabalho investiga o grau de mobilidade aplicando o filtro de Kalman de forma a obter e analisar a trajetória do grau de abertura. Esse tipo de método permite verificar a influência de fatores exógenos no comportamento do parâmetro de interesse, tornando possível separar e expressar tais influências no resultado do grau de mobilidade.

A importância de se estimar parâmetros variáveis no tempo deve-se ao fato de que as várias mudanças na legislação de capitais estrangeiros ocorreram durante o período amostral e que, devido a essas mudanças, as firmas e os indivíduos estão sempre revendo seus comportamentos, gerando instabilidade nos parâmetros do modelo econométrico. De forma que se busca relacionar as mudanças de políticas sobre os comportamentos das paridades cobertas e descobertas de juros.

De acordo com a crítica de Lucas (1976), os parâmetros dos modelos econométricos podem variar, devido à mudança no regime de política, quando os agentes econômicos formam suas expectativas racionalmente. Espera-se que o grau de abertura da conta de capital seja temporalmente variável. Portanto, o parâmetro que mede a integração é um coeficiente variável, com seu valor refletindo às mudanças ocorridas na integração financeira.

As condições de não-arbitragem devem ser bastante sensíveis às mudanças de regimes de política, bem como aos choques externos. Portanto, é possível obter uma indicação da abertura da conta de capital que é bastante influenciada por fatores internos e externos. Segundo Frenkel e Levich (1977), é relevante a classificação dos períodos de análise da paridade coberta de juros, pois um período que apresente uma mudança no

regime cambial ou uma turbulência no mercado de câmbio e financeiro mostra comportamentos diferentes nas condições de não-arbitragem.

Além disso, a paridade descoberta de juros parece se comportar diferente em países em crise ou que tiveram repercussões internas de crises monetárias que aconteceram em outras economias. Flood e Rose (2002) argumentam que o comportamento da paridade descoberta de juros é fortemente influenciado pelas políticas de defesa da paridade da taxa de câmbio. Na década de noventa, foi possível presenciar algumas crises monetárias e financeiras que tiveram seus efeitos estendidos até a economia brasileira. Durante os períodos de crise, a percepção de um risco maior ou de um agravamento na incerteza econômica levaram aos investidores estrangeiros serem mais cautelosos na sua exposição aos ativos de países de mercados emergentes. No Brasil, os reflexos foram principalmente notados com a reversão dos fluxos de capitais estrangeiros.

Inicia-se a investigação a partir da construção e análise das séries dos diferenciais de juros cobertos, descobertos e de juros reais. Em uma economia aberta financeiramente, os diferenciais de juros são em média iguais a zero, apresentando desvios temporários. A análise por meio das estimações das relações de paridade descoberta e coberta de juros partiu-se do emprego dos modelos de parâmetros fixos. Suspeita-se que os resultados desses modelos mostrem a influência dos fatores exógenos, domésticos e externos, sobre o parâmetro que expressa o grau de mobilidade. A abordagem adotada começa a partir do exame das propriedades das séries, que compõem as condições de não-arbitragem. Caso as séries sejam não estacionárias, utiliza-se a metodologia de co-integração e a abordagem do mecanismo de correção de erro para tratar com séries estacionárias em primeira diferença. As técnicas de co-integração têm sido empregadas para lidar com a modelagem de equilíbrio de longo prazo e com a dinâmica de curto prazo. As equações de co-integração possibilitam avaliar o comportamento das condições de não-arbitragem no longo prazo e as estimações de um mecanismo de correção de erro permite verificar o ajustamento dos desequilíbrios das condições de não-arbitragem ao equilíbrio de longo prazo. Em seguida, investiga-se a possibilidade de mudanças estruturais no comportamento das paridades de

juros. Por último, realizam-se as estimações aplicando o Filtro de Kalman observando a trajetória do grau de abertura da conta de capital entre os anos de 1990 e 2004.

Por fim, dado o grau de abertura financeira, procura-se investigar as possíveis fatores que estimularam influxo de capitais para o Brasil na década de noventa. Para isso, tenta-se identificar a importância relativa de alguns fatores internos e externos que podem ter influenciado as decisões dos agentes estrangeiros. A abordagem separa os fatores idiossincráticos dos fatores globais, ou seja, a análise será baseada nas explicações *pull* e *push* dos fatores condicionantes da renovação dos fluxos de entrada de capitais internacionais em economias em desenvolvimento.

A investigação e a análise da abertura financeira de uma economia ganham importância na medida em que os resultados obtidos são relevantes na formulação e na implementação de políticas macroeconômicas. As recomendações de políticas para a abertura financeira são baseadas no papel da mobilidade de capital na promoção do desenvolvimento econômico. O movimento de capital entre os países é visto melhorar a eficiência na alocação dos recursos na medida em que os retornos reais sobre o investimento marginal são mais baixos em países abundantes em capital do que naqueles com escassez de capital. A abertura financeira pode permitir os agentes suavizarem suas trajetórias intertemporais de consumo. Isto é, os agentes podem tomar empréstimos no mercado financeiro externo durante períodos em que a renda apresente uma redução. Porém, a canalização das poupanças externas tem sido o argumento mais tradicional e forte em favor à mobilidade de capitais. As poupanças externas podem ajudar a ampliar a poupança doméstica, elevar o investimento e, conseqüentemente, acelerar o crescimento econômico.

Entretanto, a integração financeira tem importantes impactos sobre a autonomia da política monetária. A política monetária deixa de exercer influência sobre a determinação da taxa de juros interna, passando a ser determinada pelas condições de arbitragens. Em decorrência disso, manter um diferencial de juros gera inconsistência de política, pois os controles de capitais têm efeitos temporários e a esterilização dos influxos de capital

acarreta em um aumento no endividamento público. Além do fato que a persistência no diferencial de juros atrai continuamente a entrada de capital. As ligações entre as taxas de juros são afetadas por mudanças institucionais como a formação de uma união monetária e abertura financeira.

O presente estudo é desenvolvido em cinco capítulos, além desta introdução. No Capítulo 2, realiza-se uma abordagem sobre a renovação dos fluxos de entrada de capital privado estrangeiro nos países latino-americanos. Focalizou-se, primeiro, em fazer uma abordagem para alguns países da América Latina de forma a obter um cenário mais geral, dado que o reingresso de capital estrangeiro não é um fenômeno restrito a alguns países. A primeira seção foi destinada a essa análise mais abrangente, mostrando alguns aspectos referentes à perspectiva histórica recente, à evolução do influxo de capital, às mudanças ocorridas na composição do capital estrangeiro, aos efeitos macroeconômicos e à diferenciação das experiências entre algumas economias da América Latina. A segunda seção faz uma descrição dos principais fatores explicativos do ingresso de capitais apontados pela literatura. Já, as duas últimas seções do capítulo são destinadas a focalizar na experiência do Brasil com o fluxo de entrada de capital estrangeiro a partir da década de noventa.

O Capítulo 3 apresenta uma revisão teórica dos modelos de integração financeira entre as fronteiras dos países e dos modelos alocação de portfólio focalizando nos fatores internos e externos que são relevantes nas tomadas de decisão de investimentos internacional. Apresentam-se as definições de integração financeira sugeridas pela literatura teórica de mobilidade de capital, discutindo as possíveis limitações que podem ser encontradas ao lidar com determinada definição. Algumas evidências empíricas são retratadas nos modelos de forma a esboçar os resultados encontrados e as experiências de cada investigação. Dois modelos teóricos são apresentados na análise dos fluxos, baseando-se na literatura, um modelo de equilíbrio de portfólio com suas implicações sobre a determinação de variáveis macroeconômicas importantes. O outro modelo é baseado em uma literatura crescente que tenta investigar as possíveis explicações para a retomada de capitais estrangeiros especificamente nas economias em desenvolvimento nos anos

recentes. Essa abordagem classifica as suas explicações em fatores *push* e em fatores *pull*. Neste capítulo, ainda são apresentados alguns resultados empíricos sobre as visões *push* e *pull* dos fluxos de capital estrangeiro.

No Capítulo 4, investiga-se o grau de abertura da conta de capital utilizando os modelos econométricos na estimação das condições de não-arbitragem de juros. Nesse capítulo, procura-se inicialmente investigar o grau de integração financeira do Brasil com o mercado internacional por meio da análise dos desvios das paridades de juros coberta, descoberta e de juros reais. Depois, estima-se as paridades coberta e descoberta de forma a verificar a manutenção ou não dessas condições de não-arbitragem e averiguar seu comportamento ao longo do tempo, identificando possíveis mudanças estruturais por meio da trajetória dos coeficientes. Dado o grau de integração financeira, investiga-se no Capítulo 5 os possíveis fatores explicativos do ingresso de capital estrangeiro vivenciado pelo Brasil a partir do início da década de noventa. Por último, as considerações finais e as conclusões estão reportadas no Capítulo 6. Além disso, as informações complementares são apresentadas numa série de Apêndices e Anexos.

2 INGRESSOS DE CAPITAL FINANCEIRO INTERNACIONAL NA AMÉRICA LATINA E NO BRASIL A PARTIR DA DÉCADA DE NOVENTA.

Este capítulo faz uma descrição da expansão dos fluxos de capitais nos países latino-americanos e, especificamente, no Brasil a partir da década de noventa. Inicialmente, é examinado o comportamento do ingresso de capital, procurando observar a magnitude, a composição, os efeitos sobre a política econômica e os possíveis fatores explicativos. Alguns países da região foram tomados como ponto de referência da análise dos fluxos de capitais, inclusive o Brasil. Como o objetivo é focalizar na experiência brasileira, analisa-se essa experiência buscando relacionar o ingresso de capital privado externo com a política econômica. O intuito é fazer uma descrição das operações de políticas monetárias e cambiais, procurando indicações de fatores internos e externos que devem ter atraído capitais estrangeiros. De forma que este capítulo abrange uma discussão sobre os aspectos relevantes na análise do comportamento do fluxo de capital e das políticas econômicas e administrativas do capital externo no Brasil.

2.1 A experiência da América Latina com os fluxos de capitais estrangeiros.

A perspectiva histórica da experiência dos países em desenvolvimento com os fluxos de entrada de capital financeiro internacional mostra um comportamento cíclico nesses ingressos, apresentando períodos de abundância seguidos por períodos de escassez sucessivamente ao longo do tempo. A partir dos anos setenta, essas nações experienciaram uma abundância de créditos externos, que possibilitou a persistência de objetivos internos em custo de um grande endividamento externo. Esse período de grande fluxo de entrada de capital terminou com as crises de dívida dos anos 80, onde as economias com alto endividamento passaram por sérios problemas econômicos e acesso restrito no mercado financeiro internacional. Nas décadas de setenta e oitenta, a carga da dívida externa aumentou em todas as regiões, passando de 22,4% do PIB em 1973, para aproximadamente 38% do PIB em 1987 nas nações em desenvolvimento. A África e América Latina foram as

regiões que apresentaram um maior peso da dívida externa em proporção do PIB e cuja crise foi mais intensa.

A maioria das dívidas das nações devedoras da América Latina foi concedida aos governos e os principais credores foram os bancos privados internacionais. Em 1982, cerca de 73,9% da dívida correspondia ao setor público e com garantia governamental, enquanto, cerca de 67,8% da dívida da América Latina e Caribe foram concedidas pelos bancos comerciais¹. A Tabela 2.1.1 mostra que essa proporção chegou a ser 119,7% na Argentina, 79,9% na Venezuela, 78,3% no Chile e 70,8% no Peru em 1989, apenas como exemplo das nações mais endividadas. Enquanto que na Ásia apenas as Filipinas e a Indonésia apresentaram uma proporção dívida sobre PIB em nível bem próximo às nações da América Latina.

Tabela 2.1.1 Evolução da razão dívida externa/PIB nas nações mais endividadas. 1980-1989. (%)*

	80	82	85	89		80	82	85	89		80	82	85	89
América Latina					Ásia					Europa Oriental				
Argentina	48,4	83,8	84,2	119,7	Indonésia	28,0	29,2	44,4	59,8	Hungria	44,8	45,4	70,2	75,8
Brasil	30,6	36,1	48,7	24,1	Coréia	48,7	52,3	52,5	15,8	Polônia	--	--	48,7	68,3
Chile	45,2	76,7	143,3	78,3	Malásia	28,0	52,4	70,3	51,6	Iugoslávia	25,6	31,5	48,2	33,5
Colômbia	20,9	26,9	42,0	45,8	Filipinas	49,5	62,5	83,5	65,7					
México	30,3	52,5	55,2	51,2	Tailândia	25,9	34,8	47,8	34,1					
Peru	51,0	49,7	89,4	70,8										
Venezuela	42,1	41,4	59,1	79,9										

Fonte: World Bank

Nota: *World Debt Table.

Em face aos desenvolvimentos na economia mundial e na piora dos fundamentos econômicos dos países endividados, os empréstimos e as entradas de investimentos externos decresceram abruptamente. O fluxo de capital total líquido para a América Latina reduziu entre 1981 e 1983, passando de US\$ 38 bilhões para US\$ 3,2 bilhões, respectivamente. O comportamento do fluxo de recursos líquidos que fluem do mercado de capital mundial para a economia pode ser observado através da Figura 2.1.1, que mostra que, em 1982, houve uma mudança na transferência líquida de recursos para a América

¹ Uma parte grande da dívida das economias da América Latina e Caribe foi caracterizada por empréstimos tomados pelos governos dos bancos internacionais. Ao passo que, na África, a maioria da dívida foi tomada pelos governos oficiais (ou seja, 95,8 %), cujos credores foram governos de outros países.

Latina. Em 1981, a região teve um fluxo de entrada líquida de recursos de mais de US\$ 11 bilhões, já, em 1982, teve uma saída líquida de recursos de quase de US\$ 19 bilhões. Depois de 1982, houve um período de saída líquida de recursos que durou até o início da década seguinte. Essa transferência líquida negativa de recursos pode ser atribuída à redução drástica da entrada líquida de capitais, combinada com o pagamento de juros mais altos para os credores estrangeiros. Entre 1981 e 1983, o valor dos novos empréstimos caiu de quase US\$40 bilhões para menos de US\$ 3 bilhões – uma queda de mais de 90%. Em termos acumulados, a América Latina recebeu uma transferência líquida de recursos de US\$91 bilhões entre 1974 e 1981. Já, entre 1982 e 1990, fez uma transferência líquida de recursos para o exterior de quase US\$ 224 bilhões².

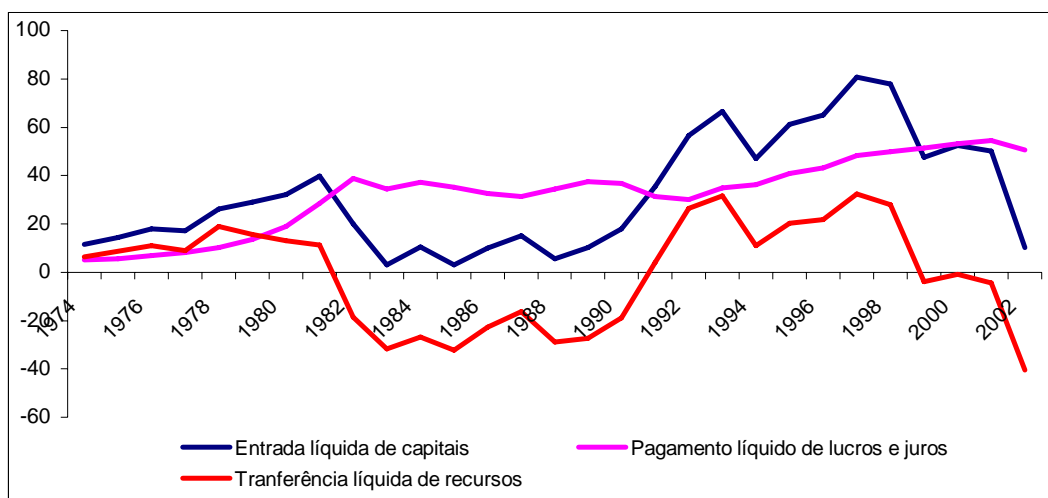


Figura 2.1.1. Transferência Líquida de Recursos para a América Latina, 1974-2002. (em bilhões de US\$)

Fonte: Sachs, J. D. e Larrain, F. B. (1995)

A crise da dívida externa da década de oitenta foi marcada pela restrição do acesso ao mercado de capitais internacional pelos países da América Latina, principalmente, depois que o governo mexicano decretou, em 1982, a moratória da dívida, anunciando que não podia honrar seus compromissos de acordo com o cronograma previamente especificado. Posteriormente, a Bolívia suspendeu os pagamentos de juros de sua dívida externa em 1985 e o Brasil decretou em 1987 a moratória unilateral. Esse período é

² A transferência de recursos líquidos é definida como o fluxo líquido de entrada de capital menos os pagamentos de juros e dividendos ao resto do mundo.

caracterizado por uma década em que muitos países em desenvolvimento sofreram sérios problemas econômicos e cujas nações apresentaram um grande endividamento externo e uma pesada carga do serviço da dívida. Os investidores externos perceberam similaridades nas condições econômicas entre os países da América Latina tornando-se mais receosos em continuar a investir os seus recursos nesses países³.

No período entre 1982 e 1989, a maioria dos países da América Latina começou a renegociar suas dívidas com os credores privados. A primeira abordagem para solucionar as crises foi uma combinação de fatores que variaram entre ajustamento macroeconômico, reescalamentos de dívidas e a implementação de reformas estruturais por parte dos países endividados. Entretanto, a partir de 1989, tornou-se claro que a carga da dívida era muito grande, de forma que dificultava os países em crise voltarem a crescer, bem como desestimulava a implementação das reformas necessárias. Em março de 1989, a solução a partir da redução parcial e voluntária da dívida dos países mais endividados veio com o Plano Brady. Portanto, foi entre 1989 e 1997 que muitos países devedores da América Latina conseguiram realizar acordos com seus credores para reduzir o serviço da dívida nos moldes do Plano Brady. Em 1989, o México e a Costa Rica foram os primeiros países que alcançaram acordos externos conforme essa estrutura. Em seguida, a Venezuela e o Uruguai também alcançaram acordos externos no período de 1990-1991 e a Argentina e o Brasil sinalizaram acordos em 1992. O Peru foi o último país que firmou com seus credores acordos de dívida no contexto do plano – em 1996, segundo Edwards (1998b)⁴.

Por volta de 1990, um grande número de países da América Latina deu início a algumas reformas econômicas e políticas. De forma geral, os programas apresentaram as seguintes características comuns: (i) a implementação de programas de estabilização que

³ A comunidade financeira reagiu negativamente aos anúncios de suspensão do pagamento das dívidas de alguns países latino-americanos, tratando de forma não diferenciada os países, mesmo aqueles que não pediram reescalamento de suas dívidas, como o Chile e a Colômbia. Para maiores detalhes sobre as experiências de países específicos ver Ocampo (1998).

⁴ Segundo Edwards (1998a), a abordagem do Plano Brady era baseada na idéia que o perdão da dívida dos países altamente endividados estimularia a implementação de reformas estruturais que visam diminuir a importância do governo na atividade econômica do país. Dessa forma, para serem aceitos nas negociações do Plano Brady e terem ajuda das instituições multilaterais – Fundo Monetário Internacional (FMI), Banco Mundial (BM) e o Banco de Desenvolvimento Inter-Americano (BID) - tinham que mostrar uma disposição ou alguma ação *a priori* para implantar as reformas econômicas.

objetivaram reduzir a inflação e gerar um equilíbrio sustentável na conta corrente; (ii) a abertura comercial à competição internacional e um processo de liberalização da conta de capital, que assumiu grau e forma diferenciada entre os países e (iii) políticas de privatizações e programas de desregulamentação dos mercados. Enquanto, os países reduziram suas barreiras comerciais, inclusive participando na formação de blocos econômicos, as políticas relacionadas à abertura da conta de capital variaram entre os países, com alguns deles mantendo controles de capital, como o Chile, o Brasil e a Colômbia.

Com as renegociações das dívidas, principalmente, a renegociação da dívida mexicana - que se iniciou em 1989 e terminou em 1991 - os países latino-americanos iniciaram uma progressiva inserção nos mercados de capital internacional. Um grande volume de capitais internacionais se direcionou para esses países na primeira metade dos anos noventa. No início dos anos noventa, a magnitude desse fluxo alcançou US\$ 34 bilhões em 1990, US\$ 45 bilhões em 1991 e US\$ 65 bilhões em 1992, segundo a Tabela 2.1.2. Da mesma forma, é possível observar como o déficit da conta corrente da América Latina se aprofundou, passando de um bilhão de dólares em 1991 para US\$ 64,9 bilhões em 1997⁵.

Tabela 2.1.2 Fluxos de capital para a América Latina (hemisfério ocidental no agrupamento do FMI) – 1990 a 1997 (em US\$ bilhões)

HEMISFÉRIO OCIDENTAL	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
Resultado em conta corrente	-1,0	-16,9	-34,5	-45,6	-50,7	-35,9	-37,8	-64,9
Varição de reservas (=aumento)	-17,3	-17,4	-22,6	-21,1	5,0	-25,3	-28,2	-15,0
Financiamento externo líquido total:	34,1	45,5	65,2	69,1	61,2	66,2	81,4	95,6
Fluxos não criadores de dívida	7,0	12,1	14,5	13,1	25,6	26,5	39,6	55,5
Fluxos líquidos do FMI	1,2	-1,0	-1,6	-0,9	-1,3	12,9	-2,0	-4,0
Empréstimos líquidos	25,9	34,4	52,3	56,9	37,0	26,8	43,7	44,0

Fonte: World Economic Outlook, out., 1998.

⁵ A América Latina é uma região extremamente diversa e complexa de forma que a análise que segue não tem o intuito de fazer generalizações da região, mas fazer uma apresentação das experiências de algumas economias com os fluxos de capitais estrangeiros.

O grande volume de capitais entrando nos países latino-americanos tem chamado atenção de muitos analistas do comportamento dos fluxos de capitais. Na maior parte dos anos oitenta, a América Latina transferiu recursos para o resto mundo, entretanto, o ano de 1991 apresentou mais um ponto de inflexão no direcionamento dos fluxos de capitais. Em termos acumulados, cerca US\$ 175,6 bilhões de capitais líquidos foram transferidos do mercado de capitais mundial para as economias da América Latina entre 1991 e 1998, voltando a ter uma transferência de recursos negativa a partir de 1999, depois de alguns episódios de crises monetárias e financeiras em alguns países em desenvolvimento. Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) e Edwards (1993) classificam esses surtos de capitais externos como “o problema dos fluxos de entrada de capital”. Segundo os autores acima, a mudança rápida de escassez de capital e transferência líquida de recursos negativa para uma rápida abundância de capitais externos pode refletir uma onda de especulação dos mercados internacionais. Contudo, outros estudos argumentam que esse grande volume de capitais direcionando-se para os países em desenvolvimento é incentivado e reflete as reformas estruturais implementadas por essas economias.

A evolução cíclica dos fluxos de entrada de capitais para a América Latina no período entre 1988 e 2000 pode ser observada através da Figura 2.1.2. A América Latina experimentou abundância de capitais externos no final dos anos 70 e início dos 80. Segundo Devlin, French-Davis e Griffith-Jones (1994), o ingresso líquido de capital para a América Latina passou de US\$ 29,4 bilhões entre 1977/81 para US\$ 62 bilhões entre 1992/1993. Na maior parte da década de oitenta, existiu uma escassez no fluxo de entrada de capital externo, havendo uma recuperação a partir dos anos 90. Particularmente, o México foi o país que apresentou um crescimento rápido no ingresso de capital privado que passou de quase zero entre 1983/90 para 8% do PIB entre 1991/93⁶.

⁶ Esses fluxos recentes de entrada de capitais privados estrangeiros direcionaram-se primeiramente aos países do leste da Ásia. Estes últimos não sofreram restrições severas no acesso ao mercado financeiro mundial após a crise de dívida, relativamente aos países latino-americanos.

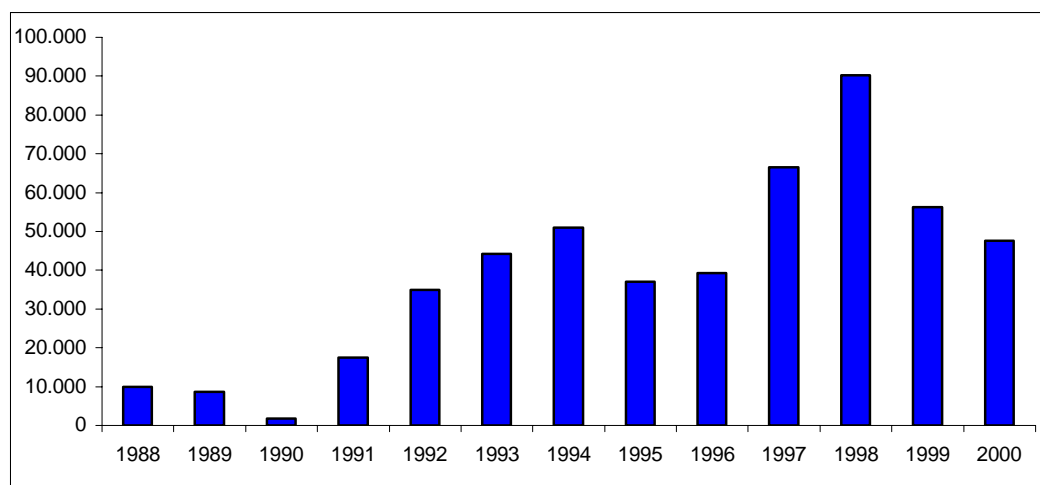


Figura 2.1.2 Evolução do saldo do balanço da conta de capital e financeira dos países da América Latina. 1988 a 2000. (milhões de dólares)

Fonte: FMI, 2000.

Nota: O saldo da conta de capital e financeira inclui erros e omissões do balanço de pagamentos.

Um fato interessante é que apesar das diferenças grandes nas políticas macroeconômicas e na performance macroeconômica entre os países da América Latina, o capital tem retornado para muitos países da região. Observou-se ainda a intensidade dos fluxos de entrada de capitais externos entre as economias latino-americanas mostrou-se de forma bastante diferenciada.

A Figura 2.1.3 apresenta a evolução do fluxo de capital medido pelo saldo da conta de capital do balanço de pagamentos de nove países da América Latina no período entre 1988 e 2000. É possível observar que o período de ingresso dos capitais difere entre os países. O México e o Chile foram os primeiros países a experimentar o novo ciclo de entrada de capitais externos que se realizou no período de 1989-94 e 1989-95, respectivamente. Na seqüência, os fluxos começaram a se dirigirem para os outros países da região, como na Argentina entre 1991-94, no Brasil entre 1992-95, na Colômbia entre 1992-95, no Peru entre 1990-95 e na Venezuela entre 1992-93. Esses períodos correspondem ao momento em que cada país experimentou uma significativa entrada líquida de capitais externos⁷.

⁷ A Figura A.1 do Anexo A mostra a evolução da conta corrente e da conta de capital e financeira do balanço de pagamentos da Bolívia, do Paraguai e do Uruguai.

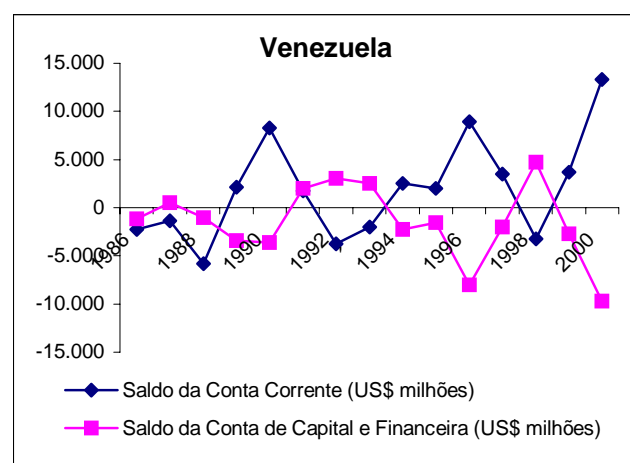
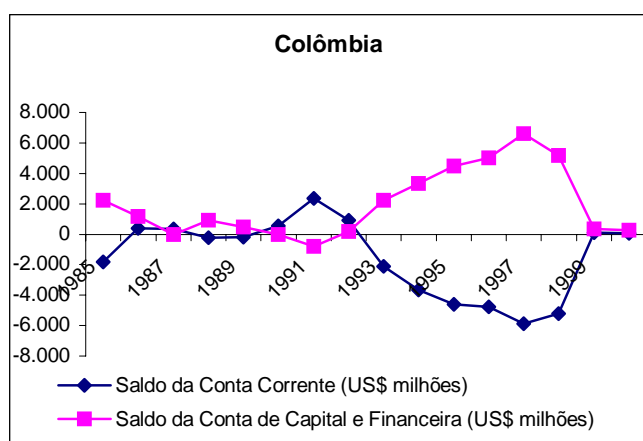
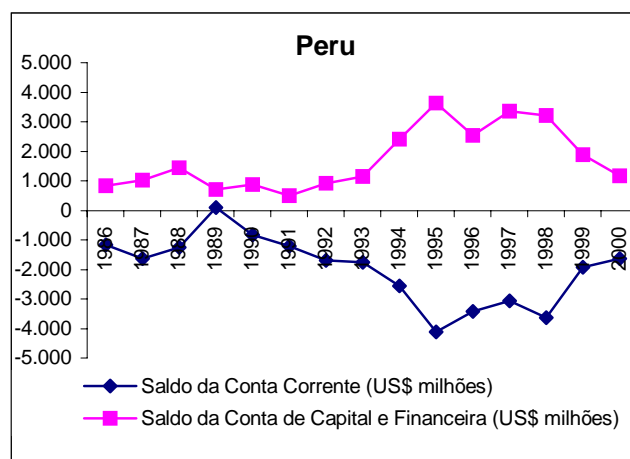
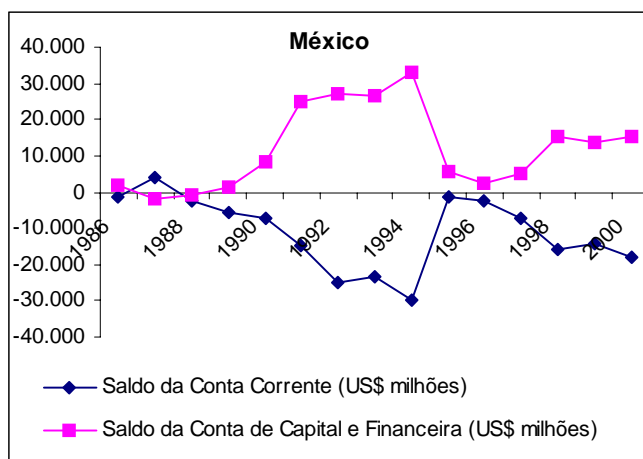
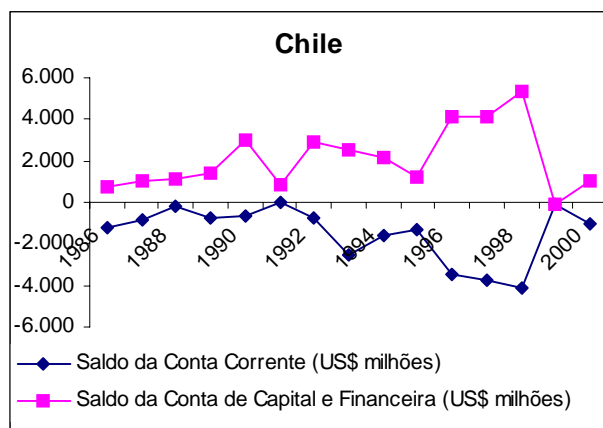
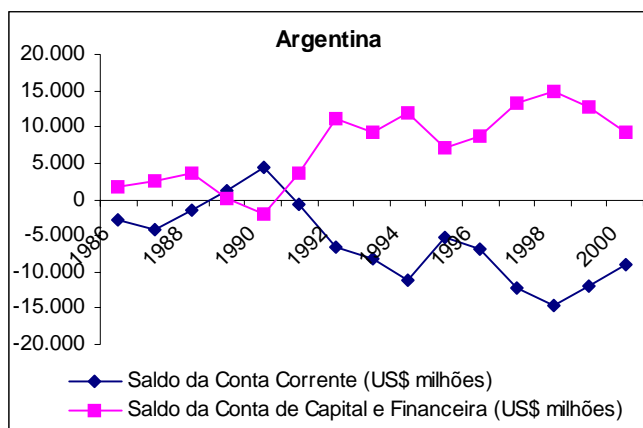


Figura 2.1.3 Evolução da Conta Corrente e da Conta de Capital e Financeira de países latino-americanos. 1986 a 2000. (em milhões de dólares)

Fonte: FMI, 2000.

Dessa forma, a proporção dos fluxos de capitais acumulados relativo ao PIB correspondeu a 9,7% na Argentina, 9,4% no Brasil, 25,8% no Chile, 16,2% na Colômbia, 27,1% no México, 30,4% no Peru e 5,4% na Venezuela, em termos acumulados nos períodos acima citados para cada país, conforme Tabela 2.1.3. Esse comportamento diferenciado no ingresso dos capitais pode estar indicando a influência das condições econômicas e políticas específicas de cada economia. Fernandez-Arias e Montiel (1995), o ingresso de capital externo concentrou-se nos países grandes de cada região em sua maioria. Durante o período de 1985 a metade de 1993, 85% dos fluxos de portfólio para o leste da Ásia foram explicados pela China, Indonésia, Coreia e Tailândia. Enquanto, na América Latina, 95% dos fluxos de portfólio no mesmo período foram explicados pela Argentina, Brasil, México e Venezuela.

Tabela 2.1.3 Indicadores dos fluxos de entrada de capitais para alguns países selecionados da América Latina. 1988-1994.

Países da América Latina	Episódio de fluxo de entrada de capitais renovados**	Fluxo acumulado em razão do PIB no fim do período.	Mudança acumulativa do primeiro ano do fluxo até dez./94		Média anual do primeiro ano de entrada de capital até 1994	
			Reservas (US\$ bilhões)	Taxa de câmbio efetiva real (%)*	Saldo da conta de capital em % do PIB	Déficit da conta corrente em % do PIB
Argentina ^a	1991-94	9,7	10,2	20,1	4,4	3,1
Brasil ^b	1992-95	9,4	26,9	57,9	2,0	0,2
Chile ^c	1989-95	25,8	9,5	13,5	5,5	1,8
Colômbia ^d	1992-95	16,2	3,5	37,1	2,8	4,2
México ^e	1989-94	27,1	0,8	23,4	5,7	6,8

Fonte: International Financial Statistics (1994); World Economic Outlook (1997).

Nota: As observações referem-se aos planos de estabilização econômica implementados por cada país: (a) A Argentina com o Plano de Convertibilidade em 1991; (b) O Brasil com o Plano Real em 1994, (c) o Chile com o Programa Tablita em 1978, (d) A Colômbia com programas entre 1985-86 e (e) O México com plano de estabilização em 1987. (*) A taxa de câmbio está definida como o preço da moeda doméstica em termos da moeda internacional. Dessa forma, um aumento no índice da taxa de câmbio corresponde a uma apreciação. (**) Refere-se ao período em que o país recuperou o acesso ao mercado de capitais internacionais e, portanto, experienciou um grande volume de entrada de capitais externos.

De fato, a crise monetária do México, em março de 1994, estimulou o surgimento de dúvidas e questionamentos quanto à retomada dos capitais. Isso se acentua principalmente devido ao fato que o México tinha já implementado reformas dirigidas à

abertura comercial, à redução dos controles de capitais, ao processo de privatização de empresas estatais. Dessa forma, a crise mexicana parece mostrar a existência de vulnerabilidades dos países importadores de capitais às acentuadas reversões nos fluxos.

Desagregando os fluxos de capital nas categorias de investimento direto estrangeiro, investimento em portfólio e outros investimentos, podem-se observar algumas tendências relevantes⁸. De forma geral, observa-se que o volume dos três tipos de fluxos de capitais acentuaram em direção a América Latina a partir do início da década de noventa, conforme Figura 2.1.4. A experiência recente mostra que existiu uma mudança em favor dos instrumentos de aquisição, tanto diretos como em carteira. Sendo que o investimento direto estrangeiro se destaca pelo seu crescimento contínuo em toda a década, apenas revertendo a tendência em 1999.

Uma evidência interessante é que o grande de fluxo de entrada de capital entre 1990-94 foi composto pelos fluxos de portfólio. Segundo Edwards (1998b), o investimento de portfólio é um fenômeno relativamente novo nos países da região. Até o final da década de oitenta, a maioria dos fluxos de capitais - que se destinavam para essa região - era constituída por empréstimos bancários – os quais podem ser agrupados na categoria outros investimentos - passando os investimentos em carteira para ser a forma dominante de fluxo na região a partir de 1991⁹.

⁸ Os investimentos direto estrangeiros refletem compromissos de longo prazo em favor do país receptor. Os investimentos em carteira envolvem, de forma geral, os movimentos em carteira de ações e títulos de dívida. A classificação outros investimentos é definida de forma mais ampla e cobre os créditos comerciais de curto e de longo prazo, empréstimos de curto e de longo prazo, incluindo empréstimos oficiais bilaterais e multilaterais - como o uso de créditos do FMI e de empréstimos do FMI – moedas e depósitos e outras contas. Os empréstimos bancários estão inclusos na categoria outros investimentos.

⁹ Informações mais detalhadas sobre a evolução desses fluxos podem ser obtidas através da Tabela A.1 no Anexo A.

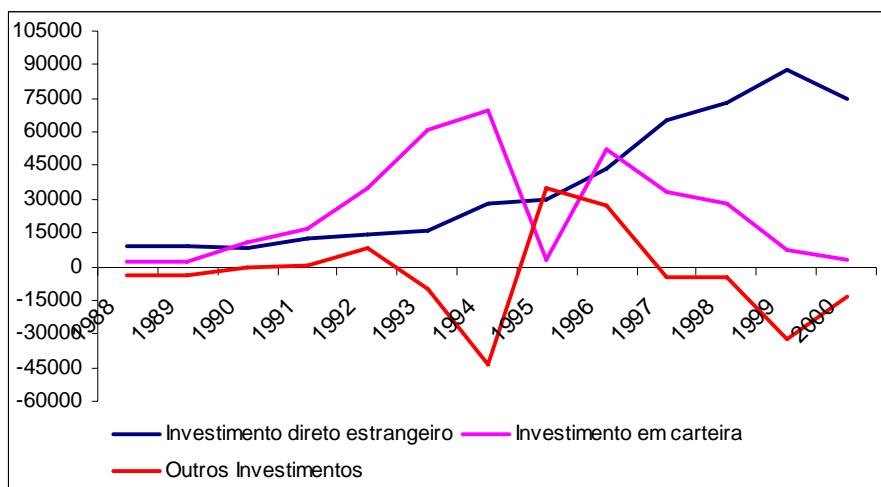


Figura 2.1.4 Composição dos fluxos de capitais dos países da América Latina. 1988 a 2000. (milhões de dólares)

Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

Na América Latina, os fluxos de portfólio explicam grande parte do ingresso de capitais, enquanto no leste da Ásia, os investimentos diretos foram mais relevantes. Segundo Calvo, Leiderman e Reinhart (1993), cerca de 44% do aumento nos fluxos de capitais foram na forma de investimento direto no leste da Ásia, enquanto que esse tipo de fluxo correspondeu a 17% na América Latina.

Algumas diferenças também podem ser observadas entre alguns países latino-americanos, conforme Figura 2.1.5¹⁰. Especificamente, o investimento em portfólio e o investimento direto estrangeiro mostraram um comportamento diferenciado entre as economias latino-americanas. Os fluxos de capitais de portfólio foram dominantes no México e na Argentina. Volumes substanciais de capital de portfólio ingressaram no México entre 1990 e 1995 e na Argentina entre 1992 e 1994. Enquanto que os fluxos de investimentos diretos mostraram-se crescentes continuamente durante os anos noventa, acentuando-se no final da década. O Chile é um exemplo em que os fluxos de capital para investimentos diretos excederam os fluxos de portfólio, principalmente, a partir de 1992. No Chile, na Colômbia e no Peru, esses fundos na sua maioria são dirigidos aos setores

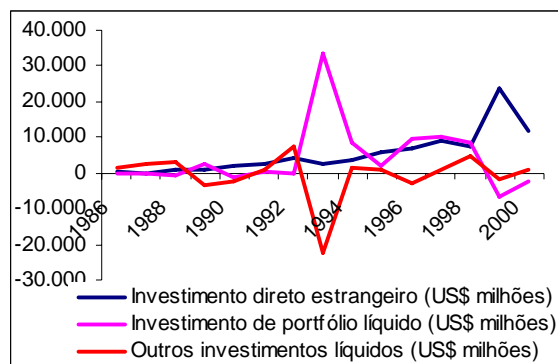
¹⁰ A evolução dos fluxos de investimentos diretos, em carteira e outros para Bolívia, Paraguai e Uruguai pode ser observada na Figura A.2 do Anexo A.

intensivos em recurso naturais, a exemplo, mineração no Chile e no Peru e petróleo na Colômbia.

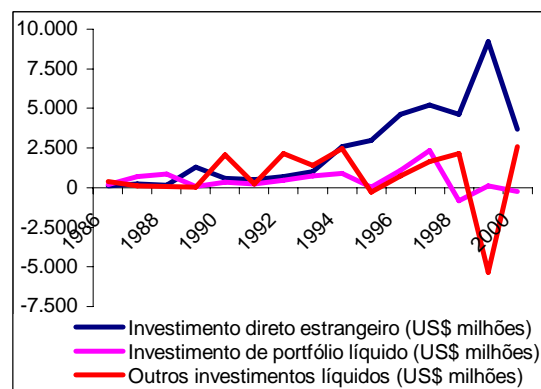
Fernandez-Arias e Montiel (1995) mostram que houve uma mudança na destinação setorial dos fluxos de capitais recente. Sendo difícil o acesso a informações de distribuição setorial mais detalhada, os autores calculam a proporção do capital estrangeiro privado de longo prazo investido no setor privado (excluindo os investimentos garantidos pelo governo) e no setor público. Os resultados indicaram que houve uma mudança da composição setorial entre o episódio recente (1990-93) e os períodos de crise de dívida (1982-89) e o anterior a crise (1978-81), onde os investimentos dirigiram-se mais para o setor privado no início dos anos noventa.

Outra evidência importante é o declínio substancial dos fluxos de capital de instituições oficiais – unilateral e multilateral. Esse tipo de fluxo se acentuou em momentos discretos no tempo, por exemplo, nos momentos onde os países em crise monetária necessitaram de ajuda financeira. Isso expressa o que a literatura pertinente classifica o papel das instituições oficiais como prestador de última instância. Ou seja, isso pode estar refletindo que essas instituições deixaram de ser o maior provedor de capitais externos para fornecer fundos de estabilização. Apesar da categoria de fluxo outros investimentos ter uma definição maior que os recursos oficiais, a Figura 2.1.4 pode ser um indicador de um aumento discreto dos fundos institucionais mais a ajuda financeira do governo dos Estados Unidos, devido à crise mexicana no final de 1994.

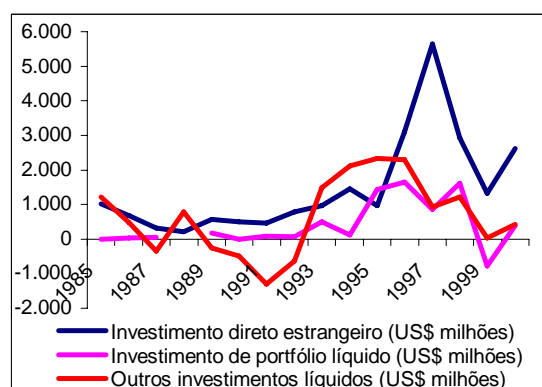
Argentina



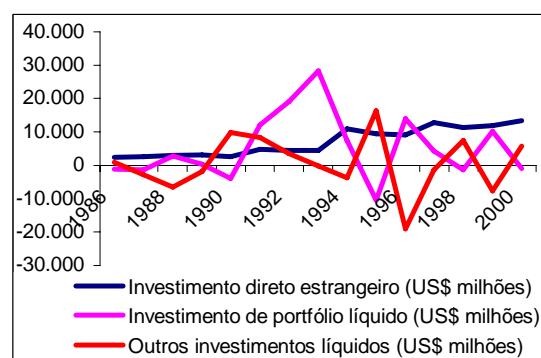
Chile



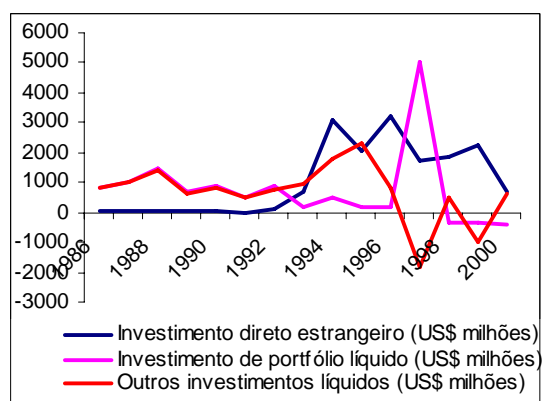
Colômbia



México



Peru



Venezuela

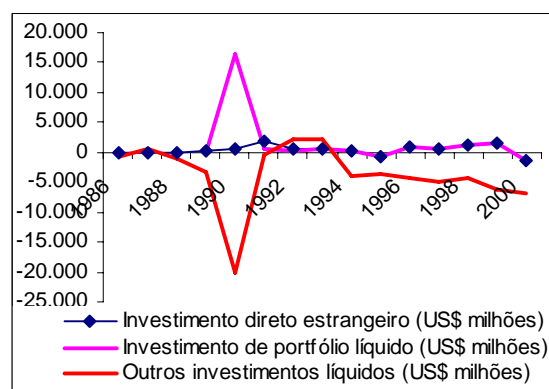


Figura 2.1.5 Evolução do investimento de portfólio líquido de países latino-americanos. 1986 a 2000. (em milhões de dólares)

Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

As crises financeiras recentes influenciaram fortemente o declínio nos fluxos de capital líquido de longo prazo para os países em desenvolvimento. A magnitude dos fluxos de longo prazo foi em 1999 cerca de US\$ 291 bilhões, ou seja, cerca de \$28 bilhões abaixo do nível de 1998 e US\$ 53 bilhões abaixo do nível de 1997 – este último ano apresentou o maior volume desse tipo de fluxo durante a década de noventa. Esse declínio nos fluxos de longo prazo pode ser atribuído à redução no financiamento externo por endividamento (fluxo de dívida) do que pelo financiamento por aquisição (investimento direto). Conforme a Tabela 2.1.4, o fluxo de dívida em 1997 foi de US\$ 103 bilhões, enquanto que tal fluxo foi de US\$19 bilhões em 1999. Isso pode estar refletindo uma mudança abrupta nos empréstimos dos bancos internacionais e uma queda menos acentuada nos fluxos de títulos entre 1998-99¹¹.

Tabela 2.1.4 Fluxos de recursos líquidos de longo prazo para os países em desenvolvimento, 1990-99 (bilhões de US\$ dólares)

	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999
Total	98,5	124,0	153,7	219,2	220,4	257,2	313,1	343,7	318,3	290,7
Fluxos Oficiais	55,9	62,3	54,0	53,4	45,9	53,9	31,0	39,9	50,6	52,0
Fluxo Privado:	42,6	61,6	99,7	165,8	174,5	203,3	282,1	303,9	267,7	238,7
<i>→Mercado de capitais internacional:</i>	18,5	26,4	52,2	99,8	85,7	98,3	151,3	133,6	96,8	46,7
- Fluxo de dívida:	15,7	18,8	38,1	48,8	50,5	62,2	102,1	103,4	81,2	19,1
Empréstimos de bancos	3,2	5,0	16,4	3,5	8,8	30,4	37,5	51,6	44,6	-11,4
Títulos	1,2	10,9	11,1	36,6	38,2	30,8	62,4	48,9	39,7	25,0
Outros	11,3	2,8	10,7	8,7	3,5	1,0	2,2	3,0	-3,1	5,5
- Ações	2,8	7,6	14,1	51,0	35,2	36,1	49,2	30,2	15,6	27,6
<i>→Investimento direto estrangeiro</i>	24,1	35,3	47,5	66,0	88,8	105,0	130,8	170,3	170,9	192,0

Fonte: Global Development Finance, 2000¹².

Os fluxos oficiais aumentaram mais a partir de 1998, quando grandes pacotes de financiamento foram concedidos aos vários países em crise. Já, os fluxos de investimento direto estrangeiros estabilizaram-se em 1998 e aumentou em US\$ 21 bilhões em 1999. Ao mesmo tempo os fluxos de capitais curto prazo continuaram a declinar com as crises

¹¹ Segundo o Global Development Finance (2000), os fluxos de capital líquido privado foram, em média, apenas \$11 bilhões no primeiro trimestre de 1999 - período que coincidiu com a grande desvalorização brasileira. Entretanto, o desempenho desse fluxo foi melhor do que o último trimestre de 1998, depois da crise da Rússia. Ao longo de todo o ano de 1999, os fluxos começaram a se recuperar lentamente, ficando 14% abaixo do nível de 1998 e correspondendo a metade do fluxo de 1997.

¹² Os fluxos de recursos líquidos são definidos como as transações líquidas do passivo ou maturidade maior de um ano. Embora, a República da Coreia é um país de renda alta, ela está incluída no agregado de país em desenvolvimento desde que é tomador de empréstimos do Banco Mundial.

financeiras. O fluxo de saída da dívida de curto prazo dos países em desenvolvimento foi de US\$ 24 bilhões em 1999, depois de uma saída de US\$ 31 bilhões em 1998. No leste da Ásia, o fluxo de saída de curto prazo tem somado US\$ 54 bilhões entre 1998-99 e na América Latina US\$ 20 bilhões, segundo *Global Development Finance*, 2000.

Entretanto, o comportamento dos investidores internacionais diferiu entre os países, quando decidiram retirar suas aplicações nos mercados emergentes, em 1999. Os investidores continuaram a retirar dos países devedores mais arriscados, incluindo os países que enfrentavam a crise financeira e, particularmente, aqueles que enfrentavam dificuldades macroeconômicas e desafios políticos. Contudo, à medida que os países se recuperavam, havia um melhoramento no acesso ao mercado de capitais. Em 1999, o fluxo de capitais privado bruto para os países do leste da Ásia (incluindo a Indonésia, a Coreia, a Malásia e a Tailândia) aumentou marginalmente para US\$ 29 bilhões, comparando-se com o fluxo de US\$ 71 bilhões, em 1997. A queda desses fluxos para os quatro países acima explicou aproximadamente um quarto da redução total para os mercados emergentes entre 1997-99. Já, o fluxo de capitais privado para a América Latina e para os países em desenvolvimento da Europa e Ásia central permaneceu alto ao longo da primeira metade de 1998, em seguida declinou devido à moratória da dívida da Rússia. Embora, a taxa de declínio dos fluxos de longo prazo tenha diminuído significativamente, vários países continuaram a ter dificuldades de obter recursos nos mercados de capitais internacionais.

O comportamento relativamente mais contínuo dos fluxos de investimento direto estrangeiro pode ser particularmente atribuído ao fato de que esse tipo de investimento é mais sensível às tendências de crescimento de longo prazo do que às mudanças de curto-prazo nos retornos financeiros. Os fluxos de investimento direto estrangeiro são também determinados pelo acesso aos recursos naturais e ao capital humano, os quais não são imediatamente afetados pelas crises. Além disso, as depreciações monetárias nos países em crise reduziram os custos de produção e os valores dos ativos em termos da moeda estrangeira. Isso juntamente com as oportunidades lucrativas de reestruturação corporativas através de fusões e aquisições, fornecem incentivos adicionais aos investidores estrangeiros. Contudo, os fluxos de investimento direto estrangeiro estão

também sujeitos à diminuição ou à reversão, devido aos eventos que expressem dificuldades econômicas, ou seja, um aumento na incerteza pode ocasionar redução nos novos compromissos de longo prazo.

Desde a metade dos anos noventa, o investimento direto estrangeiro tornou-se um grande componente do financiamento externo para os países em desenvolvimento. Seu crescimento tem sido estimulado pelo processo de liberalização econômica de muitas economias em desenvolvimento e pelo crescimento do comércio e do produto global em um contexto de queda rápida dos custos com transporte e comunicações. A proporção dos países em desenvolvimento no fluxo global de investimento direto estrangeiro cresceu rapidamente nos anos 1990, de 24% em 1991 para 36% em 1997 e declinando para 25% em 1998. O investimento direto estrangeiro mostra um papel importante no crescimento econômico do país por causa das externalidades positivas da tecnologia, do treinamento, do aumento na competição doméstica e do aumento nas exportações.

O problema de administração dos fluxos de entrada de capital tornou-se mais acentuado em decorrência dos impactos econômicos sobre as economias que experienciaram esse grande volume de capital. A literatura pertinente aponta alguns desenvolvimentos importantes com a experiência dos fluxos de capitais no final da década de 70 e início dos anos 80. Primeiramente, ressaltam-se as apreciações na taxa de câmbio real que ocorreram na maioria dos países importadores de capitais, dessa forma, reduzindo a competitividade das exportações domésticas. Segundo, refere-se às reduções na poupança doméstica que foram mais que compensadas pelo aumento do investimento e do consumo nacionais. Além disso, a literatura ressalta que os fluxos de capitais externos foram canalizados para financiar investimentos, às vezes, de qualidade duvidosa. Por fim, argumenta-se que a maioria dos fundos foi intermediada por um sistema bancário com pouca supervisão.

Dessa forma, um dos efeitos da retomada do capital internacional na década de noventa está sobre a evolução das reservas internacionais. Uma proporção substancial do capital internacional - que se dirigiram para os países em desenvolvimento - foi canalizada

para acumulação de reservas internacionais. Segundo Calvo, Leiderman e Reinhart (1996), essa proporção dos fluxos destinados às reservas foi de 59% na Ásia e 35% na América Latina, entre os anos de 1990 e 1994. Essas duas regiões têm acumulado aproximadamente US\$ 209 bilhões de reservas internacionais durante os primeiros cinco anos da década. No final dos anos noventa, observa-se que a acumulação de reservas estrangeiras na América Latina tem decrescido, principalmente, a partir de 1997. O ano de 1996 apresentou um pico nas reservas internacionais acumuladas, porém, em seguida, as reservas começaram a diminuir até 2000. Os períodos de perdas de reservas coincidem com os períodos de crise monetária e financeira da década de noventa, conforme Figura 2.1.6¹³.

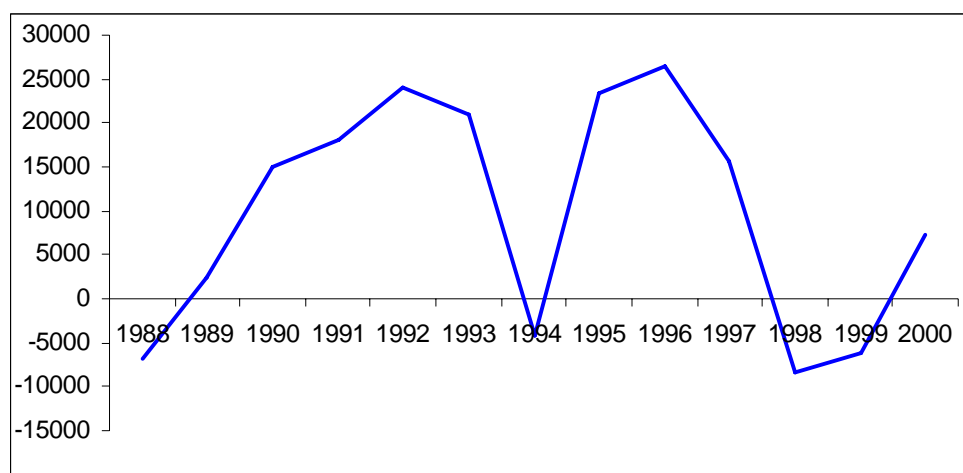


Figura 2.1.6. Variações nas reservas internacionais da América Latina. 1988-2000 (milhões de dólares).

Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

Os fluxos de entrada de capital têm sido associados aos aumentos nos déficits da conta corrente da maioria dos países em desenvolvimento. Calvo, Leiderman e Reinhart (1996) argumentam que esses aumentos nos déficits da conta corrente foram acompanhados por aumentos no investimento nacional e reduções na poupança doméstica desses países. Os investimentos aumentaram na maioria dos países entre 1990 e 1994, enquanto as taxas de poupança declinaram na grande maioria. A América Latina apresenta um nível inferior de poupança relativo aos países do leste da Ásia. Em média, a poupança na região é cerca

¹³ Discussões mais abrangentes sobre os efeitos dos fluxos de capitais sobre as economias podem ser obtidas nos estudos de Calvo, Leiderman e Reinhart (1993;1994), Fernandez-Arias (2000), Khan e Reinhart (1995), Montiel (1995), Montiel e Reinhart (1997) e Schadler et al. (1993), *inter alia*.

de 19% do PIB na América Latina e cerca de 32% do PIB na região da Ásia. O estudo de Edwards (1996), que analisa a extensão do impacto do fluxo de capital sobre a poupança nacional - ou, mais especificamente, sobre os conseqüentes déficits na conta corrente, nos países latino-americanos mostra que um aumento de 1% na razão conta corrente/PIB está associado a um declínio de 0,2% na razão poupança privada/PIB.

Essas economias também mostraram períodos de explosão no consumo privado. Esse comportamento do consumo privado foi fortemente acentuado pelos programas de estabilização econômica baseados na taxa de câmbio como âncora nominal, que alguns países da América Latina – como México, Argentina, Brasil e Colômbia - implementaram no início da década de noventa. O aumento no volume de importação nesses países durante esse período sugere um aumento no consumo privado altamente ligado ao aumento nas importações de bens duráveis.

Uma conseqüência relevante dos episódios de grande entrada de capital é o crescimento mais rápido da oferta monetária, devido tanto à aceleração na atividade econômica, bem como à redução no custo de oportunidade de manter moeda. Vários países têm demonstrado que é possível no curto prazo o banco central controlar a aceleração no crescimento da oferta de moeda. De fato, a diferença entre os países relativa às pressões na oferta monetária está no grau de esterilização dos fluxos de capital e na extensão em que as autoridades monetárias estão dispostas a permitir mudanças na taxa de câmbio. Há duas formas básicas de lidar com essas pressões: i) pode-se evitar a intervenção no mercado de câmbio e, portanto, permitir a taxa de câmbio apreciar-se em resposta a maior demanda dos ativos financeiros domésticos e ii) alternativamente, pode-se intervir no mercado de câmbio e, para compensar o efeito sobre a liquidez doméstica, o banco central pode vender ativos domésticos, ou seja, o banco central esteriliza os fluxos de entrada de capitais externos.

Outra implicação dos surtos de entrada de capitais internacionais é as apreciações da taxa de câmbio real ocorridas nos países receptores de capitais externos. Segundo Calvo, Leiderman e Reinhart (1993), as apreciações cambiais reais não são fenômenos novos nos países da América Latina. No final dos anos setenta até início dos anos oitenta, os países

latino-americanos presenciaram um novo ciclo de abundância de capitais internacionais voluntários. Nesse período, as taxas de câmbio real da maioria dos países da região foram apreciadas. De fato, uma característica empírica relevante é uma volatilidade grande das taxas de câmbio reais da América Latina relativamente às outras regiões. Em geral, as apreciações cambiais ocorridas nos episódios de grande entrada de capitais foram revertidas em grandes depreciações cambiais e em crises – de dívida externa nos anos oitenta e monetária e financeira nos anos noventa - após as reversões desses fluxos.

A Figura 2.1.7 mostra a evolução do índice da taxa de câmbio efetiva real para alguns países selecionados da América Latina no período de 1978 a 2003¹⁴. Um aumento no índice representa uma depreciação real e, portanto, um aumento da competitividade internacional do comércio externo. Observa-se que as taxas de câmbio mostraram-se mais depreciadas na maioria dos anos oitenta relativamente à década seguinte. Como já mencionado acima, os países latino-americanos sofreram grandes crises de dívida, déficits fiscais e do balanço de pagamentos profundos, altas taxas de inflação e, principalmente, reversões nos fluxos de entrada de capital bem como restrição no acesso ao financiamento externo. Com a recuperação do acesso aos mercados de capitais internacionais entre o final da década de oitenta e a primeira metade dos anos noventa, as taxas de câmbio sofreram grandes apreciações, principalmente, devido aos planos de estabilização bem sucedidos nessas economias. Por fim, é possível observar que a tendência de apreciação vem se transformando em depreciações a partir do final dos anos noventa, acentuando-se nos anos de 2001 e 2002¹⁵.

¹⁴ O índice de taxa de câmbio efetiva real corresponde a uma média de índices de taxa de câmbio real da moeda de cada país relativo às moedas dos principais parceiros comerciais, ponderados pela importância relativa das exportações dos países. Um aumento no índice indica desvalorizações, enquanto diminuições representam valorizações cambiais conforme o ano base de 1990.

¹⁵ O índice da taxa de câmbio efetiva real para os demais países mencionados da América Latina encontra-se na Figura A.3 do Anexo A.

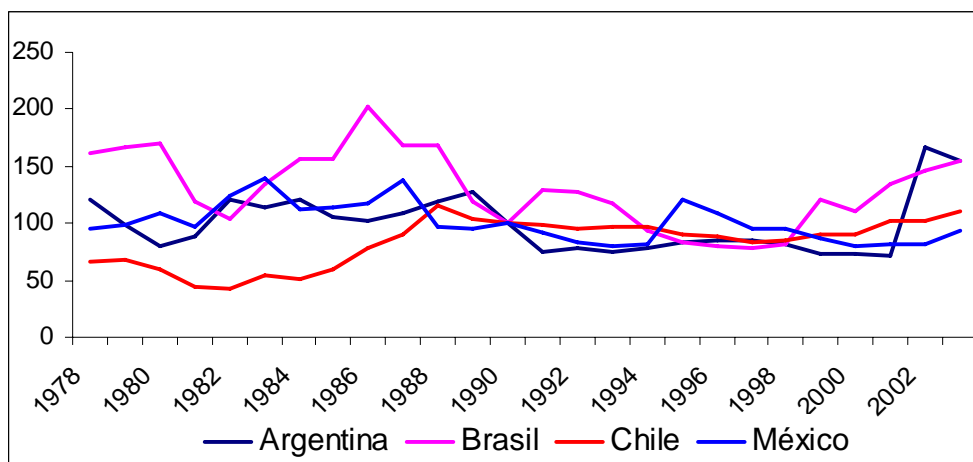


Figura 2.1.7: Índice da taxa de câmbio efetiva real para países selecionados da América Latina. 1978 a 2003. (1990=100)

Fonte: CEPAL, 1984 a 2003.

O estudo de Edwards (1998b) procura verificar a existência de um suporte empírico da relação entre os fluxos de entrada de capital e a taxa de câmbio real em quatro países da América Latina – a saber, Argentina, Brasil, Chile, México e Peru – entre 1970 e 1997. Os resultados apontaram uma relação negativa entre os fluxos de entrada de capitais e as variações na taxa de câmbio real. Tanto através de coeficientes de correlações e de testes de causalidade entre essas duas variáveis, os resultados podem estar indicando que a onda recente nos fluxos de capitais tem sido parcialmente responsável na geração de perdas de competitividade internacional. O autor acima ainda estima um modelo de vetores autorregressivos (VAR) para a mesma amostra de países e período de tempo, o autor verificou como a taxa de câmbio real reage aos choques nos fluxos de capitais internacionais. Os resultados mostraram que um choque positivo nos fluxos de capital gerou uma apreciação cambial real, conforme a relação negativa entre as variáveis, prevista pela teoria. Um aspecto interessante é que a magnitude e a dinâmica das respostas variaram entre os países. O impacto do choque sobre a taxa de câmbio real foi de ordem pequena, variando de 4% na Argentina a 0,8% no Chile e no Brasil em resposta de um choque de desvio padrão igual a um nos fluxos de entrada de capital.

Tanto os desenvolvimentos nas condições internas como nas condições externas podem afetar o equilíbrio da conta corrente. O comportamento dos fluxos de capitais externos depende, entre outras coisas, do comportamento da demanda estrangeira de ativos domésticos. De uma forma geral, a disponibilidade dos investidores estrangeiros de manter ativos domésticos varia ao longo do tempo e dependerá dos diferenciais de juros, da percepção com relação ao risco país e ao risco cambial, do grau de mobilidade de capital, da estabilidade econômica e política entre outros fatores. Além disso, Calvo e Mendoza (1996) argumentaram que grandes volumes de capitais são possíveis deslocarem-se entre países devido aos rumores, quando o custo de obter informações é bastante elevado. Os autores estimaram que uma crença na mudança dos retornos dos ativos domésticos em 0,5% poderia resultar em movimentos de saída de capitais de aproximadamente US\$ 14 bilhões no caso do México.

As distorções causadas pelos grandes fluxos de entrada de capitais têm exigido um conjunto de políticas a fim de amenizar os efeitos sobre os fundamentos macroeconômicos. Segundo Edwards (1998 a, b), grande parte dos países da América Latina tem implementado basicamente três abordagens para a administração desses fluxos: i) a imposição de alguma forma de controle de capital que tem por objetivo reduzir a velocidade de entrada ou de saída e a composição desses fundos no país; ii) a prática de intervenção no mercado de câmbio seguida de uma esterilização com o objetivo de reduzir o impacto sobre a oferta monetária e, portanto, limitando os efeitos inflacionários e iii) um aumento na flexibilidade do sistema cambial ou mesmo uma mudança para o sistema flutuação administrada da taxa de câmbio.

A intervenção esterilizada tem sido um tipo de política muito utilizada para controlar os efeitos das grandes entradas de capital nos países da América Latina e da Ásia. Essa política tem o objetivo de regular a oferta monetária e conter as pressões na taxa de câmbio de forma a manter sob controle sobre o processo inflacionário e as apreciações da taxa de câmbio¹⁶.

¹⁶ Calvo (1991) discute a questão da intervenção esterilizada dos fluxos de capitais em produzir perdas de credibilidade, principalmente, quando o país está em processo de estabilização da economia.

Segundo Calvo, Leiderman e Reinhart (1996), é possível manter essa política por um prazo curto de tempo, devido aos custos elevados. A maioria dos países mantém uma taxa de juros doméstica relativamente superior à taxa internacional estimulando a atratividade de mais recursos externos para a economia. Dessa forma, a intervenção esterilizada evitará o diferencial de juros diminuir e, portanto, induzindo ainda mais a entrada de capital. Além disso, como a esterilização dos fluxos envolve um crescimento na oferta de títulos públicos para compensar as variações nas reservas, isso acarretará em um aumento na dívida pública. Eventualmente, a literatura pertinente alerta ao perigo que essa política poderia incorrer no enfraquecimento da credibilidade do governo aumentando as expectativas de redução da capacidade de pagamento, quando a dívida pública atinge proporções muito elevadas. Por fim, o rendimento que o banco central obtém de suas reservas internacionais mantidas em títulos internacionais é inferior aos rendimentos que o mesmo tem que pagar domesticamente devido às taxas de juros oferecidas pelos títulos domésticos serem maiores.

A análise dos fluxos de entrada de capital permitiu verificar a importância dos investimentos de portfólio na composição dos fluxos. Os investimentos diretos cresceram continuamente na região, apesar dos efeitos transbordamento das crises monetárias e financeiras da década de noventa. A intensidade do fluxo de capital privado estrangeiro se diferenciou entre as economias latino-americanas. Por fim, há evidências de ocorrência dos impactos esperados pela teoria dos fluxos de entrada de capitais substanciais em uma economia, tais como: acumulação de reservas, apreciação cambial, deterioração da conta corrente e intervenção esterilizada dos fluxos. Portanto, na seção 2.1, realizou-se uma abordagem do ingresso de capitais estrangeiros em algumas economias latino-americanas, observando a magnitude, a composição e seus impactos sob a economia. A seção 2.2 continua a análise do influxo de capital estrangeiro, focalizando nos principais fatores apontados pela literatura, que estimularam os investidores externos a redirecionarem seus capitais financeiros para os países latino-americanos.

2.2 Fatores determinantes do fluxo de entrada de capitais externos em países em desenvolvimento no início da década de noventa.

Na década de noventa, o ingresso substancial de capital externo ocorreu em um ambiente internacional diferente relativo ao episódio de entrada de capitais entre o final da década de setenta até a crise de dívida externa em 1982. Houve mudanças no ambiente macroeconômico e regulatório nos países industriais e nos países em desenvolvimento. Além disso, os países industriais tiveram um crescimento lento no período de 1989 a 1993. A taxa de crescimento do PIB real dos países do G7 foi 4,4% em 1988, declinando para 2,8% e 1,1% nos períodos de 1989-90 e de 1991-93, respectivamente.

Particularmente, a política monetária dos Estados Unidos assumiu uma trajetória de queda nas taxas de juros nominal e real entre 1989 e 1993. A taxa de juros nominal de curto prazo atingiu o nível de 9,1% em 1989, reduzindo-se para 3,2% em 1993. A queda na taxa de juros dos Estados Unidos a partir de 1989 para níveis menores desde o início de 1960 forneceu um poderoso incentivo para repatriação do capital mantido no sistema financeiro dos Estados Unidos. Também, os agentes dos países em desenvolvimento tiveram mais incentivos a demandar recursos financeiros internacionais. Da mesma forma, o declínio nas taxas de juros internacionais tem melhorado a solvência dos países devedores da América Latina, pois reduziu o serviço da dívida externa de obrigações à taxa flutuante. Igualmente, a seqüência de acordos de reestruturação da dívida externa dos países latino-americanos com os bancos comerciais internacionais possibilitou a continuidade dos pagamentos das dívidas, conseqüentemente, aumentando a credibilidade e tornando mais atraente a entrada de novos fluxos de dívida privada na região.

Outro aspecto relevante é a abertura dos mercados financeiros internacionais nos países industriais. A liberalização dos mercados de capitais internacionais tem tornado mais fácil o acesso dos investidores dos países em desenvolvimento aos investimentos externos. As inovações nas transações financeiras facilitaram a diversificação das carteiras de ativos. De fato, o rápido crescimento de instrumentos financeiros *via-à-vis* os empréstimos bancários e o papel crescente dos investidores institucionais (*e.g.*, fundos de pensão, fundos

mútuos e seguros) no mercado de capital mundial têm conduzido a uma maior diversificação financeira. Em resumo, esses fatos externos podem ter estimulado os fluxos de entrada de capital estrangeiro nos países em desenvolvimento a partir da década de 90.

Apesar da tendência de abertura financeira, os países em desenvolvimento e, em especial, os países da América Latina possuem taxas de juros domésticas em níveis relativamente mais elevados por uma série de razões de âmbito interno. Os diferenciais entre a taxa de juros doméstica e a taxa de juros internacional podem ter estimulado os investidores internacionais a direcionarem seus fundos para essas economias. Da mesma forma, alguns países da América Latina – por exemplo, Argentina, Chile, Brasil e México – realizaram reformas econômicas a partir do final da década de oitenta e início da década seguinte. Essas reformas abrangeram programas de estabilização econômica para conter o processo inflacionário e políticas voltadas à abertura comercial e à liberalização dos movimentos de capital financeiro estrangeiro.

Os estudos de Calvo, Leiderman e Reinhart (1993 e 1996) e Chuhan, Clasessens e Mamingi (1993) argumentam que os fundamentos econômicos dos países em desenvolvimento foram tão importantes como os fatores cíclicos internacionais para explicar os fluxos de entrada de capital estrangeiro na América Latina. Larrain, Laban e Chumacero (1997) argumentam que os diferenciais de juros mostraram um papel importante na determinação dos fluxos de capitais de curto prazo no Chile, mas deixam de ser relevantes na determinação dos fluxos de capitais de longo prazo. Esses últimos foram mais afetados pelas variáveis estruturais de longo prazo e pelas reformas implementadas.

A maioria dos estudos não tem dado um tratamento abrangente sobre os fatores explicativos dos fluxos, focalizando na abordagem *push* – isto é, fatores externos - ou na abordagem *pull* – isto é, fatores domésticos. A sensibilidade dos fluxos de capitais tem sido examinada como função de fatores externos, tais como a taxa de juros internacional e a produção dos países industriais. O papel proeminente mostrado pelos fatores externos sugere que as economias - que vivenciam grande volume de entrada de capitais externos, principalmente, com dominância dos fluxos de portfólio – são mais vulneráveis às mudanças nas condições externas, ou seja, às grandes e rápidas reversões nos fluxos.

Embora, os fatores domésticos parecem ser importantes para atrair os fluxos de capitais, Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) argumentam que, isoladamente, esses fatores não conseguem explicar o comportamento recente, pois tais fluxos de capitais também se dirigiram para economias que não realizaram reformas. Além disso, o ingresso iniciou-se em alguns países em que as reformas já tinham sido implementadas. O estudo de Calvo, Leiderman e Reinhart (1993) procurou investigar co-movimentos entre as reservas internacionais e as taxas de câmbio real em uma amostra de dez países da América Latina no período de janeiro de 1988 a dezembro de 1991. Utilizando componentes principais para explicar a variância das séries originais, os resultados indicaram que o grau de co-movimentos entre os países aumentou do período 1988-89 para o período 1990-91 utilizando ambas as variáveis. Esse aumento na covariância entre as taxas de câmbio real e entre as reservas no período recente deve refletir efeitos de choques externos comuns à região. Por fim, realizaram um teste de causalidade entre a reserva internacional e a taxa de câmbio real para interações dinâmicas na região. Os resultados indicaram que a acumulação de reservas internacionais precedeu a apreciação cambial.

De fato, nem todos os países têm experimentado um ingresso de capitais, além de que tais ingressos não se realizaram apenas em os países que efetuaram ajustamento macroeconômico e reformas estruturais. Um exemplo é o caso do Peru e do Brasil os quais começaram a receber ingressos de capitais a partir de 1992, quando ambos os países ainda lidavam com sérios desequilíbrios macroeconômicos.

Porém, Schadler et al. (1993) apresentam argumentos favoráveis a uma visão *pull*, ou seja, determinantes domésticos dos fluxos de capitais. O primeiro argumento focaliza nos períodos em que ocorreram a redução na taxa de juros internacional e a entrada de capitais. Em muitas economias, o ingresso de capital foi mais substancial a partir do final dos anos oitenta ou a partir da segunda metade da década de noventa. O segundo argumento mostra que a entrada de capital variou em termos de persistência e de intensidade entre os países de forma que tal fato pode estar sugerindo que os investidores responderam às mudanças nos fatores específicos aos países ao longo do tempo. Por fim, os autores também

observaram que as “ondas” nos fluxos de capitais não foi universal em todos os países em desenvolvimento, de modo que os credores externos tem claramente exercido alguma discriminação para a alocação de seus recursos.

É importante ressaltar que as variáveis *push* são mais fáceis de serem medidas do que as variáveis que representam os efeitos *pull*. Na teoria, os fluxos de entrada de capitais são endógenos relativo a uma série ampla de políticas. Nenhum indicador possivelmente representaria unicamente o conjunto amplo de políticas com o mesmo grau de acerto que a taxa de juros externa representa as condições financeiras externas. Existe um número grande de determinantes potenciais dos fluxos de capitais, a exemplo, variáveis básicas da performance macroeconômica como a taxa de inflação, o déficit fiscal, a taxa de crescimento econômico, a taxa de juros doméstica, a taxa de juros estrangeira, a desvalorização cambial esperada. Entretanto, algumas variáveis são mais difíceis de serem observadas tanto por faltar informações ou dados amostrais com consistência temporal como pela dificuldade de medi-las e implementá-las. Exemplos são os indicadores de regimes cambiais, índices de restrições sobre o capital estrangeiro, indicadores de liberalização comercial, de abertura da conta de capital e de privatização, indicadores de qualidade institucional e da estrutura jurídica, indicadores de estabilidade de política e de segurança dos direitos de propriedades.

Em resumo, a combinação de uma taxa de juros internacional decrescente com a recessão nos países industriais podem ter tornado a taxa de retorno dos ativos nesses países (particularmente, os Estados Unidos) menos atrativas, produzindo um fluxo de saída de capital à medida que os investidores procuravam oportunidades de rendimentos mais elevados. Da mesma forma, a restauração da credibilidade dos países em desenvolvimento, principalmente, dos países latino-americanos, foi relevante para que os agentes desses países tivessem acesso à poupança externa privada. O capital estrangeiro pode ter ingressado inicialmente nos países em desenvolvimento em que a credibilidade não foi severamente prejudicada durante a década de oitenta (*e.g.*, os países do leste asiático que não sofreram com crise de dívida da década de oitenta). A renegociação da dívida externa com os credores externos dos países altamente endividados ampliou a extensão dos países

em que se observou uma entrada substancial de capital. Dessa maneira, existe uma variedade de razões para acreditar que fatores externos e internos mostraram suas influências sobre o comportamento do fluxo de entrada de capital. As influências de tais fatores podem variar em extensão e em relevância de uma economia para outra. A análise do comportamento dos fluxos de entrada de capitais no Brasil a partir de 1990 será apresentada, especificamente, nas seções 2.3. e 2.4. Dessa forma, a seção 2.3 tratará, mais especificamente, da experiência brasileira com o ingresso de capitais privado estrangeiros a partir de 1990. Enquanto, na seção 2.4, procurar-se-á fazer uma ligação entre as políticas econômicas adotadas e o comportamento da conta de capital do balanço de pagamentos brasileiro.

2.3 Evolução do fluxo de capital estrangeiro na economia brasileira a partir da década de noventa.

Durante os anos noventa, o Brasil vivenciou um ingresso substancial de capital financeiro internacional. Igualmente aos outros países em desenvolvimento, a entrada de grandes somas de capitais foi percebida de forma a marcar o término de uma década de empréstimos restritos, bem como a dar início à inovação no seu tratamento, com o objetivo de modificar o seu volume e a sua composição. Essa entrada de capitais pode ser observada através do comportamento do balanço de pagamentos, que passou a apresentar grandes superávits na conta de capital e financeira e, conseqüentemente, grandes déficits na conta corrente. A partir da segunda metade dos anos oitenta até 1991, o saldo da conta de capital em proporção ao PIB brasileiro foi cerca de 0,33%, passando para 3,16% entre 1992 e 1999 e 2,89 % nos últimos três anos¹⁷.

¹⁷ A partir de janeiro de 2001, o Banco Central do Brasil passou a divulgar o balanço de pagamentos de acordo com a metodologia contida na quinta edição do Manual de Balanço de Pagamentos do Fundo Monetário Internacional (BPM5). Uma das modificações foi a introdução da “conta financeira”, em substituição à antiga conta de capitais, para registrar as transações relativas à formação de ativos e passivos externos, como investimento direto, investimento em carteira, derivativos e outros investimentos. A conta financeira foi, portanto, estruturada de forma a evidenciar as transações ativas e passivas, as classes dos instrumentos financeiros de mercado e os prazos das transações. Para maiores detalhes das modificações, observar “Notas explicativas ao Balanço de Pagamentos” do Banco Central do Brasil”.

O capital internacional ingressou mais substancialmente no país a partir de 1992. Observando-se por meio do comportamento do saldo da conta financeira no período entre 1980 a 2003, verificou-se uma entrada líquida de capitais da ordem de US\$ 9,947 bilhões em 1992, atingindo um pico na magnitude desse fluxo de cerca de US\$ 33,968 bilhões em 1996. O volume de entrada de capital estrangeiro permaneceu elevado até 2001, reduzindo-se nos períodos de crise monetária externa e apenas atingindo um volume inferior ao do ano de 1992 em 2003, cerca de US\$ 5,543 bilhões. A Figura 2.3.1 mostra o comportamento da conta de capital, da conta corrente e das reservas internacionais entre o período de 1980 a 2003. O eixo vertical do lado esquerdo refere-se às duas primeiras contas do balanço de pagamentos, enquanto o eixo direito refere-se à escala das reservas internacionais. As reservas internacionais mostrada nessa figura é o conceito de liquidez internacional.

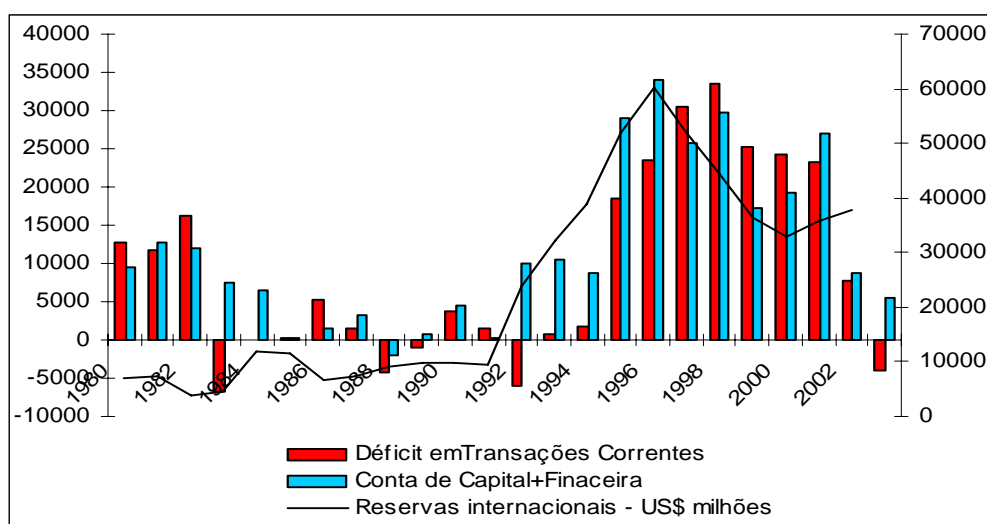


Figura 2.3.1 Evolução do saldo do balanço da conta de capital e financeira do Brasil. 1980 a 2003. (milhões de dólares)

Fonte: Banco Central do Brasil

Entretanto, observa-se que os ingressos de capitais externos no país tornaram-se mais acentuados a partir de 1995, devido ao crescimento no fluxo de capitais de curto prazo, o que, posteriormente, tem suas implicações sobre a condução da política cambial e monetária. Dessa forma, pode-se observar que o Brasil começou a superar a restrição ao

acesso dos mercados de capitais internacionais a partir de 1992, mas é a partir de 1995 que o fluxo de entrada de capitais tornou-se mais expressivo¹⁸.

Evidentemente, os superávits no saldo da conta financeira foram acompanhados por déficits na conta de transações correntes, conforme Figura 2.3.1. A literatura, que estuda os efeitos dos fluxos de entrada de capitais externos nos países em desenvolvimento, mostra que em grande parte dos países o saldo da conta de transações corrente tornou-se negativo. Grandes déficits em conta corrente podem tornar esses países vulneráveis aos ataques especulativos, principalmente, quando a dominância do fluxo for de investimentos de curto prazo. O Brasil passou a apresentar um crescimento acentuado nos déficits na conta corrente em 1993, porém se tornando mais pronunciado logo após a implementação do Plano Real. Segundo Pastore e Pinotti (1999), o governo acreditou que uma taxa de câmbio flutuante – vigente entre junho e dezembro de 1994 – combinado com juros mais elevados produziria uma valorização cambial que ajudaria a reduzir a inflação mais rapidamente e a aumentar a credibilidade do programa, juntamente, com a perspectiva de que os déficits moderados na conta corrente poderiam ser financiados pelo ingresso de capitais. Entretanto, os efeitos combinados da valorização cambial, da liberalização do comércio externo, iniciada em 1990, e do forte aquecimento do consumo não possibilitaram manter os déficits em transações correntes dentro de limites moderados.

Em 1995, o déficit de transações correntes foi cerca de US\$ 18,383 bilhões, atingindo um pico de aproximadamente de US\$ 33,415 bilhões em 1998. Com a mudança de regime cambial em 1999 e a desvalorização da taxa de câmbio, o déficit começou a reduzir, passando a apresentar um superávit em conta corrente no ano de 2003. Em termos da balança comercial, esta apresentou um saldo negativo durante todo o período de 1995 a 2000. O déficit na balança comercial em 1995 foi de US\$ 3,5 bilhões, apresentando uma

¹⁸ A transferência líquida de recursos para o Brasil tornou-se positiva a partir de 1992, porém de forma mais acentuada em 1995. Devido ao pagamento de dívidas da ordem de US\$14.253 milhões em 1992, os fluxos de entrada de capitais apresentaram-se mais acentuados a partir de 1995. Nesse último ano, cerca de US\$ 0,5 bilhões foram destinados para o pagamento de dívidas, entretanto, também apresentou um grande ingresso de capitais de curto prazo (US\$ 19.667 milhões), acarretando em uma transferência líquida de recursos do resto do mundo para o país substancial a partir desse ano. A transferência líquida de recursos é definida como o saldo da conta de capital mais o pagamento de juros mais os fluxos de obrigação de curto prazo.

deterioração da conta comercial até 1998 com um saldo de US\$ 6,6 bilhões, nesse último ano.

Observando-se a Figura 2.3.1, a acumulação nas reservas internacionais começou anteriormente ao Plano Real. O país começou a acumular cerca de US\$ 23,754 bilhões de reservas internacionais em 1992, alcançando um volume máximo em 1996, quando apresentou aproximadamente US\$ 60,110 bilhões em reservas internacionais. A partir de 1997, as reservas começaram a decrescer, quando o déficit da conta corrente ultrapassou o saldo da conta de capital e financeira. Já, a taxa de câmbio real efetiva apresentou-se valorizada em grande parte da década, principalmente, a partir do Plano Real, conforme Figura 2.3.2¹⁹. Devido ao comportamento da balança comercial, o governo buscou alternativas para ampliar a competitividade das exportações de forma a compensar a sobrevalorização do câmbio e assim preservar a política cambial. O agravamento do déficit comercial abre margem para especulação sobre uma desvalorização mais acelerada do real ou uma permanência da taxa de juros em níveis mais elevados. Dessa forma, aumentando a preocupação de garantir um fluxo de entrada de moeda estrangeira (em particular, o dólar) e de evitar a fuga de capitais externos.

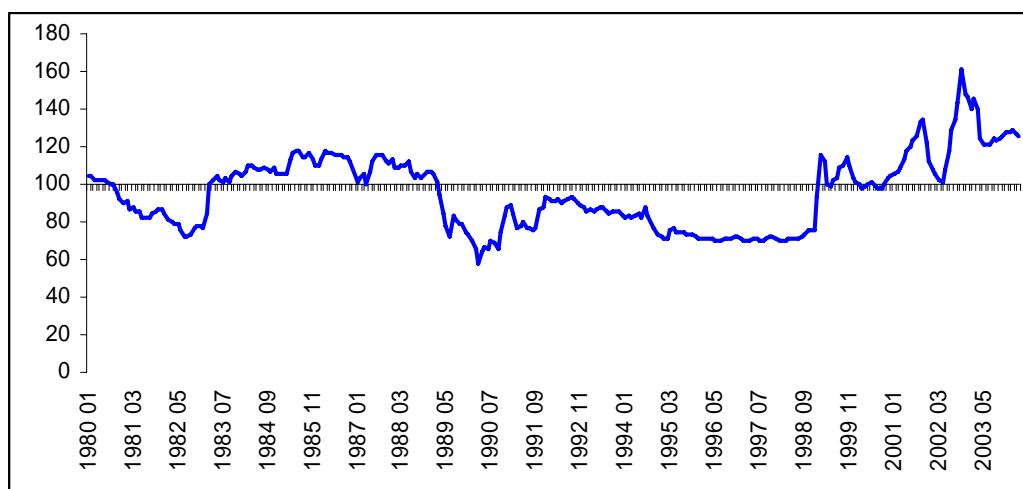


Figura 2.3.2 Índice da taxa de câmbio real efetiva. 1990 a 2004.

Fonte: Banco Central do Brasil

¹⁹ Para Pastore e Pinotti (1999), as diferenças no comportamento da taxa de câmbio real calculada com relação ao dólar ou com relação à cesta de moedas são muito pequenas. Dessa forma, para apenas demonstrar a evolução da taxa de câmbio real, utiliza-se a taxa de câmbio real efetiva.

De fato, a retomada de fundos externos para o país foi relevante para a acumulação de reservas internacionais. Sobretudo, o ingresso de capitais externos ganha ainda mais relevância, quando este vem financiar uma seqüência de déficits em conta corrente do balanço de pagamentos. O aumento da dependência de financiamento externo acarretou em algumas medidas tomadas pelo Banco Central com o objetivo de ampliar as captações externas, compensar o desequilíbrio da conta de transações correntes e permitir o Banco Central dar seqüência de queda na trajetória dos juros, o que asseguraria a continuidade de atração de capitais.

A partir de 1992, o fluxo de capital de portfólio tornou-se o tipo de investimento predominante. De fato, os fluxos de capital de portfólio ingressaram no país a partir do início da década, apresentando um volume extremamente elevado de capitais transacionados no ano de 1994, de cerca de US\$ 54 bilhões, conforme Figura 2.3.3. Em geral, o fluxo estrangeiro de capitais de portfólio foi o tipo dominante de fundos que se direcionaram para os países da América Latina na década de noventa. Esse tipo de capital no Brasil foi 0,07% do PIB no período entre 1982-91, passando para 3,17% do PIB entre 1992-99 e reduzindo-se para 0,4% do PIB entre o período de 2000 a 2003. Porém, a partir de 1995, o volume de investimentos direto passou a superar os ingressos de capitais de portfólio²⁰.

²⁰ Segundo as notas explicativas do balanço de pagamentos do Banco Central, a conta financeira é dividida nos seguintes grupos: i) investimentos diretos; ii) investimentos em portfólio e iii) outros investimentos. Os investimentos diretos constituem-se na participação no capital e empréstimos intercompanhias. Os investimentos em 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. Nessa última conta, está incluído o uso de crédito do FMI e os empréstimos do FMI.

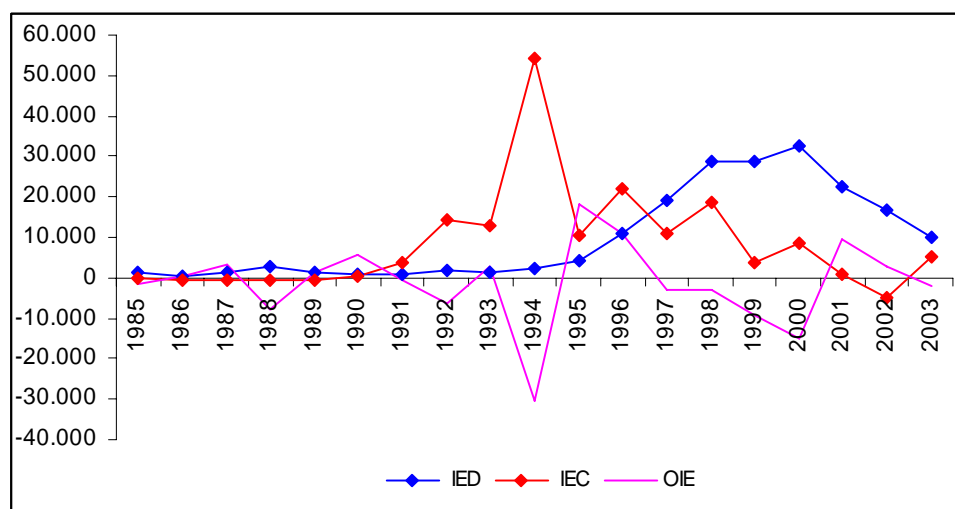


Figura 2.3.3 Investimentos estrangeiros no Brasil. 1980-2003 (milhões de dólares).

Fonte: Banco Central do Brasil.

Nota: IED refere-se aos investimentos estrangeiros diretos, IEC refere-se aos investimentos estrangeiros em portfólio e OIE refere-se aos outros investimentos estrangeiros.

Apesar do investimento estrangeiro direto ter sido em sua magnitude menor relativamente aos fluxos de portfólio, ele se mostrou continuamente crescente durante toda a década de noventa. As condições internas da economia brasileira ainda não eram muito atraentes para aplicar em investimentos com maior prazo de maturação. Esse tipo de fluxos ingressou mais acentuadamente a partir de 1995, quando grande parte da incerteza gerada pela instabilidade macroeconômica e a ameaça de hiperinflação foram controladas a partir do Plano Real, assim, reduzindo a percepção de risco na decisão do investidor, especialmente, nos projetos de maturidades mais longas. Assim como, o programa de privatização de empresas estatais propiciou ingressos substanciais de capitais externos.

A mudança no regime cambial e a retração da atividade em 1999 não alteraram a trajetória de investimentos de risco de longo prazo no país. Os investimentos estrangeiros diretos líquidos registraram seu maior valor histórico da ordem de US\$ 30 bilhões nesse ano. Salienta-se ainda que os investimentos em privatizações e concessões públicas somaram US\$ 8,8 bilhões, com destaque para os ingressos de US\$ 6,3 bilhões relativos à privatização da Telebrás, ocorrida em 1998.

Os investimentos diretos cresceram e ultrapassaram, em magnitude, os fluxos de portfólio a partir de 1996 que foi de aproximadamente US\$ 11 bilhões, atingindo um pico de aproximadamente US\$ 33 bilhões em 2000 e passando a declinar a partir desse ano. Os setores que mais receberam os investimentos estrangeiros diretos foram os setores de telecomunicações entre 1996-00 (US\$ 14.995,4 milhões), elétrico entre 1996-00 (US\$ 8.478,8 milhões) e bancário em 2000 (US\$ 3.715,6 milhões). Os demais ingressos foram registrados nos setores: 1) ferroviário com US\$ 41,4 milhões em 1996; 2) portuário com US\$ 26,6 milhões em 1998; 3) mineração com US\$ 1.162,9 milhões em 1997; 4) gás com US\$ 1.974,6 milhões entre 1997-00; 5) saneamento US\$ 58,0 milhões em 2000 e 6) seguros com US\$ 457,0 milhões em 2001, segundo o Banco Central.

Por fim, a mudança na composição dos fluxos financeiros no Brasil na década de noventa faz parte de uma tendência global e, especificamente, de uma tendência na América Latina. Observou-se um declínio da participação dos empréstimos bancários e um aumento na participação dos investimentos diretos e em carteira nos fluxos de capital entre as fronteiras nacionais. No geral, essas mudanças na estrutura do financiamento externo parece ser propício ou oportuno, pois favoreceram aos investimentos mais sustentáveis. Os empréstimos bancários foram o tipo de investimento que predominou no ciclo de influxo financeiro anterior sob condições de juros variáveis. Da mesma forma, vale ressaltar que os investimentos de curto prazo tornaram-se uma fonte de preocupação quanto a administração desses fluxos. O capital de curto prazo se constituiu em uma parcela alta no ingresso de capital nos países latino-americanos e, mais específico, no Brasil, principalmente, no início do processo de inserção nos mercados de capitais internacionais. Esse tipo de investimento possui a característica de serem muito voláteis e, portanto, podendo gerar forças desestabilizadoras na economia.

2.4 A política macroeconômica e o reingresso de capitais estrangeiros no Brasil.

O comportamento da conta de capitais do balanço de pagamentos mostrou-se fortemente influenciado pela evolução das políticas econômicas adotadas domesticamente. No início da década de noventa, o Brasil enfrentava as conseqüências de baixa credibilidade, devido ao processo inflacionário, ao elevado déficit público e ao endividamento externo, principalmente, depois das duas tentativas mal sucedidas de estabilização econômica nos três anos iniciais²¹. Até o final de 1991, a taxa de câmbio apresentava uma volatilidade alta e, até mesmo, superior à volatilidade da taxa doméstica de juros. Esse ambiente de alta volatilidade cambial eleva o risco da arbitragem não-coberta, podendo, então, desestimular o ingresso de capitais estrangeiros no país, conforme Figura 2.4.1. Uma possível indicação desse efeito pode ser observada por meio do comportamento quase estável das reservas internacionais entre os anos de 1990 e 1991.

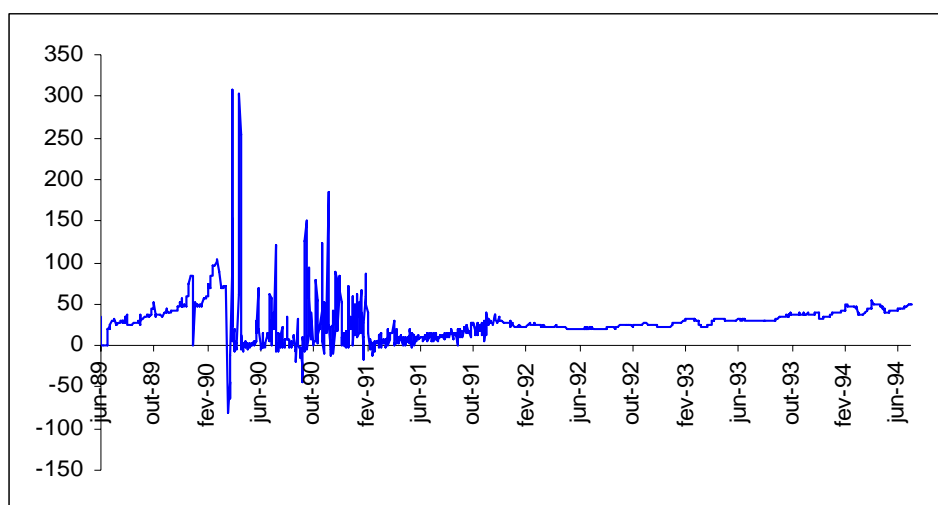


Figura 2.4.1 Taxa de desvalorização cambial diária (R\$/US\$). 1989-1994.

Fonte: Banco Central do Brasil.

²¹ No início da década de noventa, foram implementados dois planos de estabilização da economia no governo Collor. O primeiro em março de 1990 e o segundo em fevereiro de 1991, que foram mal sucedidos em seu objetivo de controlar a inflação e introduziram um cenário de incerteza e de crise entre 1990 e 1993. Em 1990, o governo tornou indisponíveis 80% dos ativos financeiros e reduziu a correção monetária, no primeiro mês da indisponibilidade em aproximadamente à metade da taxa de inflação do mês.

Segundo Pastore e Pinotti (1999), a partir da desvalorização de setembro de 1991, foi possível observar que o Banco Central mudou a forma de operar no mercado de câmbio, reajustando a taxa de câmbio nominal aproximadamente a uma regra de paridade de poder de compra e, assim, tornando a taxa de câmbio real mais estável, conforme Figura 2.4.1. Da mesma forma, o Banco Central passou a fixar a taxa de juros doméstica acima da taxa de juros internacional, mantendo um diferencial entre as taxas de juros interna e externa positivo permanentemente.

Uma taxa de juros doméstica elevada e uma taxa de câmbio mais estável produziram uma taxa de juros doméstica em dólares *ex post* positiva e elevada na primeira metade da década. A Figura 2.4.2 mostra que a taxa de juros doméstica em moeda local permaneceu acima da taxa de desvalorização cambial, demonstrando a existência de uma elevada taxa interna de juros livre de variação cambial, principalmente, a partir de 1992.²² Essas políticas econômicas, somadas aos primeiros passos em direção à abertura do mercado de capitais doméstico, propiciaram condições iniciais favoráveis à entrada de capitais externos. Ainda que, as captações externas pareçam ter sido realizadas nesse período com um elevado *spread* para compensar o risco econômico²³.

²² O cupom cambial é uma taxa de juros “deflacionada” pela taxa de variação cambial. Ela mede indiretamente o rendimento necessário para atrair capital estrangeiro para dentro do país. De forma a evitar ambigüidades, refere-se ao cupom cambial descoberto como a taxa de juros interna *ex post* em dólares e refere-se ao cupom cambial coberto com a taxa de juros interna *ex ante* expressa em dólares. Em uma arbitragem coberta, a taxa de juros interna denominada em dólares é obtida a partir de uma taxa de juros de curto prazo em moeda local (*e.g.*, a taxa selic e a taxa de DI de um dia) deflacionada pelo prêmio futuro ou a termo. Em uma arbitragem descoberta, pode-se utilizar a taxa de juros de curto prazo em moeda local, deflacionada pela taxa mensal de desvalorização da taxa de câmbio nominal. Para qualquer medida de cupom cambial utilizada, tudo o mais constante, quanto menor for o cupom, menor é o incentivo ao fluxo de entrada de capitais. Os desvios da paridade descoberta de juros (PDJ) serão designados por retornos cambiais descobertos ou *ex post*, enquanto os desvios da paridade coberta de juros (PCJ) serão designados por retornos cambiais cobertos ou *ex ante*.

²³ Desde a crise de dívida externa de 1982, os países latino-americanos eram percebidos com riscos excessivamente elevados em virtude da possibilidade de cancelamento unilateral dos pagamentos das obrigações. Dessa forma, essas economias tiveram pouco acesso ao mercado de capital internacional durante os anos oitenta, inclusive o Brasil.

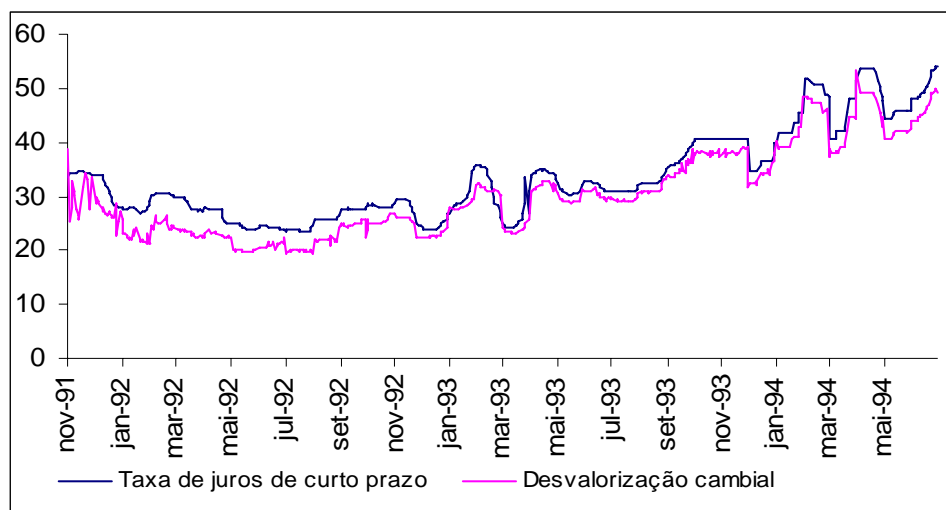


Figura 2.4.2 Evolução da taxa diária de desvalorização cambial e da taxa de juros de curto prazo em % ao mês: nov./1991 a mai./1994.

Fonte: Banco Central do Brasil.

A manutenção de uma taxa de juros interna *ex post* em dólares elevada e a quase eliminação dos riscos de posições descobertas parece ter estimulado um forte ingresso de capitais a partir do final de 1991. Com uma taxa de juros internacional declinante no início da década, um diferencial de juros interno-externo descoberto e positivo manteve-se, aproximadamente, estável até o início do ano de 1999. A Figura 2.4.3 mostra o comportamento dos desvios da PDJ entre janeiro de 1990 e março de 2004. Os desvios da PDJ foram construídos a partir da taxa de juros interna DI de um dia e da taxa de juros Selic relativo à taxa de juros externa T-Bill de títulos do Tesouro Americano, consideradas como livre de risco. A partir de 1999, apesar da manutenção de uma taxa de juros interna ainda em patamares elevados, é possível observar períodos com um retorno cambial descoberto diferente de zero, porém mais volátil relativo ao período anterior.

Com a mudança para o sistema de flutuação cambial em janeiro de 1999, reduziu-se a necessidade de acumulação de reservas internacionais e, conseqüentemente, amenizou o desequilíbrio no setor externo. Dessa forma, a manutenção de um cupom cambial atrativo deixou de ser uma exigência maior. O cupom cambial tornou-se mais volátil, refletindo um aumento na volatilidade da taxa de câmbio. Apenas nos primeiros três meses de 1999, o cupom atingiu um valor de -11,16%, que decorreu da forte desvalorização cambial nesse período.

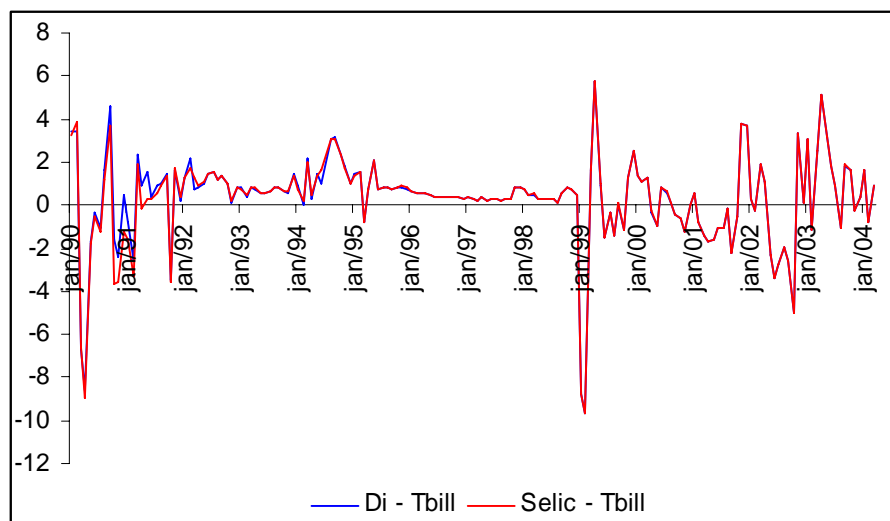


Figura 2.4.3 Desvios da paridade de juros descoberta: jan./1990 a mar./2004. (Selic e DI, em% a.m.).

Fonte: Elaboração própria.

Em um regime de câmbio flutuante, a política monetária passa a ter uma maior independência e, portanto, a taxa de juros torna-se um instrumento de política mais direcionado ao alcance de objetivos internos, como o controle da inflação. Nesse regime, a taxa de câmbio ao flutuar de acordo com o comportamento do mercado introduz uma certa incerteza à entrada de capitais de curto prazo, em virtude do fato que a moeda doméstica se valoriza na presença de grande entradas e desvaloriza-se na presença de grandes saídas. Ou melhor, o ajustamento da taxa de câmbio, devido aos movimentos de capitais, deve gerar oportunidades de arbitragem de curta duração.

Em grande parte da década, o diferencial positivo entre as taxas de juros doméstica e a internacional refletiu ganhos expressivos aos investidores, que realizaram investimentos mesmo sem a proteção de variações cambiais, principalmente, nos meses seguintes a implementação do Plano Real. Observou-se uma possível ligação entre o comportamento dos retornos cambiais *ex post* e a acumulação de reservas internacionais. Nos períodos em que o retorno cambial tornou-se mais elevado, tanto as reservas como o saldo da conta financeira também exibiram um crescimento. Inicialmente, as reservas internacionais apresentaram um volume médio de US\$ 14,34 bilhões no ano de 1992 e de US\$ 7,7 bilhões no segundo semestre de 1993. Nesse mesmo período, o retorno cambial descoberto foi, em

média, de 2,6% e 1,93%, respectivamente. Entre maio e junho de 1994, antes do Plano Real, um retorno descoberto acima de 3% parece estar ligado a um nível médio de US\$ 43 bilhões de reservas. Já, a conta financeira mostrou um saldo no valor de US\$ 6,2 bilhões no segundo trimestre de 1992, onde o retorno médio cambial foi de 2,60%. Entre o segundo trimestre de 1993 e o primeiro trimestre de 1994, a conta financeira passou de US\$ 1,9 bilhões para US\$ 5,8 bilhões, com retornos vigentes no período, em média, de 1,48% a 2,45%, respectivamente, sendo que em março de 1994, o retorno descoberto foi de 5,09%.

A Figura 2.4.4 mostra a existência de retornos cambiais cobertos positivos durante todo o período de análise. Os desvios da PCJ foram extremamente elevados e crescentes a partir de 1992 até junho de 1994. Já, a partir da segunda metade da década até jan./99, observa-se uma redução na magnitude dos desvios da PCJ, porém ainda mantendo-se constantemente positivo e acentuando-se em períodos de maior turbulência no mercado financeiro doméstico. A partir de 1999, os desvios tornaram-se mais voláteis, igualmente ao que ocorreu com os desvios da PDJ com a mudança do regime cambial.

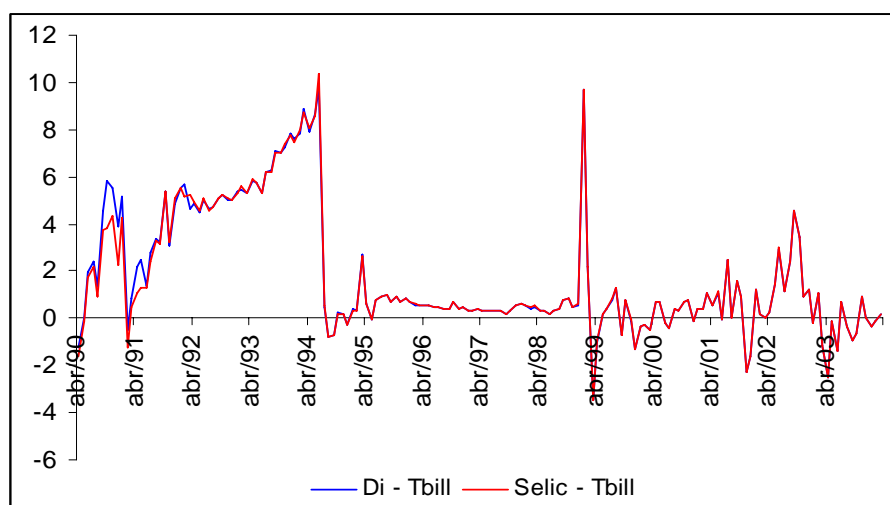


Figura 2.4.4 Desvios da paridade de juros coberta: abr./1990 a mar./2004. (DI, Selic e Tbill, em% a.m.)

Fonte: Elaboração própria.

O ingresso de capitais entre 1992 e a primeira metade de 1994 parece ter também sido influenciado pelo elevado retorno existente em investimento com cobertura cambial. Observou-se que o crescimento nas reservas internacionais e no saldo da conta financeira

também foram acompanhados por um comportamento crescente no retorno cambial *ex ante*. O retorno médio em 1992 foi de 12,17% e, paulatinamente, passando para 20,52% no primeiro trimestre de 1994. Vale ressaltar que, embora a existência de oportunidades de lucros elevados livres de risco, observou-se um decréscimo no saldo da conta financeira a partir do terceiro trimestre de 1992, tornando-se mesmo negativo no primeiro trimestre de 1993. Nesse último período também se observou uma redução no nível de reservas internacional. Entretanto, o retorno descoberto no primeiro trimestre de 1993 foi relativamente inferior ao período anterior e foi, principalmente, inferior ao retorno observado no segundo semestre de 1993, caracterizado por um período de abundância de capitais externos e retornos descobertos elevados.

Na primeira metade da década, as expectativas de desvalorização cambial sinalizada pelos mercados futuros parecem acompanhar a trajetória da inflação e da taxa de juros de curto prazo. Esse período foi bastante tumultuado, devido ao fracasso dos dois planos de estabilização, à aceleração inflacionária a partir de 1990, ao elevado déficit público, à indexação da economia, e, principalmente, ao clima de instabilidade criado pelo processo de *impeachment* do Presidente Collor. Portanto, caracteriza-se como um período crítico, onde é necessário cautela na análise dos dados.

É importante ressaltar que quando uma economia liberaliza a conta de capital, ela passa a perder grau de liberdade em fixar a sua própria taxa de juros. Ou melhor, em uma economia com o mercado financeiro com alta mobilidade de capitais, a taxa de juros passa a ser determinada mais endogenamente, conforme a dinâmica dos fluxos de capitais. Isso significa dizer que, sob o ponto de vista de um regime de taxa de câmbio fixa, um aumento na saída de capitais pode causar uma contração monetária e, conseqüentemente, um aumento na taxa de juros e *vice-versa*. Entretanto, sob um regime de taxa de câmbio flexível, uma queda na taxa de juros de curto prazo pode causar uma fuga de capital, que resultaria em uma depreciação cambial. Entre esses dois regimes cambiais polares, existem outros arranjos cambiais alternativos que podem estar associados a alguma forma de controle de capitais. O que pode ser observado é que, desde o início da década de noventa, o Brasil adotou alguns regimes cambiais conjugados com algum controle sobre os fluxos de capitais, apesar de existir uma tendência de abertura financeira.

A entrada de capitais estrangeiros possibilitou uma grande acumulação de reservas internacionais. Com taxas internas de juros elevadas, foi possível suavizar os efeitos monetários da acumulação de reservas por meio de um crescimento da dívida pública interna. A esterilização dos fluxos de entrada de capitais foi bastante utilizada pelos países da América Latina para lidar com os efeitos monetários expansionista desses fluxos. A intervenção no mercado de câmbio é um tipo de política de difícil manutenção, devido aos seus efeitos negativos de acumulação de dívida pública interna, aumentando o componente do déficit operacional. Entretanto, a acumulação de reservas não esterilizada tem impacto importante sobre o controle da oferta monetária e, portanto, sobre o processo inflacionário.

Segundo Miguel (2001), os movimentos de capitais foram praticamente compensados por operações com títulos públicos até 1995. A Figura 2.4.5 mostra o comportamento das reservas internacionais e da emissão de títulos públicos. De forma ilustrativa, a trajetória de crescimento da dívida pública coincidiu com a trajetória de acumulação de reservas internacionais entre 1992 e meados de 1995. Esse fato pode ser tomado como um indício de esterilização dos fluxos de entrada de capital externo pelo Banco Central. Já, a partir de 1995, o volume de operações de mercado aberto passou a diferir do volume de entrada líquida de capitais em razão do crescimento dos déficits operacionais do setor público. O resultado do déficit operacional passou de um superávit de 1,3% do PIB em 1994 – que foi resultado de um esforço fiscal maior nesse ano, produzindo um superávit primário de 5,29% do PIB - para continuados déficits da ordem de 4,9%, 3,8%, 4,3% e 7,5% do PIB nos anos de 1995, 1996, 1997 e 1998, respectivamente. Embora o pagamento de juros tenha crescido a partir de 1992 por causa da acumulação de reservas, os resultados primários do setor público poucos expressivos contribuíram ainda mais para o surgimento dos déficits operacionais e nominais. O superávit primário passou de 5,29% do PIB em 1994 para um superávit de -0,36% em 1995 e de -0,01% do PIB em 1998.

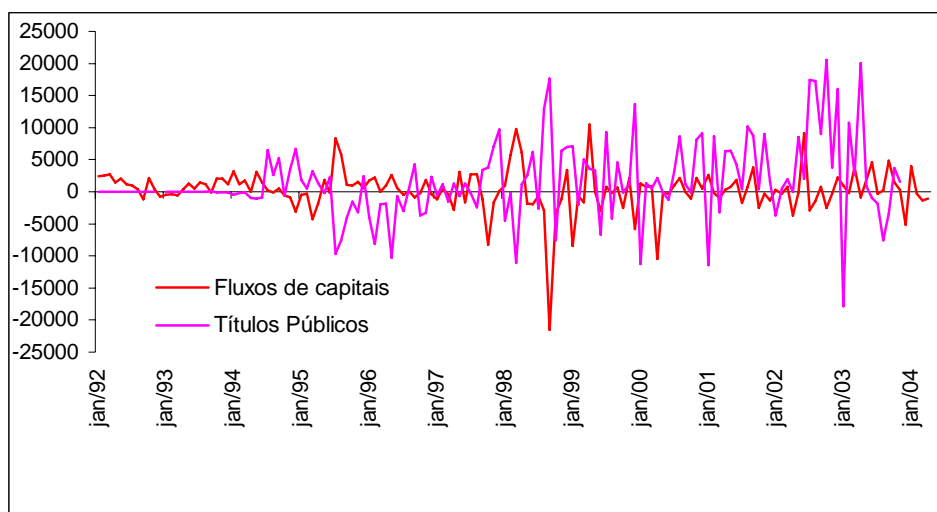


Figura 2.4.5 Fatores condicionantes da base monetária: jan/1992 a mar/2004 (em US\$ milhões)

Fonte: Banco Central do Brasil.

Outro fator importante para o comportamento dos fluxos de capitais é o processo de liberalização do fluxo de capitais externos no mercado financeiro doméstico. A abertura da conta de capital já era uma tendência mundial observada nos países desenvolvidos, mas o Brasil se insere neste contexto mais tardiamente. A partir de 1987, algumas medidas foram tomadas para tratar e administrar a entrada de investimentos estrangeiros no país²⁴. Entretanto, o período de referência da liberalização financeira é tomado a partir de maio de 1991, por que coincide com a edição do Anexo IV, que abriu espaço para investimentos estrangeiros em portfólio na economia brasileira.

Segundo Carneiro (1997), com a ampliação da Resolução 1.189 de 1987 do Banco Central, conhecida como o Anexo IV em maio de 1991, os investidores institucionais estrangeiros foram permitidos comprar títulos de renda variável e de renda fixa, títulos de privatização, debêntures, derivativos entre outros ativos. Dessa forma, o Anexo IV é o instrumento que permite ao investidor institucional estrangeiro investir no mercado de

²⁴ A Resolução 1.289 de 1987 criou os seguintes instrumentos para movimentação do capital estrangeiro: i) Anexo I: Sociedades de Investimento – Capital Estrangeiro; ii) Anexo II: Fundo de Investimento – Capital Estrangeiro e Anexo III: Carteira de Títulos e Valores Mobiliários. Cada anexo possui procedimentos burocráticos e administrativos específicos. Um detalhamento maior sobre os Anexos pode ser encontrado em Andrezo e Lima (1999).

capitais brasileiro por meio da constituição de uma carteira. As medidas de liberalização do investimento externo contribuíram fortemente para o capital estrangeiro voltar a crescer no país. Em junho de 1992, a resolução foi completada pelo Anexo V e, em dezembro de 1993, foi introduzido o fundo de renda fixa de capital estrangeiro (FRFCE). Apenas os investidores institucionais foram permitidos investir nos ativos do Anexo IV: instituições financeiras, companhias de seguro e fundos estrangeiros de investimentos²⁵.

A política voltada à liberalização dos fluxos de capitais foi mantida durante todo o período inicial de acumulação de reservas estrangeiras - entre 1991 e meados do segundo semestre de 1993 - apesar do seu efeito sobre a dívida pública. Entretanto, medidas voltadas a reduzir os fluxos de entrada foram adotadas na medida em que o Banco Central observava as pressões dos fluxos de capitais sobre a política monetária, principalmente, a partir de 1994. Dessa forma, foi instituída uma série de políticas com objetivo de reduzir a velocidade do fluxo de entrada de capitais externos, devido à impossibilidade de uma redução maior no diferencial entre os juros doméstico e estrangeiro.

Como exemplo de tais medidas, tem-se: i) a proibição pelo Conselho Monetário de investimentos estrangeiros em renda fixa através dos Anexos I a IV a partir de agosto de 1993; ii) a introdução do IOF de 3% na entrada de capitais através de empréstimos externos; iii) proibida a aplicação de recursos externos através dos Anexos I a IV em debêntures em novembro de 1993 e, no mês seguinte, foi proibido o uso de transações com derivativos que produzem retornos pré-determinados; iv) criado um mecanismo para investimentos externos em fundos de renda fixa a partir do FRFCE em dezembro de 1993 e instituído um IOF de 5% na entrada. No decorrer do ano de 1994, foi ampliada a cobrança do IOF em vários tipos de investimentos entre outras medidas restritivas, por exemplo, em outubro de 1994, o IOF no FRFCE passou de 5% para 9%, o IOF nos investimentos através do Anexo IV passou de 0% para 1% e o IOF passou de 3% para 7% nos empréstimos em moeda²⁶.

²⁵ A tabela A.1 do Apêndice A mostra algumas políticas adotadas para a administração dos ingressos de capitais estrangeiros no Brasil.

²⁶ Segundo Garcia e Barcinski (1996), o mercado passou a investir em debêntures após a proibição de investimentos em ativos de renda fixa. Isso levou a proibição em debêntures a partir de novembro de 1993.

Logo após a implementação do Plano Real, a taxa de câmbio foi permitida a flutuar entre junho e dezembro de 1994. Segundo Pastore e Pinotti (1999), a apreciação cambial, o comércio externo liberalizado e o aquecimento do consumo produziram, em contrapartida, crescentes déficits na conta corrente do balanço de pagamentos. A política monetária continuou sendo restritiva com taxas de juros interna em patamares elevados e com exigência alta de reservas sobre os bancos de forma a tentar controlar a expansão do crédito doméstico. A taxa de juros Selic *overnight* foi de 68,5% ao ano, em média, no período de julho a dezembro de 1994. O recolhimento compulsório sobre os depósitos à vista passou de 40% sobre seu estoque para 100% sobre os acréscimos dos depósitos. Também, foi instituído um recolhimento compulsório de 20% sobre os depósitos a prazo, bem como se elevou o recolhimento compulsório sobre os depósitos de poupança de 15 % a 20%.

Com o desencadeamento da crise no México em dezembro de 1994, o Brasil perdeu grandes somas de reservas internacionais, as quais foram apenas controladas em meados de 1995, devido à adoção de uma política monetária ainda mais restritiva pelo Banco Central. A repercussão da crise mexicana deu início a um fluxo de saída de capital em todas as categorias e as reservas também começaram a se deteriorar. Ou melhor, a partir de dezembro de 1994, observa-se uma tendência de perdas de reservas que vai até junho de 1995. Portanto, as restrições à entrada de capital estrangeiro foram removidas ou mesmo suavizadas com o propósito de reduzir as pressões no mercado de câmbio. Uma forma de exemplificar o estímulo dado ao ingresso de capital foi a redução do imposto sobre as operações financeiras de empréstimos em moeda estrangeira que passou de cerca de 7% para zero. O imposto sobre os investimentos em renda fixa reduziu de cerca de 9% para 5% e o imposto ainda seria menor conforme o aumento na maturidade (e.g., os empréstimos de maturidade de seis anos ou mais não pagavam nenhuma taxa no seu ingresso). O prazo mínimo de empréstimo em dinheiro novo foi reduzido de 36 para 24 meses.

A elevação da taxa de juros de curto prazo gerou uma taxa interna de juros *ex post* em dólares elevada e, conseqüentemente, um desvio positivo da paridade de juros descoberta. Portanto, tanto o aumento no cupom cambial bem como as medidas para maior

mobilidade de capital estrangeiro parecem ter ajudado a estimular os fluxos de entrada de capitais externos e a reverter à tendência de queda nas reservas internacionais no contexto da crise mexicana²⁷.

Em março de 1995, o Banco Central anunciou formalmente o regime de bandas cambiais de flutuação com um intervalo de R\$ 0,86 e R\$ 0,90, que foi em seguida corrigida para R\$0,88 e R\$ 0,93 e permanecendo até junho de 1995. A partir desse momento, o regime cambial se apresentou ser na prática como um regime de paridades deslizantes entre limites. A política cambial era orientada para realizar desvalorizações graduais da moeda nacional. Dessa forma, o Banco Central determinava os limites de flutuação da taxa de câmbio, isto é, a chamada banda larga, e obrigava-se a intervir sempre que os limites fossem atingidos. No interior da banda, a autoridade monetária poderia intervir de forma a sinalizar um patamar para a taxa de câmbio, quando fosse necessário. Dessa forma, as reservas internacionais pareciam estar intrinsecamente ligadas ao comportamento do mercado de câmbio, ou seja, às intervenções de compra de divisas pelo Banco Central em momentos em que havia um excesso de oferta e às intervenções de vendas de divisas em momentos de excesso de demanda de moeda estrangeira.

Nesse período, o intuito de manter uma relativa estabilidade na taxa de câmbio real combinada com uma mobilidade relativamente maior de capitais internacionais tornava a oferta monetária passiva. Porém, a permanência de controles de capitais, sobretudo, na entrada, deve reduzir o efeito dos movimentos de capital sobre a taxa de juros. Dessa forma, a taxa de juros pôde ser usada como instrumento de defesa do regime cambial e para determinar o nível da demanda agregada. A taxa de juros de curto prazo passou de 57,98% ao ano em março de 1995 para 60,53% ao ano em julho de 1995. A partir desse momento, começou um relaxamento lento na política monetária de forma a permitir uma moderada recuperação do crescimento do produto, uma desaceleração nos fluxos e uma estabilidade nas reservas cambiais.

²⁷ Segundo Carneiro (1997), a volatilidade dos fluxos de capitais aumentou no período de elevada incerteza entre 1992 e 1995. Porém, observa-se que as mudanças na legislação e nos impostos aplicados aos diferentes tipos de fluxos de capitais parecem ter contribuído para suavizar as diferenças na volatilidade dos fluxos de diferentes ativos.

Entretanto, a taxa de câmbio real permaneceu ainda sobrevalorizada refletindo em um crescente déficit em conta corrente. O déficit em conta corrente passou de US\$ 18 bilhões em 1995 (2,5% do PIB) para US\$ 23,1 bilhões em 1996 (3,1% do PIB) e US\$ 33,4 bilhões em 1997 (4,2% do PIB). O aprofundamento do déficit da conta corrente e as incertezas referentes à postura da política fiscal passaram a apontar vulnerabilidades ao Plano Real. Apesar da redução no ano de 1994, a dívida líquida do setor público mostrou uma trajetória crescente mais acentuada a partir de 1995.

Conforme nota do Banco Central de agosto de 1999, as explicações para o crescimento na dívida líquida total estão associadas à perda da receita inflacionária, aos resultados primários pouco significativos e ao crescimento do endividamento dos estados e municípios. Deve-se destacar que o imposto inflacionário produzia uma receita aproximadamente de 2,5% do PIB no período anterior ao Plano Real, porém passando para níveis relativamente inferior, em torno de 0,5% do PIB, no período posterior ao Plano.

Existiram três choques externos na década de noventa: a crise do México, em 1994, a crise asiática, em 1997, e a crise da Rússia, em 1998. A estratégia de elevação da taxa de juros nominal, do uso das reservas internacionais e de lançamento de propostas de ajuste fiscal para reagir aos choques externos foi bem sucedida nos primeiros dois choques no sentido de conter as pressões no mercado de câmbio. Entretanto, tiveram efeitos limitados quando foi implementada diante da crise na Rússia. O efeito inverso foi uma aceleração da saída de capitais externos que, segundo Goldfajn (2000), o pacote fiscal lançado não teve credibilidade e o efeito da elevação da taxa de juros sobre o déficit fiscal nominal levou à percepção de um aumento no risco país.

Diferentemente às crises anteriores, parece que existiu algum contágio da crise russa para o Brasil. Observando o comportamento dos ativos que compõe os fluxos de capitais de portfólio, tem-se que tanto os fluxos constituídos por transações de ações em carteira quanto por os títulos de dívida caíram imediatamente após a crise. Já, os investimentos diretos continuaram a crescer nesse período. Portanto, essa evidência pode estar sugerindo

que os fluxos de saída, observados com a crise da Rússia, foram constituídos pelos fluxos de portfólio, que são mais voláteis e reagem mais fortemente a crise.

As crises anteriores aumentaram o grau de desconfiança dos investidores estrangeiros relativo à capacidade de pagamento dos países endividados e com uma elevada necessidade de financiamento do balanço de pagamentos. Essa percepção foi ampliada durante a crise na Rússia, transformando-se em uma intensa desconfiança, que reduziu os ingressos de capitais e intensificou as saídas ao longo do segundo semestre de 1998. As reservas internacionais do Brasil, que estava em torno de US\$ 67 bilhões em agosto de 1998, passaram para US\$ 36 bilhões em janeiro de 1999, ou seja, um decréscimo quase de 50% nas reservas. Apesar de o governo ter fechado um acordo com o FMI, que disponibilizou US\$ 41 bilhões para o Brasil, este não conseguiu conter as pressões sobre o mercado de câmbio, desencadeando, assim, a crise no Brasil. Em 18 de janeiro de 1999, a taxa de câmbio passou a flutuar com a mudança para o regime de flutuação cambial. Em dezembro do mesmo ano, a taxa de câmbio alcançou a cotação de R\$ 1,789, equivalente à desvalorização nominal de 48% em relação ao ano anterior.

Apesar da crise, a inflação manteve-se sob controle e a taxa de crescimento do país foi de 0,82% e 3,5% em 1999 e em 2000, respectivamente. As taxas de juros nominal e real passaram a decrescer lentamente. Desde a crise mexicana, a economia brasileira era percebida como vulnerável, devido aos elevados déficits fiscais e às maturidades curtas da dívida pública. Dessa forma, o setor privado apresentou um comportamento precavido, mantendo-se com posições cobertas para isolar os efeitos de desvalorizações. No processo de pré-anúncio da crise brasileira, o setor privado protegeu seu passivo em dólares, comprando ativos denominados em dólares no mercado futuro, sendo, em grande parte, fornecidos pelo governo na tentativa de manter a paridade da taxa de câmbio. Por fim, apesar da grande desvalorização cambial, houve um baixo *passthrough* para a inflação. Segundo Goldfajn (2000), as razões foram um nível deprimido da demanda, a sobrevalorização da taxa de câmbio e um baixo nível de inflação no final de 1998.

A dívida líquida do setor público mostrou uma tendência de crescimento a partir de 1993, que passou de 33% do PIB para 49,6% em 1999 e 58,2% em 2003. Esse crescimento reflete o aprofundamento da dívida interna do setor público, que foi de 18,6%, 38,8% e 41,6% do PIB nos anos de 1993, 1999 e 2003, respectivamente. Em contra partida, a dívida externa líquida decresceu durante o período entre 1993 e 1999. Observando-se a dívida externa líquida em razão do PIB, esta mostrou-se cerca de 14,5% em 1993, enquanto que em 1998 passou para cerca de 6,6%. Entretanto, a partir de 1999, a dívida externa líquida começou a crescer atingindo 10,4% do PIB nesse ano e em abril de 2004 ficando em torno de 10,2%, o que impulsionou o crescimento da dívida pública líquida total para 56,6% ainda em abril de 2004.

A dívida externa total em dezembro de 1999 - estimada em US\$ 241,1 bilhões - manteve-se no mesmo nível de 1998. As dívidas de médio e longo prazos decresceram em 1,1%, alcançando US\$ 212,8 bilhões, e a de curto prazo situou-se em US\$ 28,3 bilhões, apresentando um decréscimo de 6,9%. Ainda em 1999, o endividamento do setor público não financeiro cresceu, embora ainda o setor privado detenha a maior parcela de endividamento, cerca de 58,4% do total. O crescimento da dívida externa pública em 1999, segundo Boletim do Banco Central, foi em grande parte devido ao recebimento de recursos originados do programa de assistência financeira ao país. Já, a dívida externa privada apresentou queda em virtude da redução no volume de financiamentos ao comércio e da retração das novas captações dos empréstimos devido à deterioração das condições de custos.

Vale ressaltar que embora a mudança do regime cambial brasileiro contribuisse, no início do ano, para um movimento de retração do mercado financeiro internacional em relação as novas captações de países latino-americanos, a evolução favorável dos fundamentos macroeconômicos reverteu as expectativas vigentes por ocasião da desvalorização cambial, possibilitando a retomada de captações junto ao setor privado como fonte de financiamento externo. A recuperação dos preços, tanto de *Bradies* (títulos de dívida reestruturada) como de bônus globais, ao sinalizar que investidores estrangeiros aceitavam menores taxas de retorno para carregar papéis brasileiros, evidenciou menor

percepção de risco e reversão das expectativas negativas. A incerteza do ambiente macroeconômico, originada por questões fiscais e externas, assim como pelas conseqüências da implantação do novo regime cambial foi reduzida.

Outro fato interessante foi o crescimento na emissão de títulos públicos federais indexados ao dólar a partir de 1999. A Tabela 2.4.1 mostra a participação em percentual dos títulos federais por indexador no período de 1999 até 2004. Limitado a intervir no mercado de câmbio, o Banco Central recorreu à emissão desses títulos proporcionando proteção aos detentores de passivos, que passaram a ter outra opção para protegerem-se de possíveis desvalorizações acentuadas. Entretanto, essa vinculação da dívida interna ao dólar resulta em uma redução na qualidade da dívida, o que é importante na relação com a percepção de risco país. Observando a participação dos títulos públicos por indexador, a parcela devida ao câmbio em 1998 foi de 18,2%, passando para 24,2%, 22,5%, 29,5% e 33,6% nos anos de 1999, 2000, 2001 e 2002. A partir de 2003, a exposição da dívida ao câmbio começou a reduzir, cuja parte que compete ao câmbio passou de 20,5% para 15,1% em abril de 2004.

Tabela 2.4.1 Participação dos títulos federais por indexador (%).

INDEXADORES	1999	2000	2001	2002	2003	2004 ^{abril}
Câmbio	24,2	22,5	29,5	33,6	20,5	15,1
SELIC	61,1	52,7	54,4	41,9	46,6	48,6
Prefixados	9,2	14,9	8,1	2,0	11,6	14,7
Índices de Preços	2,4	6,0	7,2	11,4	12,6	12,9
Outros	3,1	3,9	0,8	11,1	8,8	8,7
Total	100	100	100	100	100	100

Fonte: Banco Central do Brasil.

Assim, a análise dos fluxos de entrada de capital externo para as economias latino-americanas serviu como base para uma discussão sobre o caso do Brasil. Foi possível verificar a o papel relevante da política de juros e da política cambial seguida pelo país a partir de 1992, possibilitando a atração de capitais e a acumulação de reservas internacionais. Essas políticas econômicas geraram condições favoráveis à arbitragem de

juros aos investidores internacionais. Além disso, a tendência de liberalização da conta de capital também contribuiu para a entrada de capitais externos no Brasil, pois foram criados instrumentos de investimento disponíveis aos residentes investirem no exterior e aos não-residentes investirem no Brasil. Embora, tenha existido essa tendência, foram também adotadas algumas medidas de controles de capitais de forma a preservar um diferencial de juros potencialmente positivo e alterar a composição dos fluxos. A evidência encontrada por alguns autores mostra que tais controles têm efeito de curto prazo, porém são rapidamente contornados pelos agentes. O comportamento do ingresso de capital estrangeiro será mais investigado no Capítulo 5, onde serão realizadas algumas regressões de medidas dos fluxos com algumas variáveis candidatas a explicar seu comportamento.

3 ALGUMAS ABORDAGENS TEÓRICAS E ESTUDOS EMPÍRICOS SOBRE INTEGRAÇÃO DE MERCADOS FINANCEIROS E OS FATORES EXPLICATIVOS DOS FLUXOS DE ENTRADA DE CAPITAL PRIVADO INTERNACIONAL.

A partir da segunda metade dos anos setenta, o mercado financeiro internacional tem sido caracterizado como um mercado de elevada mobilidade de capital. O processo de integração financeira se intensificou a partir de 1973, quando as principais economias desenvolvidas deram início à remoção dos controles sobre os movimentos de capitais¹. Dessa maneira, as investigações sobre as experiências e as conseqüências da integração financeira ou, em particular, sobre a mobilidade de capital se intensificaram, principalmente, quando esse processo passou a abranger também as economias em desenvolvimento².

Não existe um consenso claro sobre como definir e medir a extensão da abertura financeira de uma economia. Na verdade, existe um grau de dificuldade na investigação da abertura financeira, devido à complexidade do processo de abertura e às limitações existentes em cada conceito ou forma de investigação³. Há uma variedade de aplicações conceituais e métodos de estimação direta ou indiretamente do grau de integração financeira entre economias desenvolvidas e em desenvolvimento.

Este capítulo tem como objetivo analisar algumas definições de mobilidade de capital, bem como apresentar suas implicações e alguns resultados empíricos. Os conceitos de mobilidade de capital investigados pelo capítulo são os seguintes: (i) **definição de Felstein-Horioka:** mudanças exógenas na poupança nacional (isto é, na poupança privada ou na poupança do governo) podem facilmente ser financiadas por empréstimos externos em uma taxa de juros real internacional e, portanto, não

¹ Os Estados Unidos, a Alemanha, o Canadá, a Suíça, a Holanda são exemplos de países que deram início ao processo de integração dos mercados financeiros a partir de 1973. Por último, o Reino Unido e o Japão a partir de 1979/80.

² Os trabalhos seminais de McKinnon (1973) e Shaw (1973) foram os primeiros que mostraram a predominância de repressão financeira nos países em desenvolvimento e argumentaram em favor de uma liberalização da conta de capital nesses países. Williamson e Mahar (1998) apresentam uma análise abrangente sobre as experiências de liberalização financeira.

³ A liberalização financeira é um processo amplo que envolve as seguintes dimensões: i) a eliminação dos controles sobre o crédito, ii) a livre entrada no setor bancário, iii) a autonomia de administração dos bancos, iv) a desregulamentação das taxas de juros e v) a liberalização dos fluxos de entrada e saída de capitais internacionais.

eliminando o investimento doméstico; (ii) **paridade de juros real**: os fluxos de capitais internacionais equalizariam as taxas de juros reais entre os países; (iii) **paridade descoberta de juros**: os fluxos de capitais equalizariam as taxas esperadas de retorno de títulos, apesar da exposição às variações cambiais e (iv) **paridade coberta de juros**: os fluxos de capitais igualariam as taxas de juros entre países quando contratadas na mesma moeda.

A paridade de juros coberta é apontada por Frankel (1992) como a melhor medida do grau de integração dos mercados financeiros. Isso é devido ao fato que as outras definições são dependentes de suposições mais fortes. De forma resumida, a paridade de juros descoberta exige não somente que a paridade coberta de juros vigore, mas também que o prêmio de risco cambial seja igual a zero. A paridade de juros real requer não apenas que a paridade descoberta de juros vigore, mas também que a depreciação real esperada seja igual a zero. E, por último, a condição de Feldstein & Horioka requer que todos os determinantes dos investimentos sejam não correlacionados com a poupança – exceto a taxa de juros real – além da manutenção da paridade de juros reais. De forma que a literatura da integração financeira sugere uma análise mais diretamente por meio das condições de arbitragem.

Além disso, a experiência recente dos países da América Latina com a maior liquidez no mercado financeiro internacional tem estimulado o desenvolvimento de uma literatura que examina o comportamento do ingresso de capitais estrangeiros nessas economias. Essa literatura investiga os fluxos de entrada tanto em termos de sua magnitude e de sua composição, como, principalmente, em termos dos fatores que possivelmente estariam influenciando o seu comportamento ao longo do tempo. Os estudos tentam, principalmente, caracterizar os episódios de grandes entradas de capital externo em períodos distintos, sugerindo um conjunto amplo de políticas administrativas para tratar com as diversas implicações macroeconômicas do ingresso de capital financeiro⁴.

⁴ Exemplos de alguns estudos são os trabalhos de Bacha (1993), Calvo (1991), Calvo, Leiderman e Reinhart (1993, 1994, 1996), Calvo & Reinhart (1996), Chuhan, Claessens e Mamingi (1993), Chuhan, Perez-Quiroz e Popper (1996), Edwards (1998a, 1998b, 2000), Frankel (1994), Fernandez-Arias (1994, 2000) e Fernandez-Arias e Montiel (1995), Fry et al. (1995), Hauschild (1996), Mori e Muinhos (2005) e Schadler et al. (1993), *inter alia*.

De forma que este capítulo também apresenta duas estruturas teóricas desenvolvidas para explicar o fluxo de capital privado entre uma economia pequena e o resto do mundo. Apesar de sua simplicidade, essas abordagens teóricas mostram efeitos econômicos importantes dos fluxos de entrada de capital estrangeiro em uma economia, bem como apontam os principais determinantes dos influxos no contexto de uma economia emergente. Em geral, os modelos teóricos apresentam o papel dos fatores *pull* dos fatores *push* na investigação das respostas dos fluxos de entrada de capital estrangeiros em economias em desenvolvimento.

3.1 Correlações entre poupança e investimento: definição de Feldstein e Horioka.

Alguns estudos sobre a integração financeira encontraram evidências empíricas contrárias à liberalização dos movimentos de capitais entre os mercados financeiros dos países desenvolvidos. O estudo de Feldstein e Horioka (1980) é um desses estudos não favoráveis à idéia de integração financeira. Eles argumentaram que se o capital é perfeitamente móvel, então, uma diminuição no nível de poupança doméstica ou governamental não deveria implicar em uma redução (*crowding out*) no investimento. O país poderia compensar essa lacuna através de empréstimos externos em uma taxa de juros internacional, conseqüentemente, a poupança e o investimento domésticos não deveriam ser correlacionados.

A partir dessa definição de mobilidade de capitais internacionais, uma mudança na poupança doméstica não teria efeito sobre as taxa de retorno doméstica, quando os mercados de bens e financeiros são internacionalmente integrados. Por sua vez, a taxa de retorno seria determinada no mercado financeiro internacional e, por conseqüência, uma variação na poupança doméstica não teria impacto sobre o investimento doméstico. Feldstein e Horioka (1980) analisaram o grau de mobilidade de capitais através da correlação entre a poupança e o investimento doméstico, estimando várias regressões *cross-section* da seguinte forma:

$$(I/Y)_i = \alpha + \beta(S/Y)_i + v_i \quad (1)$$

onde I/Y e S/Y são o investimento e a poupança em razão do PIB e v_i é o erro aleatório. O coeficiente β mede a extensão em que maiores taxas de poupança doméstica está associada às taxas mais elevadas de investimento doméstico. Pela suposição de mobilidade de capitais perfeita, o valor estimado do coeficiente deveria ser igual a zero, ou seja, não existiria relação entre as duas variáveis domésticas: a poupança em uma economia responde às oportunidades mundiais de investimento, enquanto que o investimento em cada país é financiado pelo conjunto de capitais internacionais. Caso contrário, aumentos na poupança tende a ser apenas investidos no país doméstico e, portanto, as diferenças na taxa de investimento entre os países corresponderiam às diferenças existentes nas taxas de poupança⁵.

Feldstein e Horioka (1980) analisaram o grau de integração financeira mundial através da relação descrita pela equação (1) para um conjunto de 21 países da OECD no período entre 1960 e 1974. O coeficiente estimado para o período completo foi de 0,89, quando se utiliza poupança e investimento bruto, e de 0,94, quando se utiliza poupança e investimento líquido. Nenhum dos coeficientes foi estatisticamente diferente de um, indicando a rejeição da hipótese de alta mobilidade de capital. As regressões realizadas para os subperíodos – 1960/1964, 1965/1969 e 1970/1974 – também mostraram coeficientes similares ao período completo. Portanto, os resultados mostraram uma alta correlação entre a poupança e o investimento nos países desenvolvidos.

Essas evidências foram interpretadas por Feldstein e Horioka (1980) como uma indicação de baixa mobilidade de capitais externos, ou seja, a existência de uma integração financeira pequena. Eles concluíram que as mudanças nas taxas de poupança nos países desenvolvidos tiveram um efeito muito grande nas taxas de investimento, ou seja, essas duas variáveis apresentaram-se altamente correlacionadas. Esse resultado tenderia a indicar uma baixa mobilidade mundial de capitais⁶. As estimações Feldstein e

⁵ Segundo Montiel (1994), uma das implicações de uma integração financeira perfeita é que mudanças no excesso de oferta ou de demanda de ativos em uma economia pequena não influenciariam os preços mundiais dos ativos. Ou seja, choques na poupança e no investimento doméstico, que afetariam o fluxo doméstico de excesso de oferta e de demanda por ativos financeiros, não alterariam as taxas de retornos dos ativos. Entretanto, Montiel adverte com relação à interpretação dessa implicação. Para Montiel, isso apenas significa que a taxa de juros nominal doméstica não muda quando há mudanças na poupança e no investimento doméstico, pois a taxa de juros é determinada pela taxa de juros internacional.

⁶ Alguns estudos investigam a integração financeira através da magnitude dos fluxos brutos de capitais entre as fronteiras. Através desse conceito, a evidência observada de um substancial fluxo de capitais entre os mercados financeiros dos países industriais foi apontada como uma indicação de uma elevada

Horioka (1980) foram várias vezes refeitas em outros estudos, entretanto, nenhum desses estudos encontraram uma correlação fraca entre a poupança e o investimento. Em geral, as evidências apontaram para um valor estimado de β mais próximo de um do que de zero.

A metodologia descrita acima tem recebido fortes críticas por diversos estudos, as quais podem ser resumidas da seguinte forma:

(a) é apontado a endogeneidade da poupança nacional, ou seja, a poupança e o investimento nacionais são duas variáveis pró-cíclicas, que são funções do comportamento de uma terceira variável conjuntamente, *e.g.*, a taxa de crescimento da renda ou da população⁷;

(b) a poupança doméstica torna-se também endógena quando políticas fiscais são implementadas para reduzir os desequilíbrios na conta corrente⁸;

(c) quando o país é grande no mercado financeiro internacional, *e.g.*, Estados Unidos, Reino Unido e Japão, a inclusão dessas economias nas estimações acaba aumentando a correlação entre a poupança e o investimento. Desde que a taxa de juros internacional deixa de ser exógena, as mudanças na poupança afetam tanto a taxa de juros externa como o investimento⁹.

Frankel e MacArthur (1988) mostram uma discussão abrangente sobre a relação entre poupança e investimento, estimando tais relações para países industriais e países menos desenvolvidos nos períodos de 1960-1973 e 1974-1984. Os resultados dos autores são relevantes, pois, indicaram uma mobilidade baixa de capitais nos países industrializados, além de que estes últimos teriam um grau de mobilidade menor relativo aos países menos desenvolvidos¹⁰.

mobilidade de capital nesses países. Entretanto, a magnitude dos fluxos de capitais em um país não é um indicador direto ou perfeito do grau de integração financeira. Golub (1990) e Montiel (1994) mostram algumas implicações e críticas sobre esse tipo de análise.

⁷ O argumento de endogeneidade é defendido por Obstfeld (1986) e Summers (1988), que mostram que a taxa de crescimento de longo prazo influencia conjuntamente a poupança e o investimento, aumentando a correlação entre essas variáveis.

⁸ Summers (1988) e Roubini (1988) são exemplos de estudos que desenvolvem o argumento de reação de política.

⁹ Um dos estudos que mostra esse tipo de argumento é Murphy (1984).

¹⁰ Dentro do grupo de países menos desenvolvidos, o México foi o único país latino-americano que fez parte da amostra.

Em geral, as análises de mobilidade de capital para os períodos antes e depois de 1973 mostraram que a correlação entre a poupança e o investimento não tem decaído ao longo do tempo¹¹. Apesar da introdução das correções, que foram sugeridas pelas críticas do teste de Feldstein e Horioka (1980), ou seja, o problema das fontes de endogeneidade e de país grande, os resultados ainda persistem em apontar para uma alta correlação entre a poupança e o investimento doméstico. Frankel (1989) estima novamente as equações de Feldstein e Horioka para os Estados Unidos no período entre 1870 a 1987. Os resultados para o período completo apontaram um coeficiente estatisticamente maior que zero, porém diferente de um, indicando um baixo grau de mobilidade de capital. Entretanto, quando segmenta o período de regressão comparando os subperíodos antes e depois de 1973, as estimativas do coeficiente do impacto da poupança sobre o investimento caiu significativamente de 0,87 entre 1956/73 para 0,31 entre 1975/87. Esse fato indica um aumento relativo na mobilidade de capitais a partir da segunda metade dos anos setenta, conforme as definições de Feldstein e Horioka¹².

O estudo de Montiel (1994) aplica a metodologia de Feldstein e Horioka (1980) para 62 países em desenvolvimento, dentre os quais 15 países são da América Latina no período entre 1970 e 1990. O autor utilizou os resultados obtidos para os países industriais como ponto de comparação da análise do grau de integração dos mercados de capital. O coeficiente estimado para a relação poupança-investimento foi de 0,6 para os países industrializados. Esse valor foi tomado como referência na determinação da integração entre os mercados.

Ou seja, se o coeficiente de um país estiver acima do valor de referência, isso indicaria uma classificação de conta de capital relativamente fechada. Porém, caso o coeficiente estimado estiver abaixo do valor de referência, a conta de capital dessa economia poderia ser classificada como apresentando uma mobilidade de capital relativamente elevada. Os resultados indicaram que a maioria dos países em desenvolvimento pode ser descritos como possuindo mercados financeiros

¹¹ Esse resultado foi obtido tanto em uma análise de *cross-section*, a exemplo, Dooley, Frankel e Mathieson (1986), como em estudos de um país particular, a exemplo, Obstfeld (1986) e Frankel (1989) que analisaram os Estados Unidos.

¹² Golub (1990) propõe o estudo sobre a mobilidade de capital entre os mercados de capitais financeiros dos países industriais a partir da razão entre o fluxo de capital bruto internacional e o e o fluxo de capital bruto doméstico. Essa abordagem sobre o grau de integração dos mercados financeiros mostrou que a mobilidade de capital para 12 países da OECD entre 1970 e 1986 aumentou durante esse período, porém ainda permanece baixa.

relativamente abertos, pois apresentaram um grau de mobilidade de capital elevado. Essa evidência indica que o grau de mobilidade de capital dos países em desenvolvimento, na prática, é ainda superior ao que é mostrado nas classificações, segundo a presença dos controles de capitais.

Os estudos que avaliam a mobilidade de capitais no Brasil a partir da relação entre o investimento e a poupança domésticos apontam para resultados diversos, que variam desde a mobilidade intermediária à mobilidade perfeita. Os resultados mudam com a metodologia empregada na análise. Senna e Issler (2000) concluem que existe uma mobilidade parcial de capitais no Brasil no período de 1947 a 1997 através de um modelo intertemporal da conta corrente. Ghosh e Ostry (1995) avaliaram a mobilidade de 45 países em desenvolvimento, inclusive o Brasil, entre 1961 e 1989 com a mesma metodologia de Senna e Issler (2000). Os resultados de Ghosh e Ostry (1995) indicaram uma perfeita mobilidade de capitais no Brasil. Rocha (2003) estuda a relação entre o investimento e a poupança com dados para o Brasil no período de 1960-1996, utilizando o modelo de correção de erros e teste de co-integração. Partindo da observação de que as séries de poupança e investimento são $I(1)$, a hipótese de ausência mobilidade de capitais de Feldstein e Horioka pode ser observada quando o investimento e a poupança co-integram com vetor de co-integração restritos a $(1,-1)$. Os resultados do teste de Rocha (2003) obtiveram coeficientes estatisticamente diferentes de zero e de um apontando para a existência de um grau intermediário de mobilidade de capitais no Brasil.

Em resumo, não existe um consenso na literatura com relação ao método e à interpretação dos resultados de Feldstein e Horioka (1980). A literatura de integração financeira sugere a análise mais diretamente através das taxas de retorno dos ativos financeiros na investigação sobre a integração financeira entre os países. Em geral, os estudos focalizam sobre as condições de arbitragem nos mercados financeiros. Ou melhor, a análise e investigação sobre o grau de integração financeira entre as economias são baseadas nas condições de paridade de juros, que deveriam vigorar em uma economia aberta aos mercados de capitais internacionais.

3.2 Condições de arbitragem nos mercados financeiros.

3.2.1 Paridade de taxa de juros coberta e descoberta.

A paridade de juros descoberta é uma relação econômica fundamental para a construção da maioria dos modelos que tratam do comportamento da taxa de câmbio. Conforme Isard (1995), a taxa de câmbio tornou-se mais influenciada pela taxa de juros determinada pelas autoridades monetárias no final do século XIX. Ou seja, aumentos na taxa de juros doméstica levariam a um fortalecimento da moeda doméstica, enquanto a redução na taxa de juros ocasionaria um aumento no preço unitário da moeda estrangeira em termos de moeda doméstica. A noção de que a taxa de câmbio e a taxa de juros eram intimamente ligadas parece também ter sido influenciada pelo desenvolvimento do mercado de câmbio futuro durante a segunda metade do século dezanove.

Os participantes do comércio internacional e dos mercados financeiros internacionais freqüentemente recorrem aos contratos de entrega ou de recebimento de moeda estrangeira em uma data futura. Um mercado de câmbio futuro fornece um mecanismo para eliminar a incerteza da taxa de câmbio associada aos pagamentos futuros em moeda estrangeira. Em particular, o mercado de câmbio futuro fornece uma forma de planejamento da conversão da moeda doméstica em moeda estrangeira e vice-versa em uma data futura de acordo com uma taxa de câmbio futura pré-especificada¹³.

De acordo com Fisher (1930), o retorno nominal de um título em um país deve ser igual, devido à especulação ou à arbitragem de juros, a um título idêntico de outro país quando medidos na mesma moeda. As duas principais formas da hipótese de paridade de juros são a paridade descoberta de juros (PDJ) e a paridade coberta de juros (PCJ). A PCJ mostra que o diferencial entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista será igual ao diferencial de juros entre ativos domésticos e externos de características similares, que apenas diferem na denominação monetária, quando não existem oportunidades de arbitragem. Já, a definição de PDJ mais a hipótese de

¹³ A definição de contratos futuros de dólar americano está expressa de forma bastante simplificada. Segundo Garcia (1997), as transações desse tipo de contrato envolvem detalhes operacionais, como as garantias exigidas pela bolsa de valores – que é a BM&F (Bolsa de Mercadorias e Futuros), no caso do Brasil – e os ajustes diários de margem, tornando essas transações mais complexas.

expectativas racionais implica que os diferenciais de juros deveriam ser previsores não viesados das mudanças esperadas na taxa de câmbio. A definição da PDJ depende explicitamente da taxa de câmbio à vista esperada no futuro, a qual não é diretamente observável, pois depende da suposição *a priori* do processo de formação das expectativas dos agentes.

Suponha que $I_{t,k}$ e $I_{t,k}^*$ são as taxas de juros nominais nacional e internacional, respectivamente, entre período t e $t+k$ de um investimento denominado na moeda doméstica, isto é, A e de um investimento denominado na moeda estrangeira, isto é, B. Sejam S_t e $F_{t,t+k}$ a taxa de câmbio à vista no tempo t e a taxa de câmbio futura para um contrato que vence k períodos à frente, respectivamente, medindo uma unidade de moeda B em termos da moeda A. Considere que s_t , $f_{t,t+k}$, $i_{t,k}$ e $i_{t,k}^*$ são os respectivos logaritmos das taxas de câmbio à vista, da taxa de câmbio futura, da taxa de juros nominal doméstica e internacional. Observe que uma unidade de moeda estrangeira (B) convertido na taxa de câmbio à vista, s_t , e mantido em um investimento denominado em moeda doméstica A, acumularia em $t+1$ um rendimento em moeda A de $S_t(1 + I_{t,k})$.

Alternativamente, sob um contrato a termo em t , uma unidade da moeda B poderia ser mantida em um investimento denominado na moeda B até $t+1$ e, então, convertido em $F_{t,t+k}(1 + I_{t,k}^*)$ unidades de moeda A. Portanto, se as duas oportunidades de investimento forem consideradas equivalentes em todos os aspectos (ou seja, maturidade, risco país, tratamento tributário, restrições de posse por parte de não-residentes, etc) exceto em suas denominações monetárias e em suas taxas de juros, as pressões de mercado tenderiam a gerar um resultado de equilíbrio, conforme a equação (2):

$$F_{t,t+k}(1 + I_{t,k}^*) = S_t(1 + I_{t,k}) \quad (2)$$

Em logaritmos, tem-se:

$$f_{t,t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (3)$$

onde as equações (2) e (3) são conhecidas como a paridade coberta de juros. O lado esquerdo da equação (3) é a diferença percentual entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista, conhecida na literatura como prêmio *forward* ou futuro.

Teoricamente, a PCJ deverá vigorar independentemente das preferências dos agentes econômicos. Caso contrário, haveria oportunidade de ganhos livres de riscos. Se o diferencial de juros doméstico e internacional for positivo e superior ao prêmio futuro, o investidor poderia realizar ganhos livres de risco ao comprar moeda estrangeira a uma taxa de câmbio futura menor. Enquanto os investidores realizam essas trocas, o preço da moeda estrangeira no mercado futuro tenderá a subir eliminando a oportunidade de arbitragem.

Uma outra forma de investimento é manter a unidade de moeda B em um investimento denominado na moeda B e convertê-lo na moeda A na taxa de câmbio à vista que prevalecerá em $t+1$, resultando em $S_{t+1}(1 + I_t^*)$. Sob essa alternativa, o investidor permanece incerto sobre a taxa de câmbio até a data de conversão, ou seja, o risco cambial é deixado não coberto durante o intervalo t e $t+1$. A hipótese de PDJ postula que as forças de mercado equilibram os retornos que os investidores esperam ganhar no investimento sem cobertura cambial relativo ao retorno da opção sem risco cambial convertido na moeda A. Em particular, se $E_t S_{t+1}$ é o valor esperado da taxa de câmbio à vista em $t+1$ condicionado às informações no tempo t , a hipótese de PDJ pode ser expressa da seguinte forma:

$$E_t S_{t,t+k} (1 + I_{t,k}^*) = S_t (1 + I_{t,k}) \quad (4)$$

Em logaritmos, tem-se¹⁴:

$$E_t s_{t,t+k} - s_t = i_{t,k} - i_{t,k}^* \quad (5)$$

Portanto, se assumir neutralidade ao risco e expectativas racionais, tem-se as seguintes implicações das condições de paridade: (i) a taxa de câmbio futura será um estimador não-viesado da taxa de câmbio à vista esperada em t para $t+k$; e (ii) a taxa de câmbio à vista efetiva em $t+k$ diferirá da taxa de câmbio à vista esperada em t para $t+k$ por um erro aleatório, de acordo com a suposição de que os agentes utilizam sem erros sistemáticos as informações disponíveis no tempo t para formar suas expectativas para o

¹⁴ Segundo Garcia e Olivares (2001), a especificação em logaritmico das condições evita qualquer problema decorrente da desigualdade de Jensen e, conseqüentemente, resolve o paradoxo de Siegel. O paradoxo de Siegel está bem detalhado em Obstfeld e Rogoff (1996, 586-8).

tempo $t+k$. Combinando as hipóteses de PCJ e PDJ mais a hipótese de expectativa racional, tem-se que:

$$E_t s_{t,t+k} = f_{t,t+k} \quad (6)$$

$$s_{t+k} = E_t s_{t,t+k} + u_{t,t+k} \quad (7)$$

onde $u_{t,t+k}$ é o erro de previsão aleatório com média igual a zero e não correlacionado ao longo do tempo. A equação (6) descreve a hipótese de eficiência do mercado futuro de câmbio, isto é, de que a taxa de câmbio futura é um bom previsor da taxa de câmbio à vista em $t+k$. Substituindo (7) em (6) e vigorando a PCJ, a PDJ pode ser reescrita da seguinte forma:

$$s_{t+k} - s_t = (i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*) + u_{t,t+k} \quad (8)$$

A equação (8) mostra que as mudanças observadas *ex post* da taxa de câmbio entre o período t e $t+k$ são iguais aos diferenciais da taxa de juros doméstica e internacional no tempo t mais um erro de previsão aleatório com média zero e não correlacionado com o conjunto de informações em t , dado que as expectativas são racionais. A avaliação empírica do diferencial de juros como um estimador das mudanças *ex post* da taxa de câmbio implica em duas questões: a) na avaliação da magnitude dos desvios da PDJ e b) na avaliação de se os erros de previsões foram sistematicamente viesados.

A condição de não-arbitragem PDJ é satisfeita quando os mercados financeiros são perfeitamente integrados. Isto é, o diferencial de juros entre diferentes economias se igualaria a depreciação esperada na taxa de câmbio. Dessa forma, se um país tem uma taxa de juros nominal em equilíbrio mais elevada que a taxa de juros estrangeira, a moeda doméstica é esperada a se depreciar de forma a igualar os retornos reais entre as duas economias. Alguns estudos mostram que os diferenciais de juros explicam uma pequena proporção das mudanças nas taxas de câmbio, bem como, muitas vezes, prever mal a direção verdadeira dessas mudanças¹⁵. A partir de (8), uma das formas de testar empiricamente a PDJ pode ser através da estimação da equação abaixo:

¹⁵ Uma referência para esses resultados pode ser encontrada em Froot e Thaler (1990), McCallum (1994) e Eichenbaum e Evans (1995).

$$s_{t+k} - s_t = \alpha_0 + \alpha_1 (i_{t,t+k} - i_{t,t+k}^*) + u_{t,t+k} \quad (9)$$

Conforme a teoria, a condição de paridade de juros descoberta é satisfeita quando a estimativa de α_0 é igual a zero e de α_1 é igual a unidade. Entretanto, as evidências empíricas têm rejeitado essas hipóteses, em geral, encontrando um valor para α_1 diferente de um e, algumas vezes, é estimado com um valor negativo. Wash (1998) e McCallum (1994) argumentam que quando o diferencial de juros responde a taxa de câmbio corrente, a probabilidade limite do coeficiente da equação (9) pode ser menor que a unidade ou mesmo negativo¹⁶. Outra explicação sugerida é que o erro aleatório não é composto apenas por erros de previsão, mas também pelos prêmios de riscos, os quais podem fazer com que ocorram divergências dos retornos entre os países.

Roubini e Backus (2001) explicam a inconsistência na PDJ que é observada nas evidências empíricas. A condição de Fischer mostra que uma taxa de juros nominal elevada pode ser atribuída a dois fatores: a uma taxa de juros real elevada, devido a uma política monetária restritiva definida pelo banco central e/ou às expectativas de inflação elevadas. Substituindo as condições de Fischer do país doméstico e do país estrangeiro na PDJ, obtem-se que a mudança esperada na taxa de câmbio nominal é igual a diferença entre as taxas reais de juros doméstica e externa mais a diferença entre o nível esperado de preços na economia doméstica e externa.

O primeiro caso analisado pelos autores é quando as taxas de juros reais são iguais entre os dois países. Dessa forma, uma taxa de juros nominal doméstica pode estar acima da externa somente se o país doméstico espera uma taxa de inflação maior do que no país estrangeiro. Neste caso, faz sentido, pela paridade de poder de compra (PPP), que uma maior taxa de juros nominal está associada a uma desvalorização cambial, conforme a PDJ. Segundo Roubini e Backus (2001), as evidências mostram que países com alta inflação têm, em média, maiores taxas de juros nominais do que

¹⁶ As ações de políticas monetárias futuras plenamente antecipadas podem afetar a taxa de câmbio corrente. Conseqüentemente, os testes empíricos podem encontrar dificuldades em isolar os efeitos devido a realimentação sistemática dessas políticas. Segundo McCallum (1994), a PDJ é modelada teoricamente independente do comportamento da política monetária, enquanto as definições dos testes estatísticos captam esse comportamento, pois a política monetária influencia as propriedades da série de tempo dos diferenciais de juros. A correlação entre essas variáveis e as ações de políticas é afetada pelas informações retiradas das observações correntes que a política fornece sobre o seu curso futuro.

países com inflação baixa e, na média, as moedas dos países de alta inflação tendem a se desvalorizar em relação aos de inflação baixa a uma taxa próxima da diferença das taxas de inflação dos dois países.

O segundo caso analisado por Roubini e Backus (2001) ocorre quando as taxas de inflação doméstica e externa são iguais. Neste caso, uma taxa de juros doméstica mais elevada não reflete maiores inflação, mas, por exemplo, uma política monetária apertada do banco central. Dessa maneira, deve-se esperar que uma maior taxa de juros real esteja ligada a uma valorização cambial, pois uma taxa de juros nominal relativamente maior que a taxa de juros nominal estrangeira leva a uma entrada de capital no país com um maior rendimento. Isso acaba contradizendo a teoria da paridade descoberta de juros. Na história dos últimos 20 anos sob taxa de câmbio flutuante, segue que, nos períodos em que a inflação dos Estados Unidos está próxima da taxa de inflação da Alemanha, o dólar valoriza-se, quando a taxa de juros nominal dos Estados Unidos é maior do que na Alemanha.

A partir da equação (8), se a PCJ é satisfeita, obtém-se a condição geralmente utilizada para verificar a hipótese de eficiência de mercado. É importante deixar claro que o teste de eficiência de mercado mantém a hipótese de expectativas racionais. Dessa forma, segue então que,

$$s_{t+k} - s_t = (f_{t,t+k} - s_t) + u_{t,t+k} \quad (10)$$

Uma idéia simples de eficiência de mercado pode ser obtida a partir da definição de Hodrick e Hansen (1980). Ou seja, o mercado de câmbio é eficiente, desde que o retorno esperado da especulação no mercado futuro de câmbio é igual a zero, dado o conjunto de informações disponível correntemente. Equivalentemente, essa definição pode ser vista através das equações (6) e (7) que diz que a taxa de câmbio futura em t é um bom previsor da taxa de câmbio à vista efetiva em $t+k$. Empiricamente, o teste da hipótese de eficiência pode ser realizado estimando a seguinte equação:

$$s_{t+k} - s_t = \beta_0 + \beta_1(f_{t,t+k} - s_t) + u_{t,t+k} \quad (11)$$

onde o erro aleatório pode incluir tanto um prêmio de risco cambial como os efeitos do desvios da hipótese de expectativa racional dos agentes. Conforme a teoria, o estimador

β_1 deverá ser igual a unidade, quando as expectativas são racionais e o erro aleatório é não correlacionado com o prêmio futuro. Portanto, a hipótese nula a ser testada é a hipótese conjunta de $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, ou melhor, a taxa de câmbio futura em t é um bom previsor da taxa de câmbio à vista em $t+k$ (hipótese de eficiência de mercado). Portanto, a equação (11) é um teste para a PDJ, pois se a hipótese nula for não rejeitada, a taxa futura de câmbio corrente conterá todas as informações sobre a taxa de câmbio à vista realizada k período à frente.

A equação (11) é conhecida como uma relação fundamental de Fama (1984). O artigo clássico de Fama (1984) encontrou evidências de um coeficiente menor que um e negativo para nove países no período entre agosto de 1973 e dezembro de 1982. Mais recentemente, Lewis (1995) estima a relação descrita em (11) para o mesmo período que Fama (1984). Ao estimar essa relação para as taxas de câmbio dólar/marco, dólar/libra e dólar/iene, Lewis (1995) encontra coeficientes estimados da seguinte ordem -3,33, -2,31 e -2,28, respectivamente, ou seja, novamente os coeficientes estimados foram negativos e estatisticamente diferente de um¹⁷. Da mesma forma, o estudo de McCallum (1994) encontrou evidência para β_1 igual a -3 e a -4 da relação entre moedas de seis países desenvolvidos, que pode ser interpretados como um indicador da existência de um viés no mercado futuro, ou melhor, essas evidências não corroboram a hipótese de que o mercado futuro seria um bom previsor da taxa de câmbio a vigorar no futuro¹⁸.

Segundo Garcia e Olivares (2001), uma justificativa para a conclusão de que a taxa de câmbio futura é um bom previsor da taxa de câmbio à vista no futuro é que a taxa de câmbio do dólar futuro seria uma média das estimativas da taxa de câmbio à vista no vencimento do contrato futuro. Isto é, agregar-se-iam diferentes expectativas quanto ao comportamento do dólar à vista no futuro e, assim, o preço do dólar futuro

¹⁷ O resultado obtido através da estimação da equação (11) é um indício para a análise de manutenção da PDJ. Dessa forma, a existência de um viés na taxa de câmbio futura pode ser uma indicação forte de que a PDJ não vigora. Entretanto, é importante ressaltar que é um teste para eficiência de mercado de câmbio e, portanto, pode-se encontrar um viés de previsão no mercado de câmbio consistente com a manutenção da hipótese de PDJ, segundo McCallum(1994).

¹⁸ Existe uma literatura bastante ampla que procura testar empiricamente a hipótese de viés no mercado de câmbio a termo ou futuro. Como uma pequena referência desses estudos tem-se Frenkel e Levich (1977), Hodrick e Hansen (1980), Dooley e Isard (1980), Bilson (1981), Froot e Frankel (1989), Froot e Thaler (1990), Eichenbaum e Evans (1995) e Peel e Taylor (2002).

representaria uma previsão do mercado do dólar à vista. Entretanto, há diferentes razões para os investidores atuarem no mercado e cujas expectativas e o conjunto de informações devem ser diferentes um dos outros. Dessa maneira, seriam necessárias outras condições para garantir que o preço futuro represente a média do preço à vista em uma data futura¹⁹.

Quanto mais distante do vencimento do contrato futuro, maior será o risco envolvido e maior será o prêmio exigido no contrato. Esse prêmio é a diferença entre a taxa futura de câmbio e a taxa de câmbio esperada no futuro. Porém, o prêmio não é diretamente observável e aumenta em períodos de maior incerteza na economia. O que é observável é a diferença entre a taxa de câmbio futura e a taxa de câmbio à vista corrente, ou seja, o prêmio a termo ou futuro, que grande parte dos estudos, que analisam os mercados financeiros - *e. g.*, Lewis (1995), Engle (1995) e Obstfeld e Rogoff (1996) - divide-o em dois componentes: a expectativa de depreciação cambial e o prêmio de risco cambial ou risco moeda. Entretanto, a hipótese de existência de um prêmio de risco (risco moeda) no mercado de câmbio é apenas uma das explicações que se tem dado ao fato empírico de que as cotações da taxa de câmbio no mercado a termo ou futuro são estimadores viesados da taxa de câmbio que se realiza em uma data futura. Garcia (1997) sugere que o risco moeda estaria associado ao fato de que um contrato futuro de câmbio funciona como uma cobertura contra parte da incerteza da economia, ou seja, refletiria um risco macroeconômico²⁰.

¹⁹ A literatura de finanças aponta três razões que estimulam a atividade dos investidores: o motivo de especulação, o motivo de cobertura e o motivo de arbitragem. Um especulador compra ou vende apenas se espera auferir ganhos com a transação. Um *hedger* pode comprar e vender mesmo com a expectativa de perda financeira, desde que essa transação possibilite a redução do risco completo da carteira. Finalmente, um arbitrador tenta capturar ganhos temporários sem correr risco quando há diferenças entre os preços de um mesmo ativo em mercados distintos. Dessa forma, sendo a taxa de câmbio futura uma média das estimativas da taxa de câmbio à vista na data futura, isto é, na data de vencimento do contrato, o preço futuro do dólar americano, por exemplo, pode diferir do preço observado na data futura. Ou seja, a agregação dos agentes com diferentes conjuntos de informações pode gerar um viés relativo à taxa de câmbio à vista observada no futuro.

²⁰ Essa conclusão é derivada de dois princípios da literatura de finanças: a) as decisões de investimentos dos agentes dependem da relação entre o retorno esperado e o risco associado e b) apenas o risco não diversificável é relevante na determinação dos preços dos ativos financeiros. Segundo o modelo CAPM (*capital asset pricing model*), uma medida de risco sistemático é dada pelo *beta* que mede a correlação entre o retorno de um ativo financeiro e o retorno do portfólio de mercado. Dessa forma, conforme descreve Garcia e Olivares (2001), o episódio de desvalorização da taxa de câmbio brasileira em 1999 com a mudança de regime cambial, representando o risco da economia, deve elevar o retorno do ativo “contrato futuro” devido ao maior risco agregado. Mais em frente, detalha-se o prêmio exigido pela presença desse risco.

Seguindo a abordagem de Lewis (1995), desenvolve-se uma estrutura alternativa de especificar as relações de PCJ e PDJ. Esta última pode ser obtida através da definição do *excesso de retorno* em t+k (er_{t+k}) como viés da PDJ, ou melhor, o retorno realizado (*ex post*) pode ser expresso como²¹:

$$er_{t+k} = \text{viés} = s_{t+k} - s_t + i_t^* - i_t \quad (12)$$

Substituindo a equação (3) da PCJ na equação (12), tem-se o retorno realizado definido como o viés da taxa de câmbio futura em t, $f_{t,t+k}$, em relação à taxa de câmbio à vista efetiva em t+k, s_{t+k} , ou seja:

$$er_{t+k} \equiv s_{t+k} - f_{t,t+k} \quad (13)$$

onde, sob a hipótese de neutralidade ao risco e expectativas racionais, a teoria coloca que os investidores governam f_t em direção ao valor esperado da taxa à vista em t+k de modo que os lucros esperados da especulação no mercado futuro seria zero.

Como os *excessos* de retorno *ex post* não são conhecidos no tempo do contrato em t, a análise do comportamento desses retornos depende da medida de retorno esperado (*ex ante*). Ou melhor, o *excesso* de retorno *ex post* será igual ao *excesso* de retorno esperado mais um erro de previsão aleatório. Tomando o operador de esperança e subtraindo s_t de ambos os lados de (13), tem-se a seguinte expressão para o *excesso* de retorno esperado:

$$per_t \equiv E_t(er_{t+k}) = E_t \Delta s_{t+k} - (f_{t,t+k} - s_t) \quad (14)$$

Ou seja,

$$er_{t+k} = per_t + u_{t+k} \quad (15)$$

onde o erro aleatório é o erro de previsão definido como $u_{t+k} \equiv s_{t+k} - E_t s_{t+k}$, quando as expectativas são racionais. O retorno realizado é dividido em dois componentes: um termo referente ao retorno esperado e outro termo referente a um erro de previsão aleatório. A relação descrita em (15) mostra que o comportamento dos retornos realizados podem ser atribuídos (a) à existência de um prêmio de risco, demandado

²¹ Em Lewis (1995), o termo *excesso de retorno* refere-se ao retorno ou ganho realizado devido à especulação no mercado futuro.

pelos investidores por manter ativos externos, (b) à erros de previsão sistemáticos – isto é, aos erros de previsão correlacionados com as informações correntes - e c) uma combinação desses fatores²². Essa representação é equivalente a (11), no sentido de que o retorno esperado é igual a zero ($per_t = 0$), se $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$. Ou melhor, se os agentes são racionais, a PDJ se mantém e os desvios são explicados pelos erros de previsão puramente aleatórios²³. É possível definir o prêmio de risco da moeda como $pr_t = E_t s_{t+k} - f_t = per$, ou seja, o excesso de retorno *ex ante*. Conseqüentemente, retorno realizado descrito em (15) pode ser escrito como $er_{t+k} = pr_t + u_{t+k}$.

Uma outra forma de testar a eficiência do mercado de câmbio é através da segunda relação fundamental descrita por Fama (1984), que se verifica os retornos realizados podem ser previstos a partir de um conjunto de informações observadas pelos agentes. A hipótese de retornos não previsíveis – isto é, do retorno percebido da especulação no mercado futuro é igual a zero- pode ser testada através de uma regressão dos retornos realizados sobre um conjunto de informações observado pelos agentes econômicos em t. Seguindo Obstfeld e Rogoff (1996), o prêmio futuro é composto pela mudança esperada na taxa de câmbio à vista e pelo prêmio de risco, conforme as relações descritas em (13) e (14). Considerando a hipótese de expectativas racionais, a segunda relação fundamental é obtida da seguinte maneira:

$$f_t - s_{t+k} = b_0 + b_1(f_t - s_t) + \eta_{t+k} \quad (16)$$

onde as informações observadas em t são representadas pelo prêmio a termo ou futuro. A evidência de um coeficiente b_1 estimado diferente de zero implicaria que o prêmio a termo ou futuro ajuda a explicar o comportamento do retorno realizado, ou seja, ajuda a explicar a existência de um prêmio de risco. Nesse caso, a taxa futura de câmbio em t

²² O prêmio de risco decorre do fato que quando os investidores desejam manter ativos externos para, posteriormente, converter seus rendimentos em sua moeda em uma taxa de câmbio, que prevalecerá em uma data futura, eles acabam demandando um prêmio de forma a compensar um risco na conversão dos rendimentos na moeda de seu país.

²³ O termo da desigualdade de Jensen implica que os retornos esperados podem ser diferentes de zero, mesmo se os agentes são neutros ao risco e a taxa futura é um previsor não viesado da taxa à vista. Isso decorre do termo covariância entre as mudanças na taxa de câmbio à vista em t+1 e a inflação de t+1 na definição do retorno *ex ante*. Entretanto, Alguns estudos, por exemplo, Cumby (1988) e de Lewis (1995), mostram que o valor da covariância é muito pequeno e mesmo próximo de zero, de forma que o comportamento do retorno esperado em termos reais e nominais não difere significativamente. Não é capaz explicar uma parte significativa da evidência dos retornos esperados e, portanto, não invalida a análise empírica que desconsidera o termo.

será distinta da taxa à vista esperada em t para $t+k$ e essa diferença é expressa pelo prêmio de risco. Um coeficiente b_1 diferente de zero implicaria que o prêmio futuro observado correntemente tem informações sobre o comportamento da mudança da taxa de câmbio à vista esperada para amanhã. Em geral, os resultados empíricos apontam em direção oposta às relações propostas pela teoria. Primeiramente, Fama (1984) e, mais recentemente, os *surveys* de Lewis (1995) e Engle (1995) encontraram evidências de excesso de retorno previsível, além do fato da presença de um prêmio de risco variando no tempo.

A equação (11) é mais comumente usada para testar a falha da PDJ. Desde que o prêmio futuro ou a termo é composto pelo prêmio de risco moeda e pela depreciação cambial esperada, a relação entre as equações (11) e (16) são expressas da seguinte forma: a) a soma dos interceptos deve ser igual a zero, isto é, $(\beta_0 = -b_0)$; b) a soma das inclinações deve ser igual a um, isto é, $(\beta_1 + b_1 = 1)$ e c) a soma em cada período dos os erros aleatórios deve ser zero $(u_{t+k} = -\eta_{t+k})$. Há um aparente consenso acerca de que valores de β_1 diferentes da unidade podem ser gerados pela componente de prêmio de risco da taxa futura de câmbio que varia ao longo do tempo.

Apesar dos mercados financeiros internacionais terem experimentado um grande crescimento nos volumes transacionados de ativos, bem como vem passando por processos de liberalização dos movimentos de capitais, duas questões empíricas permanecem sem uma resposta precisa e consensual. Lewis (1995) chama essas duas questões como: o *puzzle* do retorno previsível e o *puzzle* do viés ao país doméstico. O primeiro diz respeito ao fato de que se torna cada vez mais difícil explicar os desvios da paridade de juros descoberto ou, equivalentemente, os excesso de retornos de ativos domésticos relativos aos estrangeiros, principalmente, devido aos resultados encontrados por Fama (1984). O segundo diz respeito à suposição implícita em muitos modelos que os investidores aproveitariam as oportunidades de ganhos potenciais e de divisão dos riscos através dos mercados de capitais integrados. Entretanto, é verificado que os investidores domésticos mantêm uma parcela muito pequena de ativos estrangeiros em suas carteiras.

Uma linha de abordagem tenta explicar a evidência empírica de $\beta_1 < 1$, ou seja, de um viés de previsão na taxa futura de câmbio, através da existência de um prêmio de risco. O estudo clássico de Fama (1984) explica os resultados encontrados a partir da relação descrita em (11) atribuindo à existência de um prêmio de risco variando ao longo do tempo. As principais conclusões de Eugene Fama das evidências encontradas em suas estimações foram: i) que o prêmio de risco e a taxa de depreciação esperada pelo mercado à vista são negativamente correlacionados e ii) que a variância do prêmio de risco é relativamente maior que a variância da mudança esperada da taxa de câmbio à vista, indicando que grande parte da variação na taxa futura de câmbio é devido às variações no prêmio de risco²⁴.

A partir da probabilidade limite do coeficiente estimado por mínimos quadrados ordinário (MQO) de β_1 da equação (11), podem-se observar as principais implicações derivadas dos resultados de Fama. Sob a hipótese de expectativas racionais, obtém-se:

$$p \lim(\bar{\beta}_1) = \frac{Cov(s_{t+1} - s_t, f_t - s_t)}{Var(f_t - s_t)} \quad (17)$$

, mantendo a hipótese de expectativas racionais, tem-se a seguinte expressão:

$$p \lim(\bar{\beta}_1) = \frac{Var(f_t - s_t) - Cov(s_{t+k} - s_t, pr_t) - Var(pr_t)}{Var(f_t - s_t)} \quad (18)$$

onde a equação (18) pode ser reduzida para:

$$p \lim(\bar{\beta}_1) = 1 - \beta_{pr} \text{ , onde } \beta_{pr} = \frac{Cov(\Delta^e s_{t+k}, pr_t) + var(pr_t)}{Var(f_t - s_t)} \quad (19)$$

A equação (19) é uma formulação fundamental, pois mostra uma explicação possível para as evidências empíricas de um coeficiente estimado $\beta_1 < 1$, consistente com $\beta_{pr} < 0$. A primeira conclusão de Fama é baseada nas evidências de suas estimativas negativas de forma que seus resultados indicam que o termo $Cov(E_t \Delta s_{t+1}, pr_t)$ da equação (18) é negativo. Ou seja, um sinal negativo encontrado

²⁴ Lewis (1995) verificou a presença de um prêmio de risco, bem como mostrou a existência de uma correlação negativa entre o prêmio de risco e depreciação esperada, Utilizando as taxas de câmbio dólar/marco e dólar/iene no período entre 1975-1989. O componente de prêmio de risco também se mostrou bastante variável, variando de -20% a -30% ao ano com a taxa cambial dólar/marco e variando de 32% a 30% ao ano com a taxa cambial dólar/iene. Os resultados de suas estimações confirmaram os resultados obtidos por Fama (1984).

nas estimações da equação (11) sugerem uma correlação inversa entre mudanças esperadas na taxa de câmbio à vista e o prêmio de risco da moeda.

A segunda conclusão de Fama é uma consequência das estimativas de β_1 serem menores que 1/2. Esse resultado pode ser derivado através da definição da variância do excesso de retorno esperado que é expresso da seguinte forma:

$$\frac{1}{2}[\text{Var}(E_t \Delta s_{t+1}) + \text{Var}(pr_t)] > \text{Var}(E_t \Delta s_{t+1}) \quad (20)$$

onde a equação (20) implica o segundo resultado da análise de Fama, isto é, $\text{Var}(pr_t) > \text{Var}[E_t(\Delta s_{t+1})]$. As evidências encontradas por Fama (1984) se constituem em desafios na área de Finanças, pois ainda não existe um consenso sobre as possíveis justificativas para tais implicações de forma que permanecem os incentivos para análises empíricas e teóricas futuras.

O estudo de Garcia e Olivares (2000) analisa as duas proposições fundamentais de Fama para o caso brasileiro. Utilizando dados do mercado futuro de câmbio do período de abril de 1995 a dezembro de 1998, os autores acima não encontraram evidências que corroborem as duas conclusões para o Brasil. Em primeiro lugar, Garcia e Olivares (2000) encontraram estimativas de β sempre positivas, o que invalidou a primeira evidência de que a taxa de depreciação esperada teria uma correlação negativa com o prêmio de risco cambial. Em segundo, não foi possível rejeitar a hipótese nula de que a variância do prêmio de risco iguala-se à variância da taxa de depreciação esperada. Apesar de sugerir cautela na interpretação dos seus resultados, devido ao tamanho reduzido da amostra, Garcia e Olivares (2000) mostram que seus resultados estavam de acordo com as evidências encontradas por Bansal e Dahlquist (2000), que mostra que esses são os resultados típicos para as economias emergentes.

Segundo Engle (1995), os resultados estimados da relação descrita em (11) dependem de se a amostra é suficientemente grande. Em amostras finitas, os resultados dos testes da PDJ podem sofrer influências de alguns fatores presentes na amostra. Ou melhor, é possível que os erros de previsão sejam devidos ao viés da amostra – por exemplo, aprendizagem e problema do peso, como serão observados posteriormente,

mesmo conservando a suposição de expectativas racionais. Outra linha de argumentação tenta explicar as evidências de viés de previsão de f_t através de desvios da hipótese de expectativas racionais.

A equação (19) assume a hipótese expectativa racional de modo que o viés de previsão da taxa futura de câmbio deve ser igual ao prêmio de risco cambial. Em vez disso, pode-se supor que um coeficiente β_1 menor que a unidade pode ser devido a uma correlação negativa entre o erro de previsão e o prêmio futuro. Nesse caso, a taxa futura de câmbio produz erros de previsão sistemáticos dos movimentos na taxa de câmbio. De forma que é possível decompor o coeficiente β_1 no prêmio de risco moeda e na formação das expectativas não racionais, isto é:

$$\bar{\beta}_1 = 1 - \bar{\beta}_{pr} - \bar{\beta}_{ss} \quad \text{e} \quad \bar{\beta}_{ss} = \frac{Cov(u_t, f_t - s_t)}{Var(f_t - s_t)} \quad (21)$$

onde $\bar{\beta}_{ss}$ representa o desvio de β_1 devido ao problema de viés na taxa futura de câmbio. É possível que o coeficiente $\bar{\beta}_1$ seja ainda menor, quando se considera na análise a possibilidade de os agentes não formarem suas expectativas racionalmente.

Em resumo, não há uma explicação unânime e satisfatória para a existência de um viés na paridade descoberta de juros. As interpretações do viés podem ser divididas em algumas abordagens, como: i) a abordagem que mantém a hipótese de expectativas racionais, fornecendo explicações para o viés através da existência de um prêmio de risco variando ao longo do tempo; ii) a abordagem que se baseia em explicações referentes “ao problema do peso” e informação incompleta com aprendizagem, mantendo as expectativas racionais e iii) a abordagem que rejeita a suposição de que os participantes do mercado formam suas expectativas racionalmente.

A próxima seção faz uma abordagem resumida de duas explicações dadas ao comportamento dos desvios da paridade descoberta de juros, mantendo a hipótese que os agentes formam suas expectativas racionalmente. A primeira explicação para o viés da PDJ é atribuída a uma mudança no processo estocástico da taxa de câmbio à vista, que se torna totalmente percebida pelos agentes com certa defasagem no tempo. É o que se chama de processo de aprendizagem – isto é, aprendizagem sobre uma possível mudança no passado na distribuição do modelo econômico. A segunda explicação é

conhecida como o problema do peso, que existe quando os participantes do mercado antecipam uma mudança discreta no futuro na política econômica, que não ocorre no período selecionado da amostra. Em geral, medir expectativas é sempre algo difícil de realizar, pois se subentende uma compreensão da distribuição do modelo da economia. Essa dificuldade aumenta quando há mudanças discretas que não são representadas pela distribuição presente do modelo.

3.2.2 Fontes de desvio da paridade de juros descoberta.

3.2.2.1 Abordagem da aprendizagem.

Suponha uma mudança na política econômica – por exemplo, uma política monetária restritiva - que implicaria em uma valorização da taxa de câmbio. Seja a taxa de câmbio futura esperada condicional ao velho regime dado por $E_t(s_{t+1}/R^V)$ e as expectativas condicionais do novo regime dada por $E_t(s_{t+1}/R^N)$ de forma que $E_t(s_{t+1}/R^V) > E_t(s_{t+1}/R^N)$. A taxa de câmbio à vista esperada em t+1 será uma média ponderada pela probabilidade de mudança de regime, ou seja,

$$E_t s_{t+1} = (1 - \lambda_t) E_t(s_{t+1}/R^N) + \lambda_t E_t(s_{t+1}/R^V) \quad (22)$$

,onde λ_t é a probabilidade avaliada pelo mercado no tempo t que a política monetária está baseada no velho regime. O modelo coloca que percepção do mercado sobre o modelo da economia decorre de um processo de aprendizagem de forma que a probabilidade de os agentes acreditarem estarem no velho regime se modifica gradualmente ao longo do tempo.

Suponha que os agentes só reconhecem uma mudança ocorrida do regime velho para o regime novo apenas no tempo $\tau < t$. Portanto, os agentes atualizam seu modelo econômico, ou seja, suas percepções de que o regime presente é o novo de acordo com as realizações passadas da taxa de câmbio à vista. Assim, λ_t diminui com o passar do tempo, até que o mercado aprenda sobre o novo regime.

Para observar o comportamento dos erros de previsão durante o período de aprendizagem, suponha que a economia está sob o novo regime. Subtraindo a taxa de câmbio efetiva futura da taxa de câmbio esperada dada pela equação (22), tem-se que:

$$s_{t+1}^N - E_t s_{t+1} = [s_{t+1}^N - E_t(s_{t+1} / R^N) - \lambda_t [E_t(s_{t+1} / R^V) - E_t(s_{t+1} / R^N)]] \quad (23)$$

onde s_{t+1}^N indica a taxa de câmbio à vista em t+1 e realizada no regime novo. $\eta_{t+1}^N = s_{t+1}^N - E_t(s_{t+1} / R^N)$ é o erro aleatório de previsão condicional ao regime novo e não correlacionado com as informações no período t. $\nabla s = E_t(s_{t+1} / R^V) - E_t(s_{t+1} / R^N)$ é a diferença entre as mudanças na taxa de câmbio à vista esperada em cada regime. Observe que na medida em que os agentes ainda acreditam que a economia está sob o velho regime, $\lambda_t \neq 0$, o termo ∇s introduz um erro de previsão.

Nesse caso, suponha a inexistência de um prêmio de risco, os retornos realizados em média podem ser descritos como:

$$\text{Média}(er_t) = - \frac{\sum_{t=\tau}^T \lambda_t \nabla s_{t+1}}{T} \quad (24)$$

onde T é o tamanho da amostra. Portanto, se os agentes esperam que a taxa de câmbio à vista esperada no velho regime é maior que a taxa de câmbio à vista esperada no novo regime, existirá um retorno *ex post* diferente de zero. Enquanto, os agentes estão em dúvida com relação à mudança, os agentes atribuem uma probabilidade elevada sobre a economia está se comportando conforme o modelo antigo. À medida que a taxa de câmbio é esperada apreciar-se no velho regime, os agentes estarão sistematicamente sendo surpreendidos com a apreciação cambial. No decorrer do tempo, $\lambda \rightarrow 0$ e, portanto, o retorno realizado tenderá a zero. Portanto, coeficiente $\bar{\beta}_{ss}$ em (21) tende a zero com o processo de aprendizagem dos agentes.

3.2.2.2 Abordagem do problema do peso.

A idéia subjacente ao “problema do peso” é quando os participantes do mercado antecipam uma mudança discreta no futuro na política econômica, que não ocorre no

período selecionado da amostra²⁵. Considere um modelo que introduz o efeito de mudanças antecipadas nos regimes da taxa de câmbio. Seja uma taxa de câmbio à vista esperada no regime 1 (isto é, no regime atual $E_t(s_{t+1}/R1)$) e uma taxa de câmbio à vista esperada no regime “2” (isto é, em um regime alternativo, $E_t(s_{t+1}/R2)$) de forma que a expectativa da taxa de câmbio à vista em t+1 é dada por:

$$E_t s_{t+1} = (1 - \lambda_t) E_t(s_{t+1}/R1) + \lambda_t E_t(s_{t+1}/R2) \quad (25)$$

onde λ_t é a probabilidade que o regime da taxa de câmbio mudará para o regime 2. Até que a mudança de regime não ocorra, a taxa de câmbio será gerada pelo regime atual. Dessa forma, o erro de previsão pode ser escrito como:

$$s_{t+1}^1 - E_t s_{t+1} = s_{t+1}^1 - E_t(s_{t+1}/R1) + \lambda_t [E_t(s_{t+1}/R1) - E_t(s_{t+1}/R2)] \quad (26)$$

onde s_{t+1}^1 indica a taxa de câmbio em t+1 gerada no regime 1. O termo $\eta_{t+1}^1 = s_{t+1}^1 - E_t(s_{t+1}/R1)$ é o erro de previsão condicional ao regime 1, que é não correlacionado com o conjunto de informações disponível em t. O termo $\nabla s = E_t(s_{t+1}/R1) - E_t(s_{t+1}/R2)$ é a diferença entre a taxa de câmbio à vista esperada no regime 1 e 2. À medida que os agentes esperam uma mudança no futura na política econômica, ou seja, $\lambda_t \neq 0$, a diferença entre as taxas de câmbio à vista esperada sob cada regime cambial introduzirá um erro, que torna o erro de previsão diferente de zero. Isso é uma das possíveis explicações dada ao comportamento de retornos realizados diferentes de zero e, conseqüentemente, o valor estimado de $\beta_1 < 1$ em (11), conforme (21).

3.2.3 Comparação entre as três abordagens de paridade de taxa de juros.

Sob perfeita mobilidade de capital, a condição de paridade de juros coberta estabelece que a taxa de retorno nominal de um ativo deve ser igual a taxa de retorno de um ativo financeiro externo idêntico sob todas as características, exceto na sua

²⁵ A primeira elaboração formal do chamado problema do peso foi apresentado em Rogoff (1979), que analisa a hipótese de PDJ com a taxa de câmbio peso por dólar. O resultado indicou a rejeição da hipótese de PDJ, que foi atribuído à antecipação dos agentes de uma desvalorização do peso mexicano.

denominação monetária e na jurisdição política de emissão do ativo. É uma condição fraca de integração financeira, pois a sua manutenção não requer restrições fortes. Na arbitragem coberta, os investidores realizam uma cobertura ou *hedge* contra variações na taxa de câmbio, quando determinam o rendimento na moeda de origem através de operações no mercado futuro de câmbio. Sob mobilidade perfeita de capitais, as oportunidades de arbitragem teriam duração curta à medida que os agentes buscam usufruir dos ganhos extras existentes no mercado financeiro. Segundo Frankel (1992), o diferencial de juros coberto (DCJ) abrange todos os fatores relacionados ao país em que o ativo é emitido. Em logaritmo, o DCJ é expresso como:

$$DCJ = i_{t,k} - i_{t,k}^* - (f_{t,t+k} - s_t) \quad (27)$$

onde, em média, o DCJ deveria ser igual a zero, caso contrário, um DCJ diferente de zero expressaria a existência de um prêmio de risco país. Ou seja, o DCJ captura todas as barreiras a uma completa integração financeira entre as fronteiras dos países. Os investidores demandariam um prêmio devido aos custos de transação, aos custos de informação, aos controles de capitais existentes, às legislações que discriminam o capital pelo seu país de origem, ao risco de futuros controles de capitais – isto é, risco político - e ao risco *default* ou risco de crédito soberano. A magnitude e a variabilidade do DCJ é uma indicação de barreiras à integração financeira mais diretamente do que outras medidas de mobilidade. Portanto, quando a condição de paridade de juros coberta vigora, o DCJ deveria ser em média igual a zero e possuir uma variabilidade pequena.

Já, a paridade de juros descoberta descreve os retornos dos ativos em termos de seu valor esperado. A condição de PDJ é uma indicação de integração financeira relativamente mais forte que a PCJ, pois implicaria que os ativos interno e externo são tratados como substitutos perfeitos. Os investidores seriam indiferentes à manutenção de qualquer um dos dois ativos em seu portfólio, supondo a inexistência de um risco cambial. Sob mobilidade de capital perfeita, os fluxos de capitais equalizariam as taxas esperadas de retorno de títulos domésticos e externos idênticos expressos em moeda local. Conseqüentemente, o diferencial descoberto de juros (DDJ) deveria ser igual a zero, em média, e os desvios da média deveriam ter vida curta. O DDJ pode ser expresso por:

$$DDJ = i_{t,k} - i_{t,k}^* - (E_t s_{t,t+k} - s_t) \quad (28)$$

Uma forma alternativa de analisar o comportamento do DDJ pode ser mostrada da seguinte maneira, conforme Frankel (1992):

$$i_t - i_t^* - (E_t s_{t,t+k} - s_t) = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t,t+k} - s_t)] \quad (29)$$

onde o primeiro termo é DCJ e o segundo termo é um prêmio de risco, ambos no lado esquerdo da equação. Ou seja, a paridade descoberta de juros é uma condição mais forte que a paridade coberta de juros, pois para que ela se verifique é necessário que os desvios da PCJ sejam iguais a zero, isto é, que a PCJ se verifique, e a inexistência de um prêmio de risco. Sob a condição de PDJ, o retorno do ativo está sujeito às variações na taxa de câmbio, ou seja, há uma incerteza cambial. Dessa forma, o retorno depende da desvalorização ou apreciação esperada para o próximo período e, de forma mais ampla, depende da troca de moedas. Como observado anteriormente, os desvios da PDJ dependem da eficiência do mercado de câmbio, da aversão ao risco e dos erros de previsão sistemáticos. Portanto, quando a condição de PDJ vigora, o DDJ deveria ser em média igual a zero e possuir uma variabilidade pequena.

A integração financeira definida pela condição de paridade de juros reais é resultado dos movimentos livres de capitais, os quais acabam igualando as taxas de juros reais *ex ante* entre os países, conforme Frankel (1992). Dessa forma, o diferencial de juros reais *ex ante* (DJR) pode ser definido da seguinte maneira:

$$r_t - r_t^* = (i_t - \pi_t^e) - (i_t^* - \pi_t^{*e}) \quad (30)$$

onde r_t é a taxa real de juros doméstica esperada, r_t^* é a taxa real de juros estrangeira esperada, π_t^e é a taxa de inflação doméstica esperada e π_t^{*e} é a taxa de inflação estrangeira esperada. A taxa de juros real doméstica, r_t , (estrangeira, r_t^*) é dada pela taxa de juros nominal doméstica (estrangeira) descontada pela taxa de inflação esperada doméstica, π_t^e , (estrangeira, π_t^{*e}).

O DJR *ex ante* é uma medida mais restrita de integração financeira, pois ela depende tanto da integração nos mercados financeiro como da integração nos mercados de bens. É possível observar essas implicações somando e subtraindo o termo de variações esperadas na taxa de câmbio à vista na equação (30), tem-se que:

$$r_t - r_t^* = [i_t - i_t^* - (E_t s_{t+k} - s_t)] + [(E_t s_{t+k} - s_t) - \pi_t^e + \pi_t^{*e}] \quad (31)$$

onde o DJR é composto pelo DDJ e pela paridade de poder de compra relativo (PPCR) ou depreciação real esperada. A partir da equação (30), os desvios da paridade de juros reais *ex ante* podem ocorrer em função de desvios da PDJ ou de desvios da (PPCR). Observe que se a PPCR se mantém, qualquer mudança no diferencial entre a inflação doméstica e a externa é diretamente capturado pela mudança na taxa de câmbio nominal, deixando a taxa de câmbio real constante ao longo do tempo. Os desvios da PPCR dependem do nível de integração entre os mercados de bens e da suposição sobre o processo de formação das expectativas da inflação. Portanto, se PPCR *ex ante* vigorar e o mercado de câmbio for eficiente, então a PJR deve vigorar.

Alternativamente, é mais comum na literatura encontrar o DJR em termos de um prêmio de risco país, prêmio de risco moeda e da depreciação real esperada. A partir de (31), a versão mais detalhada do DJR é dado por:

$$r_t - r_t^* = [i_t - i_t^* - (f_{t,t+k} - s_t)] + [(f_{t,t+k} - s_t) - (E_t s_{t+1} - s_t)] + [(E_t s_{t+1} - s_t) - \pi_t^e + \pi_t^{*e}] \quad (32)$$

onde a equação (32) descreve o diferencial de juros reais esperados em termos dos componentes: a) prêmio de risco país; b) prêmio de risco cambial e c) da depreciação cambial real esperada ou desvios da PPCR. Na equação (32), o primeiro termo refere-se a aspectos ligados à jurisdição em que os títulos foram emitidos. Já, os dois últimos termos da mesma equação constituem o prêmio de risco moeda e a depreciação real esperada, que são fatores associados à moeda em que o ativo é denominado. Portanto, o PJR é uma condição mais forte que a PDJ, pois para que ela vigore é necessário que tanto o DJC ou o prêmio de risco país seja igual a zero, bem como o prêmio de risco e a depreciação real esperada sejam iguais a zero. Se a PJR *ex ante* vigora, ou seja, os desvios da PJR são a zero e de duração curta, é um forte indício de que existe uma perfeita integração entre os mercados financeiros domésticos e externos. Frankel e MacArthur (1988) colocam que mesmo que o prêmio de risco país e o prêmio de risco moeda sejam zero, uma depreciação real esperada diferente de zero geraria um DJR diferente de zero. Portanto, a paridade de juros reais seria invalidada devido às imperfeições na integração nos mercados de bens do que devido às imperfeições na integração dos mercados financeiros.

Frankel (1992) decompõe o diferencial de juros reais no prêmio de risco país e no prêmio de risco moeda para um painel de 25 países nos anos oitenta. Os resultados não observaram a ocorrência de diferencial de juros reais igual a zero, indicando uma integração no mercado financeiro internacional imperfeita. Os resultados obtidos por Frankel (1992) têm maiores implicações nos testes de integração baseados nas correlações entre poupança e investimento. Para que a poupança não seja correlacionada com o investimento, é necessário que as taxas de juros reais sejam iguais entre os países, pois é a taxa de juros real relevante na determinação da poupança e do investimento e não a taxa de juros nominal, conforme a teoria.

Dessa forma, a investigação de mobilidade de capital via o diferencial de juros reais evita os vários problemas que advêm dos testes econométricos da correlação entre poupança e investimento (definição de Feldstein e Horioka, 1980). De acordo com a equação (32), verifica-se que a PJR pode não vigorar, não apenas devido à integração financeira imperfeita, mas também devido a integração imperfeita dos mercados de bens, caso o termo de mudanças esperadas na taxa de câmbio real seja diferente de zero²⁶. Portanto, as medidas de integração financeira baseados em Feldstein e Horioka (1980) e na PJR dariam respostas não muito precisas relativo ao o grau de mobilidade de capitais.

Frankel e MacArthur (1988) realizaram uma análise do comportamento dos diferenciais de juros reais para uma amostra de 24 países – que não inclui o Brasil - no período de 1982 a 1987. Os resultados mostraram que o DJR foi negativo para a maioria dos países, em média, no valor de -1,79, sendo que os países menos desenvolvidos foram os que apresentaram magnitudes negativas bastantes elevadas. Segundo Frankel e MacArthur (1988), a evidência para os países em desenvolvimento é bastante intuitiva e esperada, devido ao fato de que nesse período a presença de controles de capitais mantinha uma taxa de juros abaixo artificialmente da taxa de juros internacional. Da mesma forma, a variabilidade dos DJR foi relativamente maior no grupo de países menos desenvolvidos (*e.g.*, México e África do Sul) do que no grupo de países

²⁶ Obstfeld (1986), Frankel e MacArthur (1988) e Frankel (1991) são referências para a discussão sobre a validade da PPCr e suas implicações sobre os diferenciais. Segundo Frankel e MacArthur (1988), alguns estudos desconsideram a PPCr, argumentando que os diferenciais dos retornos reais esperados são devidos aos prêmios de riscos que variam com o tamanho do endividamento do país.

industrializados (*e.g.*, Canadá, Alemanha, Japão e Noruega). Com exceção, os países dos leste asiático (Hong Kong, Singapura e Malásia), que são considerando tendo mercados financeiros liberalizados, apresentaram tanto um diferencial médio como sua variabilidade em níveis relativamente menores. Os resultados estendem a controvérsia com relação às evidências que surgem dos testes da definição de Feldstein e Horioka (1980)²⁷.

Decompondo o DJR no prêmio de risco país, no prêmio moeda e na desvalorização real esperada, Frankel e MacArthur (1988) e Frankel (1989) encontraram que os desvios da PJR foram geralmente maiores que os desvios da PCJ. Esse resultado sugere que a denominação monetária do ativo – ou seja, a variabilidade cambial - mais do que a jurisdição de emissão dos títulos foram as principais razões para a não manutenção da PJR. Frankel e MacArthur (1988) mostram que a PCJ é uma medida apropriada para a medição da integração entre os mercados financeiros de acordo com os resultados obtidos. O DCJ dos países menos desenvolvidos foi de magnitude elevada (com valores negativos)²⁸ e mais variável – exceto para Hong Kong, Singapura e Malásia, que apresentaram diferenciais negativos, porém muito baixos –, principalmente, quando comparado aos países industrializados - *e.g.*, Canadá, Inglaterra, Holanda, Suíça, Alemanha, exceto a França e a Itália, que mostraram uma elevada mobilidade de capital²⁹. O estudo de Montiel (1994) também encontrou resultados similares para uma amostra de países em desenvolvimento no período entre 1985 e 1990.

Por fim, Frankel e MacArthur (1988) e Frankel (1989) explicam a presença de diferenciais de juros reais diferentes de zero entre os países desenvolvidos na amostra

²⁷ Frankel e MacArthur (1988), também encontram resultados discutíveis da análise do DJR. Por exemplo, a França, que no período de análise apresentava intensos controles sobre o capital, apresentou um diferencial menor e menos variável que a Holanda e a Suíça, sendo estes últimos conhecidos como países livres de controles de capitais.

²⁸ A literatura interpreta um diferencial de juros coberto negativo como a existência de controles de capitais ou custos de transações que desencorajam a saída de capitais. Enquanto um diferencial de juros coberto positivo é interpretado como indicando a presença de barreira desencorajando a entrada de capitais ou em situações em que o ambiente é considerado mais arriscado – isto é, endividamento externo e interno elevados, instabilidade política ou um passado longo de imposição de controles no fluxo de saída. Um DJC positivo pode ser atribuído à presença de um elevado risco país. Ou melhor, uma taxa de juros doméstica mais elevada é necessária para compensar e induzir os investidores a manter títulos domésticos classificados com risco mais elevado.

²⁹ Os diferenciais de juros cobertos para os países desenvolvidos foram de valores muito próximos de zero. Essa evidência sugere uma mobilidade de capital elevada, o que diferencia da abordagem de diferencial de juros reais, que em média, apresentaram valores distintos de zero e mais voláteis.

através da existência de um prêmio moeda substancial e com alta variabilidade.³⁰ Ou melhor, alguma combinação entre o prêmio de risco cambial e a depreciação real esperada produz um hiato entre as taxas de juros reais. Os estudos acima encontraram uma maior correlação entre as depreciações reais esperadas relativo ao dólar e o diferencial de juros reais. Entretanto, os resultados foram pouco precisos, não podendo afirmar com precisão a importância relativa de tais componentes como fatores explicativos da não igualdade entre as taxas de juros reais nos países industrializados no período de estudo.

Entre as quatro definições de mobilidade de capital, a PCJ é a definição que menos requer suposições para medir o grau de mobilidade. Por isso, a PCJ é um conceito fraco da integração financeira. A PCJ também depende dos custos de transação presentes nas trocas de ativos financeiros, de forma que se estes forem bastante elevados podem gerar um diferencial da PCJ. Porém, Frenkel e Levich (1975,1977) mostram haver uma banda neutra ao redor da linha de paridade de juros coberta em que nenhuma arbitragem é lucrativa, ou seja, há um intervalo em que a PCJ vigora mesmo na presença de custos de transação elevados nos mercados de ativos financeiros. A integração no sentido mais forte é dado pela PDJ, pois é necessário a hipótese substitubilidade perfeita dos ativos domésticos e estrangeiros. Por fim, investigação da mobilidade de capitais a partir da condição de paridade de juros reais é mais complexa, pois a análise precisa levar em consideração a integração dos mercados de bens.

3.3 Modelo de equilíbrio de portfólio.

Até meados da década de sessenta, os movimentos de capitais eram tratados como fluxos contínuos que respondiam às diferenças entre as taxas de juros doméstica e externa. Ou seja, o fluxo de entrada líquida de capital era modelado como uma função positiva da taxa de juros doméstica e uma função negativa da taxa de juros estrangeira. Essa abordagem da conta de capitais é conhecida como a teoria do fluxo. Nessa estrutura, a mobilidade perfeita de capital requer que as obrigações internas e externas sejam consideradas substitutos perfeitos pelos detentores de capital. Conseqüentemente,

³⁰ A Alemanha, a Suíça, a Holanda, a Áustria e o Japão são países em que suas moedas sofreram grande variabilidade na taxa de câmbio, nominal e real, desde 1973.

qualquer excesso da taxa de juros interna sobre a externa atrairia grandes entradas de capitais³¹.

Entretanto, com o desenvolvimento da teoria de diversificação de carteira de ativos, os movimentos de capitais passaram a ser tratados como um reflexo de esforços do ajustamento do estoque de ativos aos níveis desejados pelos agentes econômicos, isto é, a conhecida teoria do estoque dos movimentos de capitais³². Sob o enfoque da teoria do estoque da conta de capitais, o fluxo de entrada de capitais depende da credibilidade do país e da riqueza, além das taxas de juros interna e externa³³. Nessa estrutura, a idéia de risco está relacionada com a credibilidade ou a confiança percebida pelos investidores de que o país tem condições e disponibilidade para pagar as suas obrigações³⁴. Uma implicação importante da teoria de paridade de juros e de diversificação de portfólio é que existem ganhos na diversificação internacional da carteira de títulos, desde que os retornos dos ativos de países diferentes são menos relacionados entre si³⁵.

³¹ Conforme a teoria clássica, a taxa de retorno esperada seria o determinante único do fluxo de capital. Dessa forma, qualquer diferenciação entre as taxas de juros interna e externa produziria oportunidades de arbitragem, que teriam vida curta à medida que o mercado for identificando essa possibilidade de lucro. Portanto, a taxa de juros interna seria igual a taxa de juros externa descontada as variações cambiais, mantendo-se, assim, a paridade de juros entre as economias. Maiores detalhes sobre a teoria do fluxo pode ser obtida em Lucas (1990).

³² Segundo Isard (1995), a teoria do fluxo pressupõe que um determinado nível de taxa de juros interna e externa constante no tempo implicaria em um fluxo de capital contínuo. Em contra partida, a teoria do estoque coloca que um aumento na taxa de juros doméstica provocaria uma entrada de capital de uma única vez, quando as carteiras de ativos são modificadas para incluir uma maior proporção dos ativos com retornos mais atraentes. Dessa forma, para financiar um déficit em conta corrente através da entrada de capitais estrangeiros seria necessário um aumento contínuo da taxa de juros interna e não apenas a manutenção de um diferencial constante entre as taxas de juros.

³³ A idéia básica é que os investidores procuram distribuir seu patrimônio pelos vários tipos de ativos disponíveis de forma a maximizar a sua utilidade. No momento da escolha da composição de sua carteira, um investidor racional deverá levar em conta tanto o retorno e o risco de cada ativo, bem como as suas preferências com relação à combinação entre eles. Como existe incerteza relativo aos retornos, os ativos com um maior grau de risco associado oferecerão um retorno mais elevado de forma a compensar o investidor por tomar mais risco.

³⁴ Conseqüentemente, espera-se uma relação positiva entre a credibilidade e a riqueza do país com os fluxos de entrada de capitais estrangeiros. A diferença entre as taxas de juros expressa os custos de transação e o prêmio de risco, ou seja, à medida que o endividamento externo de um país aumenta, os investidores exigem um retorno maior relativo ao investimento alternativo de forma a compensar a perda de credibilidade, isto é, a elevação do risco.

³⁵ Segundo o modelo Capital Asset Pricing Model (CAPM), o risco diversificável associado à carteira diminui à medida que o número de ativos aumenta. Os investidores, ao diversificarem seu portfólio adquirindo ativos de outras economias, reduziriam o risco não diversificável à medida que tais ativos fossem menos correlacionados. Os agentes estrangeiros canalizam recursos para além das fronteiras de suas economias domésticas de forma a suavizar o consumo ao longo do tempo. Os incentivos levam à formação de uma carteira onde o *trade off* entre o risco e o retorno esperado é mais favorável do que aquele alcançável em uma economia autárquica. Entretanto, Lewis (1995) mostra a existência de um viés na escolha de ativos domésticos na composição da carteira de ativos. Isto é os investidores domésticos

Essa nova abordagem da conta de capital está inserida nos modelos de equilíbrio de ativos do balanço de pagamentos, a saber: a abordagem monetária do balanço de pagamento e a abordagem de equilíbrio de portfólio. Os modelos de equilíbrio de carteira de ativos vêm ganhando cada vez mais destaque na literatura. Tal fato é explicado pela maior integração verificada entre as economias e, principalmente, pela crescente liberalização da conta de capitais. Esses desenvolvimentos passaram a influenciar fortemente o fluxo de balanço de pagamentos e os estoques de ativos dos países e, por consequência, a determinação da taxa de câmbio e da taxa de juros de curto prazo³⁶.

A abordagem de equilíbrio de portfólio difere substancialmente quanto ao grau de substitubilidade entre os ativos domésticos e externos da abordagem monetária do balanço de pagamentos. A primeira assume que os ativos financeiros internos são substitutos imperfeitos dos ativos internacionais, devido aos riscos associados ao seu retorno. Dessa forma, a taxa de juros doméstica não pode ser simplesmente igualada a taxa de juros estrangeira mais a taxa de depreciação cambial esperada. A segunda abordagem trata ambos os ativos como substitutos perfeitos, isto é, um acréscimo na taxa de juros interna devido, por exemplo, a uma política monetária mais restritiva, irá refletir-se num superávit no balanço de pagamentos sob o regime de taxa de câmbio fixa, ou uma valorização da moeda, se o regime cambial for de taxa flexível.

Os estudos dos movimentos de capitais têm usado modelos baseados no modelo Tobin (1969) de seleção de portfólio para explicar a alocação da riqueza entre ativos domésticos e estrangeiros. Os modelos de equilíbrio de portfólio foram desenvolvidos para estudar os movimentos de capitais financeiros, as variações nas taxas de juros e as mudanças nas reservas internacionais sob taxas de câmbio fixas e flexíveis. A especificação do modelo de alocação de ativos é amplamente discutida em Branson e Henderson (1985), os quais distinguem entre os modelos que determinam as funções

tendem a manter uma proporção grande de sua riqueza em ativos domésticos. Lewis (1995) explica a presença desse viés devido a existência de barreiras na aquisição de ativos pelos investidores estrangeiros. Ou seja, atribui a presença de restrições, de controles de capitais e de outros custos de transação que os investidores estrangeiros teriam que suportar ao adquirir ativos de outras economias.

³⁶ O modelo de alocação de ativo foi inicialmente desenvolvido por Tobin (1969) para economia fechada. Essa abordagem pode também ser encontrada em Turnovsky (1995) que discute um modelo macroeconômico dinâmico de alocação de ativo.

demanda por ativos postuladas daqueles em as funções demanda por ativos são derivadas de fundamentos microeconômicos, ou seja, do comportamento de maximização da utilidade. Entretanto, os resultados associados a essas duas formulações não têm diferido substancialmente³⁷.

A concepção básica da abordagem do equilíbrio da carteira de ativos considera dois países com duas moedas internacionais e ainda com dois setores privados, contendo conjuntos distintos de preferências por ativos³⁸. A demanda líquida combinada do portfólio dos dois setores privados corresponde aos passivos dos setores públicos dos dois países e as obrigações líquidas das agências oficiais. O portfólio é composto por quatro ativos financeiros principais: \bar{M} e \bar{M}^* denotam os estoques de moeda ou base monetária doméstica e estrangeira, respectivamente, \bar{B} e \bar{F} , por ordem, representam o estoque de títulos internos e externos que rende juros e demandados pelos setores privados. Além disso, \bar{M} e \bar{B} são denominados em unidade de moeda doméstica e \bar{M}^* e \bar{F} , em moeda externa. A carteira líquida de ativos demandada pelos residentes é composta por M , B e F e pelos residentes externos, M^* , B^* e F^* . As condições de equilíbrio dos mercados monetários e de ativos para ambos os países são³⁹:

$$M = \bar{M} \quad \text{e} \quad M^* = \bar{M}^* \quad (33)$$

$$B + B^* = \bar{B} \quad \text{e} \quad F + F^* = \bar{F}^* \quad (34)$$

$$W = M + B + \varepsilon F \quad \text{e} \quad W^* = M^* + B^* / \varepsilon + F^* \quad (35)$$

Destaca-se que a equação (35) define o estoque de riqueza alocado no mercado financeiro ou na carteira de ativos tanto dos residentes como dos não residentes. O termo ε representa o valor de uma unidade monetária da moeda externa relativamente à moeda nacional ou, simplesmente, é a taxa de câmbio nominal.

³⁷Os resultados básicos dos modelos de alocação de ativos, que incorporam o pressuposto de que os investidores diversificam a sua carteira de ativos otimamente de acordo com sua maximização de utilidade esperada são de que o grau de substitutibilidade entre os ativos domésticos e externos depende inversamente do grau de aversão ao risco e da variância da taxa de câmbio.

³⁸ Na literatura macroeconômica, existem três abordagens que investigam a determinação da taxa de câmbio, e. g.: paridade do poder de compra, monetária e equilíbrio de portfólio, onde esta última é recentemente mais enfatizada, devido à maior flexibilidade dos mercados de capitais.

³⁹ A taxa de apreciação esperada da moeda doméstica é uma aproximação de $\varepsilon_t^e = -[E\varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t]$. Essa equação é expressa em logaritmos, conforme Isard (1995).

A Tabela 3.3.1 mostra uma versão simples do modelo de equilíbrio de portfólio de Branson e Henderson (1985). A demanda por ativos domésticos e por ativos externos são mostradas como função da taxa interna de juros nominal, da taxa de juros externa mais a desvalorização esperada, da renda doméstica nominal, da renda externa nominal e da riqueza doméstica e externa. A depreciação da taxa de câmbio nominal é dada pelo parâmetro ε . Os sinais em cima dos parâmetros das funções indicam o sentido da relação entre as variáveis, isto é, é a derivada parcial da demanda por ativo relativo ao parâmetro específico. A demanda por títulos domésticos de não residentes é i) uma função positiva da taxa de juros doméstica, descontada pela taxa de depreciação cambial; ii) uma função negativa da taxa de juros externa e iii) uma função positiva da riqueza nominal externa, conforme Tabela 3.3.1.

Tabela 3.3.1. Especificação básica dos mercados de ativos.

1) Estoque de moeda doméstica.	$M = m(i^-, PY^+)$
2) Estoque de moeda estrangeira.	$M^* = m^*(i^{*-}, EP^*Y^{*+})$
3) Estoque de títulos domésticos com residentes domésticos.	$B = b(i^+, i^{*-} + \varepsilon, PY^-, W^+)$
4) Estoque de títulos domésticos com residentes externos.	$B^* = b^*(i^+ - \varepsilon, i^{*-}, EW^{*+})$
5) Estoque de títulos estrangeiros com residentes domésticos.	$F = b(i^-, i^{*+} + \varepsilon, W^+)$
4) Estoque de títulos estrangeiros com residentes externos.	$F^* = f^*(i^+ - \varepsilon, i^{*-}, EP^*Y^{*-}, EW^{*+})$

Seja r e r^* as taxas de juros que equilibram os mercados de ativos doméstico e estrangeiro, respectivamente. Portanto, um aumento na taxa de juros estrangeira diminui a demanda de ativos domésticos e aumenta a demanda por ativos estrangeiros. Então, é necessário um aumento na taxa de juros doméstica de forma a estimular a demanda de título doméstico para que o equilíbrio entre os mercados de ativos seja restabelecido.

Primeiro considere uma operação de mercado aberto expansionista no país doméstico, ou seja, ($d\bar{M} = -d\bar{B}$). Com taxa de câmbio fixa, a redução na taxa de juros doméstica não reduz mais fortemente a demanda de títulos domésticos, quando se compara com o aumento produzido na demanda por moeda doméstica, devido ao fato que ocorre um aumento simultâneo na demanda doméstica de títulos estrangeiro, bem como uma redução na demanda estrangeira por títulos domésticos. Com a taxa

doméstica abaixo da taxa de juros externa, ocorre uma depreciação cambial de forma a restaurar o equilíbrio.

Em Branson e Henderson (1985), é mostrado que uma política de troca de moeda doméstica por ativos estrangeiros, ou seja, $d\bar{M} = -d\bar{F}$, leva a um declínio na taxa de juros doméstica, que tem as mesmas implicações da política $d\bar{M} = -d\bar{B}$. A depreciação da moeda doméstica restaurará o equilíbrio, entretanto, em maior extensão. Por fim, uma terceira política é do tipo $d\bar{B} = -d\bar{F}$, isto é, uma troca de ativos domésticos por ativos estrangeiros. Desde que esse tipo de intervenção deixa a oferta de moeda inalterada, e é conhecida como intervenção esterilizada. Nesse caso, a taxa de câmbio se desvalorizará de forma a ajustar ao equilíbrio as demandas por esses ativos.

Os estoques dos quatro ativos são determinados pela interação das políticas monetárias, pelos déficits orçamentários governamentais e pelas intervenções oficiais no mercado de câmbio dos dois países. Desse modo, \bar{B} e \bar{F} expressam os déficits orçamentários acumulados do setor público, $\int DEF$, menos as compras acumuladas de títulos em operações no mercado aberto (aumento da base monetária) e menos as aquisições acumuladas de moeda externa na intervenção do mercado cambial dos dois países, $\int INT$, ou seja:

$$\bar{B} = \int DEF - M - \int INT \quad \text{e} \quad \bar{F}^* = \int DEF^* - M^* - \int INT^* \quad (36)$$

Os governos financiam os seus déficits orçamentários somente através da emissão de títulos em moeda local. Dessa forma, os ganhos e perdas de capital sobre os títulos são, por hipótese, limitados à variação da taxa de câmbio. A composição do portfólio desejada de cada país depende da taxa de retorno dos títulos denominados em suas respectivas moedas, ou seja, da taxa de juros doméstica, r , e da taxa de juros externa, r^* , e ainda da taxa de apreciação esperada da moeda doméstica denotada por ε^e . Os vetores Q e Q^* representam outras variáveis relevantes como, por exemplo: o nível de consumo, o nível de renda ou transações e a taxa de inflação. Dessa forma, as relações comportamentais podem ser descritas alternativamente por:

$$M = m(r, r^* - \varepsilon^e, Q)W \quad \text{e} \quad M^* = m^*(r^*, r + \varepsilon^e, Q^*)W^* \quad (37)$$

$$B = b(r, r^* - \varepsilon^e, Q)W \quad \text{e} \quad B^*/\varepsilon = b^*(r^*, r + \varepsilon^e, Q^*)W^* \quad (38)$$

$$\varepsilon F = f(r, r^* - \varepsilon^e, Q)W \quad \text{e} \quad F^* = f^*(r^*, r + \varepsilon^e, Q^*)W^* \quad (39)$$

A soma das proporções da riqueza alocada nos diversos ativos financeiros denotadas por letras minúsculas é, por definição, a igual a unidade, ou seja:

$$m + b + f = 1 \quad \text{e} \quad m^* + b^* + f^* = 1 \quad (40)$$

Os indivíduos que demandam ativos são também, por suposição, avessos ao risco. Esse fato está associado à idéia de que os títulos domésticos e externos são substitutos imperfeitos. Os estoques de ativos são determinados exogenamente pelos setores públicos, enquanto que a taxa de juros e a taxa de câmbio (corrente e futura) são variáveis endógenas que ajustam ou equilibram os mercados. O equilíbrio da carteira de ativos pode ser descrito, substituindo as equações comportamentais (37)-(39) em (33)-(35). Todavia, pelas restrições impostas através das equações em (40), somente três das quatro condições de equilíbrio de mercado são independentes. Isso significa que o sistema determina somente três das quatro variáveis (taxa de câmbio, taxa de apreciação da moeda doméstica esperada, taxa de juros interna e taxa de juros externa). Quando a solução do modelo incluir as duas taxa de juros, então não se pode determinar simultaneamente a taxa de câmbio corrente e a taxa de apreciação esperada em moeda local.

Contudo, para descrever as características do equilíbrio de ativos, o modelo de equilíbrio de portfólio focaliza, particularmente, no comportamento do diferencial entre as taxas de retorno real esperada em suas respectivas moedas, ρ_t , dos títulos emitidos pelos dois países, isto é:

$$\begin{aligned} \rho_t &= r_t - (r_t^* - \varepsilon_{t+1}^e) = (r_t + \varepsilon_{t+1}^e) - r_t^* \quad \text{ou} \\ \rho_t &= r_t - r_t^* - [E_t \varepsilon_{t+1} - \varepsilon_t] \end{aligned} \quad (41)$$

Quando o diferencial entre a taxa doméstica de retorno real esperada e a taxa estrangeira de retorno real esperada de títulos idênticos em todos os aspectos, exceto na denominação monetária, não é igual a zero - isto é, quando a paridade de juros

descoberta não vigora - existe um viés de previsão que é atribuído pela literatura por um prêmio moeda em razão de alguma fonte de incerteza na conversão entre as moedas⁴⁰.

Para caracterizar o comportamento de ρ_t , uma formulação alternativa é especificar e resolver o problema de maximização de utilidade intertemporal de um indivíduo representativo de cada um dos países que demanda ativos para compor o seu portfólio. Outro critério seria estabelecer um sistema mais simplificado de equações de demandas por ativos financeiros com suas respectivas condições de equilíbrio. Nesse caso, as relações correspondentes às equações (37) a (39) podem ser rescritas da seguinte forma:

$$M = m(r, Q)W \quad \text{e} \quad M^* = m^*(r^*, Q^*)W^* \quad (42)$$

$$B = b(\rho)[1 - m(r, Q)]W \quad \text{e} \quad B/\varepsilon = b^*(\rho)[1 - m^*(r^*, Q^*)]W \quad (43)$$

$$\varepsilon F = [1 - b](\rho)[1 - m(r, Q)]W \quad \text{e} \quad F^* = [1 - b^*](\rho)[1 - m^*(r^*, Q^*)]W^* \quad (44)$$

onde $0 \leq m \leq 1$, $0 \leq b \leq 1$, $0 \leq m^* \leq 1$ e $0 \leq b^* \leq 1$. As demandas por moeda dependem das taxa de juros de seus respectivos países, do nível de transações e do nível de riqueza nominal. A proporção da riqueza, que não é mantida sob forma de moeda, é dividida entre títulos internos e externos e está diretamente relacionada com o diferencial de rendimento esperado, ρ_t , isto é, a derivada da parcela da riqueza alocada nos ativos financeiros em relação ao diferencial dos retornos esperados é positiva.

Substituindo as equações reportadas em (42) a (44) nas equações (34), que expressam apenas a condição de equilíbrio do mercado de ativos em moeda local, e usando as equações em (33), deriva-se uma relação comportamental para o estoque de ativos doméstico:

$$\bar{B} = b(\rho_t)[W - \bar{M}] + b^*(\rho)[W^* - \bar{M}^*] \quad (45)$$

Com a finalidade de observar como o comportamento do diferencial de retorno esperado dos ativos entre as economias doméstica e externa é afetado pelas variações

⁴⁰ Lewis (1995) e Engle (1995) oferecem uma análise abrangente sobre as possíveis explicações do viés existente da paridade de juros descoberta.

nos estoques de ativos e do nível de riqueza, diferencia-se totalmente a expressão (45) e rearranja-se em termos de ρ_t . Esse procedimento permite obter a seguinte equação:

$$d\rho = \frac{d\bar{B} - b(dW - d\bar{M}) - b^*(dW^* - \bar{M}^*)}{(W - M)\partial b/\partial\rho + (W^* - M^*)\partial b^*/\partial\rho} \quad (46)$$

onde $\frac{\partial b}{\partial\rho}$ e $\frac{\partial b^*}{\partial\rho}$ são ambos positivos, conforme as relações em (43). Por consequência,

o diferencial total, $d\rho$, também será positivo. Isso implica que um título doméstico com um elevado risco exige um diferencial de juros positivo de forma a compensar o investidor por deter em sua carteira ativos arriscados. Portanto, a demanda por B e B^* é uma função crescente em ρ . Desta forma, uma elevação no estoque de dívida pública em moeda local, para um dado nível de riqueza privada, aumenta o prêmio necessário para induzir os administradores das carteiras de ativos domésticos e externos a aumentarem as suas demandas combinadas por títulos emitidos internamente, devido ao incremento da oferta.

Além disso, substituindo as equações em (34) nas equações (35) e diferenciando esta última, obtem uma expressão que adiciona maiores implicações para o comportamento de ρ , que pode ser reescrito como:

$$d\rho = \frac{(1-b)d\bar{B} - b^*d\bar{F} - (b-b^*/\varepsilon)CAS - [b\varepsilon F - b^*(B^*/\varepsilon)](d\varepsilon/\varepsilon)}{(W - M)\partial b/\partial\rho + (W^* - M^*)\partial b^*/\partial\rho} \quad (47)$$

onde os parâmetros b , b^* , $(1-b)$ e $(1-b^*)$ são todos positivos e o termo CAS refere-se ao saldo da conta corrente do país doméstico medido em moeda doméstica, descrito como $CAS = dF - dB^*$.

Dessa forma, um aumento do estoque total de dívida denominada em moeda doméstica alocada no portfólio privado, ou seja, $d\bar{B} > 0$, provoca uma elevação no diferencial de retorno esperado. Ao passo que, um acréscimo no estoque total da dívida em moeda estrangeira mantida pelo setor privado, ($d\bar{F} > 0$), leva a uma redução de ρ . De acordo com as suposições estabelecidas previamente, o governo, financia o seu déficit somente com a emissão de títulos em moeda doméstica e as operações de

mercado aberto envolvem troca direta desses títulos *vis-à-vis* a base monetária. Assim, um acréscimo no déficit fiscal ou, por exemplo, uma venda de títulos no mercado aberto e, portanto, uma redução na liquidez da economia provoca um aumento no diferencial da taxa de juros, *coeteris paribus*. Esse resultado é exatamente simétrico com respeito ao país externo. Uma outra implicação do modelo é que o diferencial entre as taxas de retorno esperado tende a ser menor, quando um déficit na conta corrente do país doméstico reflete um fluxo de entrada de capital estrangeiro. Ou seja, esse fato decorre da transferência de riqueza do exterior para os residentes domésticos e, portanto, os fluxos de entrada de capital tenderiam a reduzir o diferencial de retorno sob alta mobilidade de capital.

Por fim, uma depreciação na taxa de câmbio, ($d\varepsilon/\varepsilon > 0$), implica uma redução de ρ , se e somente se, um aumento na demanda por títulos estrangeiros, devido ao acréscimo dos efeitos positivos sobre a riqueza nominal dos residentes, mais que contrabalança o decréscimo na demanda por títulos domésticos relativo aos efeitos negativos sobre a riqueza nominal dos residentes externos.

O modelo de escolha da melhor carteira de ativos pode ainda ser modificado, permitindo ao governo emitir títulos em outras moedas, incluir mais do que dois países etc. Todavia, as conclusões mais relevantes podem ser enumeradas da seguinte forma; primeiro, o portfólio escolhido pelo setor privado contém ativos que são distinguíveis em termo de avaliação de risco e que seus detentores não são neutros ao risco⁴¹.

Segundo, a magnitude do prêmio de risco exigida para equilibrar o mercado financeiro depende dos estoques relativos de ativos. Além disso, quando os residentes privados de diferentes países possuem diferentes preferências por portfólio, o prêmio de risco mudará, ao longo do tempo, em resposta às mudanças nos déficits em conta corrente e na riqueza financeira líquida dos setores privados. Terceiro, o conjunto de condições que equilibra os mercados no período corrente não são suficientes para determinar o valor de equilíbrio de todas as variáveis de equilíbrio do mercado financeiro. Por fim; os déficits verificados no balanço de pagamentos podem influenciar a taxa de câmbio através dos seus efeitos no nível do prêmio de risco.

⁴¹ A suposição de neutralidade em relação ao risco implicaria que o diferencial entre os retornos dos ativos é independente da composição da carteira de ativos demandadas pelos indivíduos.

3.4 Modelo de alocação de portfólio internacional: fatores *pull* e fatores *push*.

Os fluxos de capital financeiro originam-se das decisões dos investidores estrangeiros quanto à percepção das oportunidades lucrativas. Portanto, o comportamento dos fluxos deve ser fortemente influenciado pelas mudanças no ambiente econômico nos países de origem, nos países em que se dirigem e de uma combinação de ambas as mudanças *pari passu*. A literatura, que tenta explicar o ingresso recente de capitais estrangeiro para as economias em desenvolvimento, abrange dois tipos de abordagens quanto aos determinantes dos capitais financeiros estrangeiros. A abordagem *pull* explica o comportamento dos fluxos de entrada de capital através de variáveis ligadas aos desenvolvimentos no ambiente de política econômica doméstica. Já, a abordagem *push* argumenta que os principais fatores que explicam o ingresso de capitais externos são exógenos à economia que recebe esses fluxos. Essa última abordagem aponta que desenvolvimentos nas taxas de juros internacionais têm um forte impacto sobre as decisões dos investidores estrangeiros.

A abordagem *pull* argumenta que o ingresso de capital estrangeiro é resultado da melhor credibilidade dos países em desenvolvimento como consequência da estratégia de renegociação das dívidas externas com os credores privados internacionais e das reformas institucionais e econômicas, que direcionaram as políticas domésticas para uma trajetória mais estável ou eficiente. Nessa visão fatores domésticos são mais relevantes para a explicação dos fluxos do que fatores externos. *De facto*, esse tipo de argumentação leva a conclusão de que a sustentabilidade desses fluxos é uma função das políticas domésticas, que estão sob o controle dos países em desenvolvimento⁴².

Entretanto, a interpretação *push* das causas dos intensos ingressos de capital estrangeiro nas economias em desenvolvimento atribui, principalmente, aos desenvolvimentos externos como, por exemplo, a redução na taxa de juros internacional. Como consequência, há uma certa atenção quanto ao efeito de uma alta volatilidade nos fluxos de capitais, devido ao fato de que eles são influenciados por fatores exógenos, ou seja, que não estão sob o controle da política doméstica. Ou melhor, sob a abordagem *push*, o fluxo de capital foi percebido como insustentável,

⁴² O artigo de Chuhan, Claessens e Mamingi (1993) abordam mais detalhadamente essa visão *pull* dos fluxos de capitais.

devido ao fato que as taxas de juros internacionais em algum momento poderiam retornar para os níveis mais elevados da década de 80.

A abordagem *pull* é particularmente baseada na observação que a credibilidade do país parece mostrar um papel substancial na explicação dos fluxos de entrada de capitais relativamente ao papel da taxa de juros internacional. Entretanto, segundo Fernandez-Arias (1994), a credibilidade de um país também deve refletir a influência de fatores externos. Fernandez-Arias (1994) argumenta que a influência dos fatores externos – como a taxa de juros internacional – sobre a credibilidade do país torna-se um canal adicional de choque exógeno.

O modelo que será desenvolvido nessa seção segue Fernandez-Arias (1994) e Fernandez-Arias e Montiel (1995). A avaliação financeira de investimentos externos é diferente da avaliação de investimentos realizados no próprio país, devidos aos fatores específicos ao país receptor, que assumem um papel relevante na análise dos investimentos externos. Esses fatores associados ao país receptor podem ser representados pelo comportamento da taxa de câmbio, pelas dificuldades do balanço de pagamentos, pelos controles de capitais e pelas várias formas em que os investidores estrangeiros podem ser taxados implicitamente ou explicitamente. Os retornos dos investimentos externos advem de duas fontes: i) uma parte devido ao projeto/investimento em si e ii) a outra parte devido aos fatores relacionados ao país que recebe o investimento. O primeiro fator é comum aos investidores doméstico e estrangeiro e o segundo fator é específico aos investidores estrangeiros⁴³. A volatilidade da taxa de câmbio e o risco *default* são exemplos de fatores referentes ao país.

O modelo de Fernandez-Arias (1994) trata da alocação de ativos privados em portfólio, baseado nas condições de não arbitragem para os retornos médios de vários tipos de fluxos, indexados por “s”, mantidos em períodos discretos no tempo, indexado por “t”. As variáveis importantes no modelo são o retorno esperado do “projeto” ou investimento (R_{st}), o fator de ajustamento da credibilidade do país (C_{st}) – e.g., esse fator é igual a um para os países desenvolvidos - e o custo de oportunidade, que é

⁴³ O modelo de Fernandez-Arias (1994) faz uma distinção entre os fatores que afetam as decisões de investimento. O modelo apresenta esses fatores como os fatores intrínsecos ao investimento e como os fatores específicos ao país receptor do capital estrangeiro. A apresentação dos fatores país está ligada à explicação da fuga de capital ou da reversão dos fluxos.

representado pelo retorno nos países desenvolvidos (R_{st}^*). A credibilidade é uma função negativa do estoque de passivos de todos os tipos de ativos no fim do período, S_t , que é definido como a soma do estoque de passivos de todos os tipos de ativos do período anterior mais o fluxo corrente de todos os ativos, $S_t = S_{t-1} + F_t$. Do ponto de vista do investidor estrangeiro, o retorno total do investimento externo (ou seja, o retorno doméstico ajustado) é $R_{st}C_{st}$ e o retorno alternativo (isto é, o retorno estrangeiro) é R_{st}^* . A condição de equilíbrio marginal dos fluxos privados voluntários é a igualdade entre o retorno doméstico ajustado e o retorno estrangeiro, que é dado por:

$$R_{st}C_{st} = R_{st}^* \quad (48)$$

Sejam F_t e S_t o vetor de fluxos líquidos de capitais no período t e o vetor de estoques no fim do período, respectivamente. O modelo assume que o retorno internacional é exógeno aos países em desenvolvimento. Os fatores que compõem o retorno doméstico são assumidos serem negativamente dependentes de F_t e S_t . É assumido que o retorno do investimento doméstico total declina com o aumento no ingresso de capital estrangeiro, devido à redução no conjunto de oportunidades de investimentos na economia doméstica como consequência dos retornos decrescentes e dos custos de ajustamentos⁴⁴. Já, a credibilidade pode ser assumida diminuir, quando o estoque de obrigações aumenta. Dessa forma, as funções que representam o retorno doméstico e a credibilidade do país são descritas respectivamente como:

$$R_{st} = R_s(d_t, F_t) \quad (49)$$

$$C_{st} = C_s(c_t, S_t) \quad (50)$$

onde, $R_1 > 0$, $R_2 < 0$, $C_1 > 0$ e $C_2 < 0$ são as derivadas parciais das equações acima; d_t e c_t são parâmetros de mudanças associados às condições econômicas relativo ao retorno do investimento doméstico e à habilidade do país pagar suas obrigações externas, respectivamente. A manutenção da condição de não arbitragem implica que os

⁴⁴ Um agente representativo de uma economia pequena atinge uma política de endividamento eficiente aumentando o investimento até o nível em que o retorno e custo marginal do capital se igualam, em um ambiente de mercado de capital internacional sem fricções. Dessa forma, o agente representativo distribui otimamente seu consumo ao longo do tempo, segundo sua restrição orçamentária.

fluxos de capitais externos são endogenamente determinados, baseando-se nas variáveis exógenas d_t , c_t , R^*_{st} e os estoques iniciais. Segundo o modelo, quando a credibilidade do país é muito baixa, as condições de equilíbrio devem implicar em uma redução no ingresso de capitais ou um fluxo de saída de capital, devido à capacidade limitada de pagamento das obrigações do país. Isso tem como resultado uma restrição no financiamento externo, passando os fluxos de capitais involuntários a compensar a limitação para o pagamento do passivo externo do país. Um exemplo foi o caso de reestruturação da dívida externa com os bancos comerciais internacionais dos países em desenvolvimento na década de oitenta. O estudo de Fernandez-Arias e Montiel (1995) mostra uma versão ampliada da relação (48), a saber:

$$R_s(d, F)C_s(c, S_{-1} + F) = R^*_s(w, S_{-1} + F) \quad (51)$$

onde R^*_s é o custo de oportunidade dos ativos de tipo s na economia mundial, que é função do estoque de passivo (S) de todos os ativos, para refletir considerações de diversificação de portfólio pelos credores externos. Os componentes d , c e w refletem o ambiente econômico doméstico, a credibilidade do país e condições financeiras do país credor, que são relevantes para a decisão de investir nos países em desenvolvimento (*e.g.*, as taxas de juros externas e as regulações nos mercados de capitais internacionais), respectivamente.

Segundo Fernandez-Arias e Montiel (1995), as reformas estruturais e institucionais, tais como, liberalizações comerciais e financeiras domésticas, privatizações de empresas públicas, ajustes fiscais sustentados e planos de estabilização da inflação tendem a aumentar a taxa real de retorno esperada e/ou reduzir o risco percebido nos investimentos domésticos. A abertura dos mercados de capitais financeiros domésticos aos investidores estrangeiros por meio da remoção dos controles de capitais e da redução nas restrições sobre os investimentos estrangeiros diretos é uma política doméstica que influencia os retornos esperados dos ativos domésticos. Portanto, os ingressos de capitais estrangeiros. Igualmente, as políticas macroeconômicas de curto prazo – como, por exemplo, políticas monetárias restritivas ou políticas fiscais expansionistas – tem influência sobre as taxas de retorno dos ativos financeiros domésticos e, conseqüentemente, levando a um diferencial de juros *ex ante*, Todos esses

desenvolvimentos internos são representados pelo parâmetro “d” da condição de arbitragem.

Por fim, o modelo assume que os fatores externos, como, por exemplo, as taxas de juros estrangeiras, recessão externa e as regulações dos mercados de capitais nos países credores, afetam o custo de oportunidade externo dos ativos mundiais através do parâmetro w . Portanto, a condição de arbitragem expressa que qualquer combinação desses fatores pode influenciar simultaneamente a magnitude e o comportamento dos fluxos de entrada de capitais. Os movimentos recentes de capitais internacionais têm sido influenciados por mudanças – quase simultâneas - tanto no âmbito internacional como na economia doméstica. De fato, é difícil apontar um único fator externo ou doméstico que explique os fluxos e, portanto, separar a contribuição desses fatores múltiplos é um problema empírico com um grau elevado de dificuldade.

A partir da equação (48), os fluxos de capitais privados no equilíbrio se ajustam aos choques nos parâmetros d_t , c_t , R^*_{st} . Na expressão (52) abaixo, o termo $1/C_t(c_t, S_t)$ é interpretado como um prêmio de risco país. Substituindo-se a expressão $S_t = S_{t-1} + F_t$ na equação (52), obtem-se uma equação como função de F_t . Reescrevendo a condição de não arbitragem, tem-se que:

$$R_t(d_t, F_t) = R^*_{st} / C_t(c_t, S_t) \quad (52)$$

A equação (52) mostra que um aumento no ingresso de capitais externos ($\Delta f_s > 0$) ocorre quando $\Delta c > 0$ ou $\Delta d > 0$ ou $\Delta R^* < 0$, mantendo tudo o mais constante. Ou seja, a solução na forma reduzida é dada por:

$$F_t = F(d_t^+, c_t^+, R_t^*, S_{t-1}^-) \quad (53)$$

onde os sinais acima de cada parâmetro da equação (53) são os sinais das derivadas parciais relativo ao respectivo parâmetro. Dessa forma, uma melhora nas condições internas, seja no sentido de realização de reformas estruturais, de políticas domésticas ou na ampliação na capacidade de pagamento de obrigações, deve melhorar o retorno real esperado ou reduzir o risco do investimento doméstico. Entretanto, uma redução na

taxa de retorno dos investimentos externos ou um aumento do estoque de passivo doméstico devem refletir negativamente nos ingressos de capitais internacionais⁴⁵.

Por fim, a questão de que os fluxos de entrada de capitais são determinados por fatores externos ou por domésticos depende da natureza dos choques, que fundamentam o ajustamento. Enquanto, o retorno estrangeiro (R_t^*) é puramente exógeno e o parâmetro referente às condições de investimento doméstico (d_t) é puramente interno, Fernandez-Arias e Montiel (1995) mostram que a credibilidade de um país pode ter influência tanto de condições internas como externas.

Dessa forma, uma extensão do modelo desenvolvido por Fernandez-Arias (1994) é assumir que o parâmetro c_t dependa tanto de fatores domésticos como de fatores externos. Esse parâmetro credibilidade é definido como $c = Y / (R^* - g)$, onde, Y é alguma medida corrente de recursos disponíveis, que é assumida crescer a uma taxa esperada (g) e R^* é uma taxa de retorno de ativos financeiros internacionais com maturidades comparáveis⁴⁶. De acordo com as suposições do modelo, a sensibilidade da credibilidade com respeito a taxa de juros internacional é negativa e dada por $[-1 / (1 - g / i)]$. Portanto, uma variação na taxa de juros internacional pode implicar em uma mudança na percepção sobre a credibilidade de um país⁴⁷.

⁴⁵ A economia volta ao equilíbrio através de um ajustamento nos fluxos de capitais. Esse ajustamento pode ser através de dois canais: i) do retorno doméstico do investimento (ajustamento via fluxo) e da credibilidade (ajustamento via estoque). A contribuição relativa desses canais dependerá da elasticidade com respeito ao ajustamento via fluxo, isto é, $(F/R) R_F$ e da elasticidade de ajustamento via estoques, $(F/C) C_S$.

⁴⁶ Em resumo, a credibilidade depende de fatores domésticos, como: acordos de redução do serviço da dívida externa (tipo o Plano Brady), dívida externa sustentável, de políticas estruturais e de políticas de estabilização, de choques na renda nacional através de mudanças nos termos de troca internacional e de políticas que afetam o nível de absorção doméstica relativo à renda nacional, entre outros. A credibilidade também é assumida depender da taxa de juros internacional, devido à sua importância aos investidores estrangeiros.

⁴⁷ Fernandez-Arias (1994) estima uma equação para fluxos de capitais para uma amostra contendo alguns países em desenvolvimento, colocando a variável preço de obrigações desses países com bancos comerciais internacionais como *proxy* para medir a sensibilidade dos fluxos de capitais relativo à credibilidade que está sujeita a fatores domésticos e externos. O autor observa que tanto a taxa de juros de curto prazo internacional como a *proxy* para credibilidade foram importantes na explicação dos ingressos de capitais nesses países.

3.5 Evidências empíricas sobre integração financeira.

Como observado anteriormente, há uma literatura crescente que vem tentando tratar a questão de maior interdependência entre os mercados financeiros. A partir dos anos oitenta, esse tipo de pesquisa se intensifica devido à liberalização dos movimentos de capitais entre fronteiras nos países industrializados. Os incentivos se acentuaram com o processo de formação da União Européia. Da mesma forma, além da integração entre os mercados financeiros das economias industrializadas, ocorre também uma crescente integração entre os mercados das economias industrializadas e dos países emergentes a partir do final da década de oitenta. Essas novas direções de políticas no tratamento do capital estrangeiro e o próprio desenvolvimento dos mercados financeiros internacionais abrem espaço para novas direções de pesquisa, inclusive a investigação dos efeitos de tal integração financeira sobre as ligações entre as taxas de juros.

Não obstante, não existe nos estudos empíricos uma única direção no que tange à investigação e análise sobre o grau de mobilidade de capital. O único consenso encontrado diz respeito à investigação a partir das próprias condições de arbitragem. Portanto, a questão de qual a melhor medida e de como obter uma indicação do grau de mobilidade de capitais entre as fronteiras ainda está sujeita a um intenso debate na discussão sobre a extensão da integração dos mercados de capitais entre os países desenvolvidos e entre estes últimos com os países emergentes.

Um dos pontos de partida para essa investigação é atribuído à observação de que os agentes encontram formas para contornar os controles existentes sobre a movimentação de capitais. O estudo de Edwards (1998b) investiga a experiência do Chile com a introdução dos controles de capital a partir de 1991 para manter a taxa de juros doméstica superior a internacional em um contexto de maior integração com os mercados financeiros internacionais. A análise focalizou em dois subperíodos de 1988:1-1991:6 e de 1991:7-1996:12. Com o objetivo de verificar como as restrições sobre o capital afetaram os diferenciais de juros, Edward realiza alguns testes para investigar se os controles possibilitaram o Chile desenvolver uma política monetária mais independente. Considerando tudo mais igual, a imposição ou o ou estreitamento nas restrições sobre os movimentos de capitais deverá implicar em dois efeitos sobre o comportamento do diferencial de juros: reduzirá a velocidade de convergência e

aumentará o valor para o qual convergirá o diferencial de juros. Isso significa - que sob restrições severas à mobilidade de capital – a autoridade ganha um maior controle sobre a taxa de juros de duas formas: pode manter um diferencial de juros mais alto e pode tornar os desvio do diferencial de juros do seu equilíbrio de longo prazo por período de tempo maior.

Utilizando informações sobre diferencial entre as taxas de juros do Chile e dos Estados Unidos no período de 1986 a 1996, Edwards (1998b) estimou as funções impulso-resposta de inovações nos próprios diferenciais de juros de forma a verificar, se no período de maior restrição de capitais, a velocidade de convergência para o equilíbrio de longo prazo seria relativamente mais lenta do que em períodos onde as restrições são mais reduzidas. De fato, os resultados apontaram que no período com maior restrição na mobilidade de capitais (1991/96), os diferenciais de juros mostraram-se ligeiramente mais lento no processo de convergência.

De modo a incorporar as mudanças na política de controle de capitais e no prêmio de risco país ao longo do tempo sobre os diferenciais de juros, Edwards (1998b) estima um modelo auto-regressivo do diferencial de juros para dois subperíodos: 1988:1-1991:6 e de 1991:7-1996:12. De forma geral, os resultados foram iguais aos obtidos anteriormente com o VAR não restrito, mostrando a existência de uma defasagem relativamente maior na convergência relativamente ao período de menor mobilidade. Dessa forma, o autor conclui que os controles de capitais possibilitaram algum grau de controle de curto prazo sobre a taxa de juros doméstica pelas autoridades monetárias do Chile.

Um resultado interessante foi obtido por Frankel e Okongwu (1995) que decompueram a taxa de juros doméstica na desvalorização cambial, no prêmio moeda e no prêmio de risco para investigar as possíveis causas que mantem a taxa doméstica acima da internacional, desde que as economias em foco são percebidas mais integradas ao mercado financeiro internacional. Analisando as taxas de juros da Argentina, Chile, México, Filipinas, Korea, Singapura e Tailândia no período entre 1987 e 1994, observaram que a taxa de juros do internacional, ou seja, a taxa de juros dos EUA tem grande influência nos mercados dos países emergentes. Ao estimar por mínimos quadrados ordinários (MQO) a influência dos determinantes dos diferenciais, os

resultados apontaram que o prêmio moeda foi o determinante mais importante para explicar os diferenciais de juros existentes. Os autores concluíram que o papel relevante do prêmio moeda decorria da necessidade de esterilização dos fluxos de capitais de forma que era necessário o aumento da taxa doméstica de juros para compensar as expectativas de desvalorização cambial futura. Ao contrário de outros artigos, que enfatizam a presença de risco país e de controles de capitais como fatores explicativos dos diferenciais persistentes, Frankel e Okongwu (1995) enfatizam a influência do prêmio moeda na composição dos diferenciais⁴⁸.

O Edwards e Khan (1985) oferecem um modelo interessante para compreensão da mobilidade de capital. Os autores escolheram duas economias que demonstram ter graus de aberturas diferentes. A investigação parte da análise de como as taxas de juros da Colômbia – que implementou medidas voltadas a aumentar a mobilidade de capitais, porém ainda mantém algumas restrições – e de Singapura – que é considerada uma economia altamente aberta – são determinadas por fatores externos e fatores puramente domésticos.

Edwards e Khan (1985) estimaram uma equação de determinação da taxa de juros por MQO para a Colômbia no período de 1968:3 a 1982:4 e para a Singapura no período de 1976:3 a 1983:4. Como esperado pelos autores, a taxa de juros da Colômbia é sensível às influências domésticas e externas, portanto, classificando-se como uma economia semi-aberta. O resultado principal foi que o setor financeiro da Colômbia parece na prática ser mais integrado com o resto do mundo do que se pressupõe ao analisar a natureza e a extensão dos controles existentes no período estudo. Já, para Singapura, os resultados indicaram que sua taxa de juros é predominantemente determinada por fatores externos que foram altamente significantes em suas estimações, corroborando com a idéia previamente esperada⁴⁹.

⁴⁸ O estudo Harberger (1980) também investiga o grau efetivo de integração dos mercados de capitais através da convergência das taxas de retorno privadas do capital entre fronteiras. Harberger argumenta que as divergências encontradas nas taxas de retorno do capital são, principalmente, conseqüências da presença de um prêmio de risco país, que depende dos fundamentos econômicos, *e.g.*, a razão dívida total/PIB e o nível de reservas internacionais do país.

⁴⁹ Como exemplo de estudos sobre determinação da taxa de juros, são os artigos de Caramazza(1993), Holden e Vikoren (1996), Bernhardsen (2000) e Caporale e Pittis (1997) no contexto dos países industrializados.

Partindo de algumas modificações na determinação da taxa de juros hipotética que equilibra o mercado monetário, Haque e Montiel (1991) realizaram estimações do modelo de Edwards e Khan (1985) para um grupo de quinze países em desenvolvimento, incluindo o Brasil na sua amostra, para obter o grau efetivo de abertura desses países no período de 1969-1987. Os resultados mostraram que o grau de mobilidade foi notavelmente diferente entre as economias. Embora, ainda existia restrições legais sobre o movimento de capitais, o grau de mobilidade estimado foi elevado para os países do estudo, indicando que a taxa de juros doméstica foi relativamente mais influenciada por fatores externos.

No estudo de Haque e Montiel (1991), o Brasil e o Uruguai está entre os dez países em que o valor estimado do coeficiente de interesse foi significativamente diferente de zero e não significativamente diferente de um, isto é, indicando que o caso de uma economia financeiramente fechada é excluída. A Índia foi o único país em que o grau de mobilidade estimado sugere que o capital é imóvel. Em geral, Haque e Montiel (1991) interpretam que em média os resultados mostraram que as economias apresentam um alto grau de mobilidade, favorecendo a uma maior abertura do que realmente é esperado. Isso pode decorrer do fato de que apesar da presença de restrições sobre o capital, os agentes podem estar encontrando formas para contornar a mobilidade restrita.

Tanto Edwards e Khan (1985) como Haque e Montiel (1991) sugerem como nova direção de pesquisa o emprego de técnicas de estimações de parâmetros variáveis de forma a capturar o que fato de que o grau de mobilidade efetivo durante o período amostral variou na maioria dos países. O estudo de Reisen e Yeches (1991) estimam o modelo de Haque e Montiel (1991) empregando a metodologia de filtro de Kalman. Reisen e Yeches (1991) encontraram o grau baixo de mobilidade na Coreia, entretanto, existe evidência de há uma tendência crescente de liberalização financeira.

De outra forma, o estudo de Seabra (2001) investiga os determinantes da taxa de juros nominal para cinco países da América Latina (Brasil, Chile, Colômbia, México e Venezuela) no período entre 1996 e 2000. Utilizando modelos de dados de painel dinâmico, Seabra estima a influência da taxa de juros externa, do diferencial de inflação doméstica e externa, mudanças na taxa de câmbio real e mudanças nas reservas

internacionais como determinantes da taxa de juros nominal. Os resultados das estimações sugeriram que fatores domésticos não devem mostrar um papel predominante na taxa de juros dos países da América Latina, desde que o coeficiente do diferencial de inflação foi estatisticamente não significativo nas regressões. A taxa de inflação é um fundamento econômico relevante nessas economias, e, portanto, mudanças na inflação tendem a produzir políticas monetárias e fiscais ativas. Entretanto, a taxa de juros do EUA, as mudanças na taxa de câmbio real e as mudanças nas reservas internacionais mostraram-se com efeitos significantes na taxa de juros desses países nas estimações. Dessa forma, o autor conclui a predominância dos fatores externos governando a taxa de juros dos países da América Latina⁵⁰.

A partir da década de noventa, tem-se intensificado uma série de estudos sobre convergência entre as taxas de juros, principalmente, com o objetivo de analisar a coordenação de política entre os países do sistema monetário europeu (SME). A idéia é que a liberalização dos mercados de capitais fortaleceria as ligações de taxa de juros entre os diferentes países. Dessa forma, as taxas de juros se deslocariam juntas no longo prazo. O SME é percebido na literatura de convergência como um sistema assimétrico, cuja Alemanha é o país hegemônico do sistema. Ou seja, os estudos têm focado também na busca de evidências da hipótese de liderança da Alemanha (HLA) no SME, em que a Alemanha age como um jogador dominante e as autoridades dos outros países do sistema não conseguem desviar do curso que segue as políticas do *Bundesbank*. Portanto, surgiu uma literatura que tenta investigar as ligações entre as taxas de juros dos países europeus e entre estes com os não-europeus empregando e sugerindo novas abordagens metodológicas para analisar a questão de convergência.

O estudo de Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996) é muito interessante no sentido que investiga as ligações entre taxas de juros através de convergência, mesmo quando as séries não são co-integradas, introduzindo uma nova definição de convergência. A idéia básica de ocorrência de convergência é quando duas séries não podem se deslocarem separadamente no longo prazo e, portanto, essas séries são entendidas serem co-

⁵⁰ Sebra (2001) utiliza as mudanças nas reservas internacionais como uma *proxy* para o risco país, desde que perdas nas reservas são primeiramente conseqüências dos fluxos de saída de capitais advidos de um prêmio de risco mais elevado. Os resultados indicaram uma relação negativa entre a *proxy* do risco país e a taxa de juros, sendo interpretado que aumentos nas reservas indicaria um nível de risco país baixo, estimulando os investidores e reduzindo a taxa doméstica de juros.

integradas. A co-integração implica que existe uma combinação linear de duas ou mais variáveis que é estacionária, mostrando um suporte para a suposição de uma tendência comum entre duas séries. Um exemplo dessa abordagem é encontrado em Karfakis e Moschos (1990) e Katsimbris e Miller (1993), que analisam as ligações de taxa de juros dentro do SME, usando técnicas de co-integração para testar a existência de relações de longo prazo entre as taxas de juros da Alemanha e os demais países do sistema.

Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996) define a convergência como um processo dinâmico em direção ao estado estacionário, que minimiza as distâncias entre certas variáveis. Nesse sentido, a convergência de taxa de juros implica que os diferenciais de juros gradualmente se aproximam de zero com o decorrer da integração entre os mercados financeiros. Para Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996), a convergência implica que os diferenciais de taxas de juros deveriam exibir uma tendência em direção a zero durante o período de convergência, então, os diferenciais de juros não seriam estacionários e, sim, uma tendência estocástica deveria ser encontrada. Essa interpretação advem do fato que os diferenciais entre as taxas de juros foram não estacionários, portanto, a convergência entre as taxas de juros dentro do SME implicaria que os diferenciais de juros deveriam se deslocar juntos. Ou melhor, os diferenciais deveriam se co-integrar, com coeficientes de co-integração unitários implicando que os diferenciais estão convergindo para zero.

Empregando o método de convergência, Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996) realizaram estimações para verificar as ligações entre as taxas de juros entre os países do SME para o período de 1979 a 1990. Ao observarem que tanto a média como a variância dos diferenciais de juros reduziu-se no período entre 1986 e 1990, os autores tomaram essa evidência como uma indício de convergência no período e, em seguida, realizaram testes de raiz unitária e co-integração. Os resultados indicaram a não estacionaridade dos diferenciais, a sua co-integração e a existência de um vetor de co-integração com coeficientes unitários. Portanto, a conclusão é que no período entre 1986 e 1990, existiu um processo dinâmico de convergência entre as taxas de juros dos países do SME, com exceção da França e da Itália, onde os controles sobre os capitais eram ainda fortes. Os autores concluem que o resultado pode ser interpretado como uma evidência da versão fraca da HLA.

Focalizando no diferencial de juros reais, Seabra (2001) emprega a noção de convergência de Caporale, Kalyvitis e Pittis (1996) para analisar a convergência de taxa de juros entre os países do Mercosul no período de 1991 a 2004. O autor encontra evidência de co-integração entre os diferenciais de juros reais do Brasil, da Argentina e do Uruguai. Os resultados indicaram a existência de co-integração entre os países com coeficientes dos vetores iguais a unidade, ou seja, indicando um processo de convergência das taxas de juros reais entre os países.

Além de testes de restrições de exogeneidade, Barassi, Caporale e Hall (2000a) emprega a metodologia de co-integração e o método de variância mínima dos vetores de co-integração para indicar as relações estruturais relevantes entre as taxa de juros de curto prazo dos países do G-7 (Estados Unidos, Canadá, Japão, Alemanha, França, Itália e Inglaterra). Os resultados indicaram as relações: Estados Unidos-Canadá, Alemanha-Japão, França-Itália, Inglaterra-Japão e Estados Unidos-Japão. A maioria dos países apresentaram suas taxas de juros ligadas ao Japão, sendo que a Itália segue a França. Os testes de causalidade sugerem que a taxa de juros da Itália segue a taxa da França e a taxa da Alemanha segue a do Japão, enquanto, o Japão segue os Estados Unidos. Os resultados rejeitaram a hipótese de liderança da Alemanha que não parece governar os mercados financeiros da Europa.

Em geral, pode-se pensar em mudanças na estrutura como mudanças nas relações de longo prazo (vetores de co-integração) ou nas ligações de causalidade (fatores de ajustamentos). Segundo, Barassi, Caporale e Hall (2000b), seria problemático especificar a origem da mudança estrutural em um modelo permitindo os dois tipos de mudanças, pois o modelo não seria identificado. No caso de taxas de juros, em geral, a teoria sugere co-movimentos de longo prazo, sendo razoável assumir que os vetores de co-integração matem-se constantes, porém o ajustamento às relações de longo prazo pode variar no tempo. Dessa forma, Barassi, Caporale & Hall (2000^b) estimaram as ligações entre as taxas de juros dentro da abordagem de co-integração, considerando o coeficiente de ajustamento como um parâmetro variável. O filtro de Kalman foi usado para estimar os parâmetros. Esse método tem a vantagem de não ter que impor restrições a priori no tempo de ocorrência das quebras nas relações. Em vez disso, as relações são permitidas se desenvolverem livremente e revelando o tempo das

quebras estruturais que podem ser muito informativas sobre os efeitos de mudanças nas políticas.

4 INVESTIGAÇÃO SOBRE INTEGRAÇÃO DO MERCADO FINANCEIRO BRASILEIRO COM O MERCADO FINANCEIRO INTERNACIONAL A PARTIR DA DÉCADA DE NOVENTA.

Este capítulo analisa empiricamente alguns conceitos de integração financeira relacionados à mobilidade de capitais. A definição de integração financeira fraca e forte será representada pelas condições de PCJ e de PDJ, respectivamente. Esses conceitos dependem da hipótese de substitubilidade perfeita entre os ativos domésticos e estrangeiros. Segundo Frankel (1989,1992), a PCJ é a melhor definição de mobilidade de capitais, pois seus desvios refletem os efeitos dos custos de transação, dos controles de capitais e do risco país (isto é, risco de convertibilidade e de crédito soberano). Ou seja, o resíduo da PCJ indica mais diretamente as barreiras existentes à integração. Já, a PDJ é uma definição relativamente mais forte da mobilidade de capitais, pois é necessária a propriedade de substitubilidade perfeita entre os ativos.

A mobilidade de capitais no Brasil será investigada por meio do comportamento das paridades de juros no período entre janeiro de 1990 a março de 2004. Inicia-se com a definição e análise das séries de desvios das paridades de juros coberta, descoberta e de juros reais de forma a verificar como eles evoluíram ao longo do período e de obter alguma indicação das reações das paridades em face das mudanças no ambiente econômico interno e externo. Em seguida, explora-se algumas formas de investigar a hipótese de integração financeira brasileira, partindo da análise univariada das séries de desvios e chegando nas regressões diretas da PCJ e da PDJ. Dessa maneira, a PCJ e a PDJ são estimadas por meio de modelos de parâmetros fixos. Também, são realizados alguns testes que tentam capturar alguma indicação de quebra estrutural nas condições de não-arbitragem. Por fim, procura-se investigar a trajetória dos coeficientes das paridades de juros por meio dos modelos de parâmetros variáveis no tempo com o intuito de observar alguma tendência em direção a uma maior abertura financeira a partir dos anos noventa.

4.1 A mobilidade de capitais a partir dos desvios das paridades coberta e descoberta de juros e da paridade de juros reais.

Inicia-se a análise da integração financeira brasileira com o mercado de capital internacional através das séries de desvios das condições de paridade de juros. Como observado anteriormente, os fluxos de captais internacionais tendem a igualar as taxas esperadas de retornos entre dois ativos de mesma maturidade, denominados em moedas distintas e emitidos em jurisdições políticas diferentes, quando os mercados de capitais são completamente integrados. Dessa maneira, investiga-se o comportamento dos diferenciais de juros interno e externo (DCJ, DDJ e DJR) de forma a verificar se as paridades de juros foram satisfeitas no mercado financeiro brasileiro, conforme Frankel (1989,1992), *inter alia*.

Algumas especificações do DDJ, DCJ e DJR foram construídas a partir das informações mensais sobre a taxa de juros interna e externa para o período entre abril de 1990 e março de 2004. Para isso, optou-se por utilizar informações mensais de taxas de juros interna em percentual ao mês¹. A taxa de juros interna é obtida a partir da taxa futura de 30 dias implícita em contratos futuros de taxa de juros da BM&F (ou seja, DI de um dia), coletadas no primeiro dia útil do mês vigente.² A taxa interna de juros Selic de 30 dias também foi usada nas estimações³. A taxa de juros externa foi composta pela taxa de juros

¹ Devido às dificuldades de se obter séries de tempo de taxas domésticas de juros com prazos diferentes para um período amplo, consistente e comparável às taxas externas, optou-se construir e realizar as estimações posteriores apenas com dados mensais de taxas de juros interna e externa de 30 dias.

² A análise utiliza a taxa de juros interna DI de um dia e a taxa de câmbio futura, ambas implícitas nos contratos futuros de 30 dias, nas estimações. Essas taxas foram coletadas no primeiro dia útil do mês de forma a captar as expectativas dos agentes antes do fechamento do contrato. Os estudos de Carneiro e Garcia (1993), Garcia (1994), Garcia e Barcinki (1996), Carneiro (1997), Miguel (2001) e Holanda e Cavalcante (2001) também utilizaram esse método na construção das séries dos desvios das condições de paridades de juros. É necessário observar que essas taxas de juros e de câmbio mostraram-se bastante elevadas refletindo o risco na economia brasileira, principalmente, na primeira metade da década de noventa, porém, apresentaram um comportamento de convergência durante o período de maturidade do contrato para um valor próximo ao realizados pelas taxas de juros Selic e pelas taxas de câmbio à vista.

³ A taxa de juros *Over-Selic* é a taxa de operações *overnight* com lastro em títulos públicos federais, que são emitidos pelo Tesouro ou pelo Banco Central, negociados e registrados pelo Serviço Especial de Liquidação e Custódia, SELIC, na forma de operações compromissadas. Seu nível efetivo é definido pela média ponderada do volume diário das operações lastreadas em títulos públicos federais de curto, médio e longo prazo no tempo presente. A taxa de juros Selic é fixada pelas autoridades monetárias e tem o papel de sinalizar para os agentes econômicos o nível básico de remuneração dos títulos federais, orientando as demais taxas de juros de curto prazo da economia.

interbancária de curto prazo LIBOR - *London Interbank Offered Rate* - de depósitos em dólares e pela taxa de juros de Notas do Tesouro Americano (*Treasury Bill Rate*), ambas de prazo de um mês⁴.

A taxa de câmbio à vista foi definida como a média entre as taxas de câmbio de compra e de venda comercial no fim do período. Os dados de taxa de câmbio futura levaram em conta a taxa de câmbio dólar comercial futuro coletados na BM&F no primeiro dia útil do mês de contratos para 30 dias.

Dessa forma, o DCJ e o DDJ foram obtidos a partir das relações descritas pelas equações (3) e (5), respectivamente, que mostram as paridades de juros com as variáveis em logaritmo⁵. O termo mudanças esperadas na taxa de câmbio foi obtido a partir da expressão (5) para a série transformada em logaritmo. Como discutido anteriormente no Capítulo 3, é necessário fazer alguma suposição quanto à formação de expectativas para se obter o valor *ex ante* da variação cambial. Em geral, a literatura adota expectativas racionais na construção da depreciação esperada, ou seja, usa o valor *ex post* da variação cambial como uma *proxy* para a expectativa de variação cambial, de forma que o erro de previsão é um termo aleatório, com média igual a zero e não correlacionado no tempo. Ou seja, o erro de previsão, $\varepsilon_{t+1} = \Delta S_{t+1} - \Delta S_{t+1}^e$, é não correlacionado com as informações disponíveis no tempo t ⁶. O prêmio ou desconto futuro é obtido a partir da expressão (3) para as séries transformadas em logaritmo.

⁴ As taxas de juros *Libor* é a taxa de juros interbancária do mercado de Londres, comumente utilizada nas operações internacionais de empréstimos realizadas entre instituições financeiras. As taxas de juros externas foram extraídas do *International Financial Statistics* de publicação do FMI.

⁵ O DCJ e o DDJ para as séries em nível podem ser obtidos a partir das equações (2) e (4), respectivamente.

⁶ Frankel e Okongwu (1995) utilizam um *survey* de previsões para a taxa de câmbio, que foram coletadas junto a agentes econômicos, para realizar testes da paridade de juros descoberta. Entretanto, esse método não se configura uma alternativa para o caso brasileiro, pois não existem séries disponíveis de expectativas da taxa de câmbio esperada para datas futuras coletadas junto aos agentes do mercado. Frankel e MacArthur (1988), Frankel (1989,1992), Montiel (1994) e Flood e Rose (2002) realizaram testes utilizando o valor *ex post* da depreciação esperada supondo expectativas racionais. Gokey (1994) realiza estimações utilizando tanto a forma *ex ante* como a *ex post* da depreciação cambial e não encontra diferenças significantes nos resultados. Por fim, o estudo Holanda e Cavalcante (2001) construiu a paridade de juros descoberta estimando as séries de expectativas de mudanças cambiais para o caso brasileiro, baseadas nas hipóteses de expectativas extrapolativas e racionais. Mais uma vez, as séries construídas não mostraram diferenças significantes nos resultados obtidos para a paridade de juros descoberta entre maio de 1987 e dezembro de 1996. Seabra (2001) também utiliza mudanças *ex post* da taxa de câmbio para obter os diferenciais de juros descobertos entre março de 1993 e abril de 2000 para o Brasil.

O diferencial de juros reais foi construído através da relação mostrada pela equação (31). O primeiro termo é o DDJ, que foi obtido conforme as descrições anteriores. O segundo termo é conhecido na literatura como desvio da paridade de poder de compra relativo (PPCR) ou depreciação real esperada. Para compor esse último termo, utilizou-se o índice de preço ao consumidor do Brasil e dos Estados Unidos para o período entre janeiro de 1990 e março de 2004. Utilizam-se as realizações *ex post* das taxas de inflação do Brasil e dos Estados Unidos tomando como base a hipótese expectativas racionais e erro de previsão não correlacionado com o conjunto de informações disponíveis em t . Apesar das dificuldades existentes para se obter o prêmio da moeda (PM), dado que é uma variável não observada diretamente, ou seja, depende da formação de expectativa dos agentes, e já que é o prêmio futuro o único a ser observado, constrói-se uma *proxy* para essa variável, baseado em Holanda e Cavalcante (2001), de forma a tentar observar alguma indicação de seu comportamento⁷.

Dessa forma, a Tabela 4.1.1 mostra o comportamento dos desvios da PDJ, da PCJ, da PJR, a depreciação real esperada e uma *proxy* do prêmio de risco da moeda para o Brasil entre os anos de 1990 a 2004. Os diferenciais de juros interno-externo foram obtidos fazendo uma combinação das taxas de juros domésticas, DI de um dia e Selic, com as taxas de juros externa, T-Bill e Libor. Os DDJ, DCJ e DJR são reportados com os subscritos indicando as taxas de juros interna e externa utilizadas na construção das variáveis de forma que 11 refere-se à taxa de juros interna DI e a taxa de juros externa Libor, 12 à taxa de juros interna DI e a taxa de juros externa T-Bill, 21 à taxa de juros interna Selic e a taxa de juros externa Libor e 22 à taxa de juros interna Selic e a taxa de juros externa T-Bill. O Apêndice F apresenta a nomenclatura dos diferenciais de juros descobertos e cobertos e dos diferenciais de juros reais.

⁷ O prêmio de risco foi calculado a partir da seguinte fórmula $PM = \left\{ \left[\frac{(1+pf)}{(1+\Delta S_{t+1}^e)} \right] - 1 \right\} \times 100$, convertida em logaritmo.

Tabela 4.1.1 Comportamento do PDJ e da PCJ e a decomposição do DJR: Brasil, jan/1990 a mar/2004. (%)

	<i>DDJ</i> ₁₁	<i>DDJ</i> ₁₂	<i>DCJ</i> ₁₁	<i>DCJ</i> ₁₂	<i>DJR</i> ₁₁	<i>DJR</i> ₁₂	<i>PPCR</i>	<i>PM</i>
Jan/90-dez/98:								
Média	2,401	2,365	5,835	5,797	2,276	2,240	-0,126	-2,717
Desvio-padrão	15,393	15,396	7,092	7,099	9,603	9,605	7,400	16,895
Jan/90-jun/94:								
Média	1,085	1,055	11,804	11,772	1,328	1,297	0,242	-9,370
Desvio-padrão	4,694	4,697	6,077	6,086	4,887	4,886	4,450	5,077
Ago/94 a dez/98:								
Média	1,629	1,586	1,063	1,021	1,454	1,411	-0,175	0,581
Desvio-padrão	1,649	1,661	1,067	1,063	0,633	0,630	1,563	2,431
Mar/99 a mar/04:								
Média	0,6779	0,6423	0,716	0,685	0,935	0,899	0,257	0,154
Desvio-padrão	4,7158	4,7180	3,077	3,080	0,748	0,751	4,674	7,261
Jan/90 a Dez/91:								
Média	-0,303	-0,352	6,748	6,694	0,557	0,508	0,860	-6,605
Desvio-padrão	6,734	6,733	4,963	4,951	4,197	7,192	6,523	6,114
Jan/92 a Jun/94:								
Média	2,196	2,180	15,343	15,326	1,944	1,929	-0,252	-11,305
Desvio-padrão	1,193	1,191	3,900	3,902	1,296	1,298	1,371	3,042
Ago/94 a dez/94								
Média	5,376	5,377	-0,642	-0,661	1,711	1,712	-3,665	6,101
Desvio-padrão	2,182	2,188	1,094	1,096	0,914	0,907	1,790	3,032
Jan/95 a mai/95								
Média	2,356	2,325	1,836	1,809	2,088	2,057	-0,268	0,605
Desvio-padrão	2,579	2,579	2,584	2,580	0,410	0,408	2,821	4,914
Jun/95 a Ago/97								
Média	1,108	1,068	1,246	1,207	1,172	1,132	0,063	-0,137
Desvio-padrão	0,499	0,495	0,488	0,487	0,509	0,508	0,580	0,207
Set/97 a mar/98								
Média	1,536	1,482	1,017	0,966	1,572	1,520	0,288	0,263
Desvio-padrão	0,404	0,403	0,357	0,355	0,386	0,385	0,310	0,290
Abr/98 a ago/98								
Média	0,543	0,480	0,709	0,650	1,248	1,185	0,704	-0,168
Desvio-padrão	0,195	0,200	0,220	0,222	0,444	0,443	0,561	0,363
Set/98 a dez/98								
Média	1,512	1,424	1,519	1,439	2,292	2,205	0,780	-0,014
Desvio-padrão	0,399	0,417	0,410	0,400	0,526	0,530	0,319	0,504
Jan/99 a dez/99								
Média	-1,590	-1,630	1,945	1,898	2,030	1,990	3,620	-2,538
Desvio-padrão	9,515	9,509	7,98	7,982	2,024	2,027	10,865	14,504
Jan a jun/99								
Média	-3,592	-3,628	3,570	3,528	3,388	3,352	6,980	-5,279
Desvio-padrão	13,317	13,314	11,339	11,329	2,105	2,107	14,824	20,318
Mar a jun/99								
Média	4,180	4,142	-2,188	-2,226	2,134	2,096	-2,046	6,715
Desvio-padrão	7,316	7,314	3,945	3,945	1,043	1,041	6,310	9,653
Jul a Dez/99								
Média	0,411	0,367	0,320	0,268	0,671	0,628	0,260	0,204
Desvio-padrão	3,494	3,478	2,319	2,332	0,397	0,391	3,587	5,656
Jan/00 a abr/02								
Média	0,2375	0,1919	0,665	0,629	0,754	0,708	0,516	-0,335
Desvio-padrão	3,425	3,432	2,106	2,107	0,521	0,526	3,418	5,364
Mai/02 a out/02								
Média	-6,678	-6,701	6,322	6,303	1,175	1,152	7,853	-12,152
Desvio-padrão	2,290	2,297	3,155	3,158	0,296	0,289	2,440	3,885
Nov/02 a mar/04								
Média	3,270	3,249	-0,357	-0,375	0,958	0,938	-2,312	3,742
Desvio-padrão	4,151	4,152	2,262	2,260	0,946	0,948	4,333	5,942

Nota: A série DCJ e a *proxy* para o prêmio de risco da moeda iniciaram-se em abril de 1990. Nomenclatura no Apêndice F. O subscrito 11 indica as taxas de juros DI e Libor, 12 as taxas de juros DI e T-Bill, 21 as taxas de juros Selic e Libor e 22 as taxas de juros Selic e T-Bill. A PPCR é o desvio da paridade de preço relativo e PM é a *proxy* para prêmio de risco.

A Tabela 4.1.1 foi construída dividindo o período completo em alguns subperíodos. A razão para isso surge do fato que ocorreram alguns eventos internos e externos que parecem ter impactos significantes nas variáveis que compõe os diferenciais de juros. O período completo de 1990 a 2004 foi dividido em três subperíodos básicos: a) o período antes do Plano Real entre jan./1990 e jun./1994; b) o período após o Plano Real, sob o regime de bandas cambiais entre ago./1994 e dez./1998 e c) o período após a mudança para o regime de câmbio flutuante entre jan./1999 a mar./2004. As outras divisões foram realizadas para tentar observar a possível repercussão de outros fatos que ocorreram durante o período sob análise. Apresentam-se apenas nessa tabela os diferenciais de juros construídos a partir da taxa de juros interna DI de um dia e das taxas de juros externas T-Bill e Libor. Porém, os diferenciais de juros, que foram obtidos a partir da taxa de juros interna Selic e das taxas de juros externas T-Bill e Libor, são reportados na Tabela B.1 no Apêndice B.

Inicia-se a análise pela paridade de juros coberta que é uma condição mais simples ou uma versão fraca de mobilidade de capital. Observa-se que os desvios da paridade de juros coberta foram positivos, em média, entre abr./1990 e jun./1994. Na primeira metade da década de noventa, tanto a magnitude como a variabilidade dos desvios foram extremamente elevados, quando se compara com o período imediato entre ago./94 e dez./98. Observou-se também uma tendência crescente dos desvios da paridade coberta entre abril de 1990 a junho de 1994.

O comportamento do DCJ parece ter sido fortemente influenciado pelos componentes taxa de juros doméstica e prêmio futuro. As cotações do mercado futuro de câmbio apontaram uma tendência de desvalorização contínua da moeda doméstica entre 1990:04 e 1994:06, tentando acompanhar o comportamento da taxa de câmbio à vista. Esse período foi predominado por um elevado grau de incerteza na economia devido à aceleração do processo inflacionário, ao elevado déficit público, às experiências sem êxito dos planos de estabilização e ao clima de instabilidade criado pelo processo de *impeachment* do Presidente Collor. Em geral, a diferença entre a taxa de juros interna e externa foram fortemente gerados pela política monetária doméstica que manteve uma

política de taxa de juros nominal elevada a partir do final de 1991 e, portanto, possivelmente produzindo desvios positivos das paridades de juros. Particularmente, a lacuna entre as taxas de juros domésticas brasileiras e as internacionais deve ter se acentuado com o declínio da taxa de juros internacional entre 1989 e 1993.

Garcia e Barcinski (1996) construíram três medidas de diferenciais de juros coberto: a) a primeira utilizou rendimento de títulos brasileiros, a Libor como taxa de juros externa e taxa futura de câmbio; b) a segunda foi baseada na diferença entre o rendimento de um título brasileiro emitido internacionalmente (isto é, o título de dívida soberana IDU) e a Libor e c) a terceira foi dada pela diferença entre o rendimento de título brasileiro indexados ao dólar e a Libor. Apesar do fato que algumas diferenças foram observadas no comportamento dos diferenciais de juros coberto calculados a partir das três medidas, Garcia e Barcinski (1996) observaram diferenciais de juros cobertos significativos durante todo o período entre 1991 e 1995⁸. Garcia (1994) e Carneiro (1997) também encontraram diferenciais de juros cobertos de magnitudes elevadas entre janeiro de 1992 e dezembro de 1996⁹. Portanto, as evidências encontradas sobre o DCJ na primeira metade da década de noventa são indicações fortes da existência de um ganho acima da taxa de juros internacional descontada o prêmio futuro para investimentos estrangeiros no mercado financeiro brasileiro com cobertura cambial.

O DCJ é uma medida de atratividade do mercado de títulos doméstico aos investidores estrangeiros. Dessa forma, o DCJ pode ser interpretado como um prêmio de risco país devido à existência de barreiras à integração dos mercados de capitais entre as fronteiras. No período entre jan./1990 e jun./1994, o DCJ positivo deve estar refletindo a existência de barreiras à completa integração e, conseqüentemente, mostrando a presença de um elevado prêmio de risco país ou prêmio de risco Brasil. Dessa forma, os investidores poderiam estar demandando um ganho extra para manter ativos brasileiros considerados mais arriscados. Ou seja, apesar das iniciativas em direção a liberalização do mercado

⁸ Segundo Garcia e Barcinski (1996), as diferenças no comportamento entre as três medidas são possivelmente devido a características específicas de cada ativo: o risco de crédito inerente, o tratamento tributário diferenciado e os efeitos da estrutura a termo.

⁹ Os desvios da PCJ no período de 1992 a 1996 foram, em média no ano, 21,34%, 15,22%, 24,04%, 17,62% e 11,75%, respectivamente, segundo Carneiro (1997).

financeiro doméstico, o ingresso de capitais estrangeiros no Brasil pode ter se realizado com um custo elevado refletindo um prêmio de risco nessa primeira metade de década de noventa. Adicionalmente, a economia brasileira ainda estava em processo de renegociação da dívida externa de forma que uma percepção de um risco *default* pode também ter justificado a presença desse prêmio.

O diferencial de juros descoberto também apresentou um valor positivo em média no início dos anos noventa. Observou-se que a magnitude do DDJ foi extremamente menor relativo ao DCJ, embora a volatilidade dos desvios da paridade de juros descoberta ainda permaneceu elevada nesse período. De fato, os períodos subseqüentes aos Planos Collor I e II mostraram um aumento na volatilidade tanto na taxa de juros nominal doméstica como na da taxa de câmbio nominal e isso parece ter repercutido sobre o DDJ. Na Tabela 4.1.1, é possível observar um desvio médio negativo da PDJ entre 1990:01 e 1991:12, tornando-se positivo entre 1992:01 a 1994:06. Bem como, é possível verificar uma volatilidade elevada do DDJ entre 1990:01 e 1991:12, reduzindo-se no período seguinte, isto é, 1992:01 e 1994:01. Essa evidência empírica pode estar refletindo uma incerteza cambial nos dois primeiros anos da década em função do fracasso das tentativas de estabilização¹⁰.

A condição de paridade de juros descoberta é uma versão mais forte de integração financeira, pois requer que a PCJ vigore bem como a inexistência de um prêmio de risco da moeda, isto é, é necessário uma perfeita substitubilidade entre os ativos. A primeira condição não se verificou, pois a PCJ não se manteve, refletindo a existência de um risco Brasil, como foi observado anteriormente. Ainda, é provável a presença de um prêmio de risco da moeda no período entre 1990 e 1994. A Tabela 4.1.1 mostra uma indicação que houve mesmo um desconto, em média, em vez de um prêmio de risco da moeda nesse período. Isto é, a previsão do mercado de cotações do preço do dólar para 30 dias sobre a variação da taxa de câmbio à vista parece ter ficado aquém do nível de desvalorização

¹⁰ Nos primeiros anos da década de noventa, a política cambial foi conduzida sob o enfoque das metas reais, ou seja, uma mudança na taxa de câmbio altera a relação entre os preços doméstico e externo, assim, afetando a competitividade da economia em relação ao resto do mundo. Logo após a implementação dos Planos Collor I e II, foi observado um recrudescimento no processo inflacionário, que foi acompanhado por variações positivas na taxa de câmbio nominal. Na Tabela 4.1.1, observa-se que houve uma desvalorização em termos reais da taxa de câmbio, em média, entre 1990 e 1991, bem como sua variabilidade foi elevada no mesmo período. Nos anos seguintes, a taxa de câmbio real e sua variância voltaram a cair entre 1992 a junho de 1994.

realmente realizado. Apesar de o mercado prever uma desvalorização cambial, esta, na realidade, parece ter sido muito mais acentuada¹¹.

O prêmio de risco da moeda é interpretado como um risco associado ao ambiente macroeconômico e a sua variabilidade é uma indicação da incerteza relativo à taxa de câmbio à vista que vigorará no futuro. Segundo Garcia (1997), o prêmio de risco da moeda é correlacionado com um risco macroeconômico e não-diversificável. Dessa forma, um prêmio da moeda negativo ou um retorno realizado no mercado de câmbio negativo pode decorrer do fato que os agentes podem ter esperado uma desvalorização acentuada, devido ao crescimento nas incertezas macroeconômicas, porém não realizando uma previsão de desvalorização de magnitude igual a realizada. Salienta-se que se toma a observação *ex post* do prêmio da moeda ou do retorno realizado no mercado futuro como apenas uma indicação de seu comportamento.

É um fato empírico que a PDJ não se mantêm nos países desenvolvidos. E a presença de um prêmio de risco da moeda no mercado de câmbio é apenas uma das respostas dada à questão de que a taxa de câmbio futura é um estimador viesado da taxa de câmbio que vigorará no futuro. Assim, tanto fatores relacionados à jurisdição política em que o ativo é emitido como fatores relacionados à denominação monetária parecem ter contribuído para a criação dos desvios positivos da paridade descoberta de juros no período entre 1990:01 e 1994:06. Essa evidência empírica sugere que a PDJ também não vigorou nesse período.

Desse modo, parece não existir razões para esperar que a PJR também vigore, ou seja, que seu desvio em média seja igual a zero. A PJR é uma condição mais forte que a PDJ, pois ela exige uma integração dos mercados financeiros e dos mercados de bens, conforme Frankel (1992), entre outros estudos. A Tabela 4.1.1 mostra a existência de desvios da PJR positivos em média no período entre jan./1990 e jun./1994. Observa-se uma

¹¹ Frankel e MacArthur (1988) mostram a ocorrência de um desconto moeda ou um prêmio moeda negativo de algumas economias desenvolvidas *vis-a-vis* ao dólar até meados do ano de 1985. Os autores interpretaram como uma evidência de apreciação sistemática do dólar contra as outras moedas de forma não prevista totalmente pelas taxa de câmbio de contratos futuros.

depreciação real *ex post* pequena em média no período de análise. Essa evidência é compatível com o regime de minidesvalorizações cambiais que vigorou no Brasil durante esse período. O coeficiente de correlação de 0,47 aponta que o DJR é mais correlacionado com DDJ do que com o PPCR, que mostrou um coeficiente no valor de 0,28. Além disso, o DDJ foi negativamente e altamente correlacionado com o PPCR (-0,71), mostrando que existe uma compensação entre os termos. Dessa forma, o DDJ e a depreciação real esperada contribuíram na geração de desvios positivos da PJR, embora o DDJ pareça ter contribuído mais sobre o comportamento do DJR, conforme Tabela 4.1.1.

Portanto, fatores relacionados tanto a jurisdição política em que o ativo é emitido – ou seja, risco país - como a denominação monetária mostraram contribuições relevantes para explicar a presença dos diferenciais de juros reais. A Figura 4.1.1 mostra a evolução do diferencial de juros reais entre o Brasil e os EUA no período entre janeiro de 1990 e março de 2004. Tal figura mostra que os movimentos entre o diferencial descoberto de juro e a paridade de poder compra relativo são altamente compensatórios¹². O eixo vertical à esquerda mostra a escala para o DDJ e PPCR e o eixo vertical à direita mostra a escala para DJR. A variação dos dois componentes da paridade de juros reais evoluiu de forma que a proporcionar uma estabilidade nos desvios da paridade de juros reais. Um exemplo pode ser observado entre janeiro e março de 1999, onde desvios negativos e extremamente elevados foram observados na PDJ - devidos à elevada desvalorização do Real com a mudança do regime de câmbio - e foram compensados pela desvalorização da taxa de câmbio real, observada pelo desvio positivo da PPCR. É possível observar que o DJR quase não mostrou reflexos de tal evento na economia brasileira, devido ao comportamento compensatório entre o DDJ e o PPCR¹³.

¹² Na Figura 4.1.1, foram eliminados os valores referentes à julho de 1994, pois dificultava a observação do gráfico, devido às magnitudes elevadas observadas nesse mês.

¹³ Conforme mostrado no Capítulo 3, Montiel (1994) e Frankel e MacArthur (1988) tentaram decompor os diferenciais de juros reais em fatores associados ao país de emissão (ou seja, gerando prêmios de risco país) e à moeda em que o título é denominado (ou seja, gerando prêmios de risco da moeda). Os estudos acima analisaram a influência da denominação monetária dos ativos através do prêmio de risco cambial e da depreciação real da taxa de câmbio esperada.

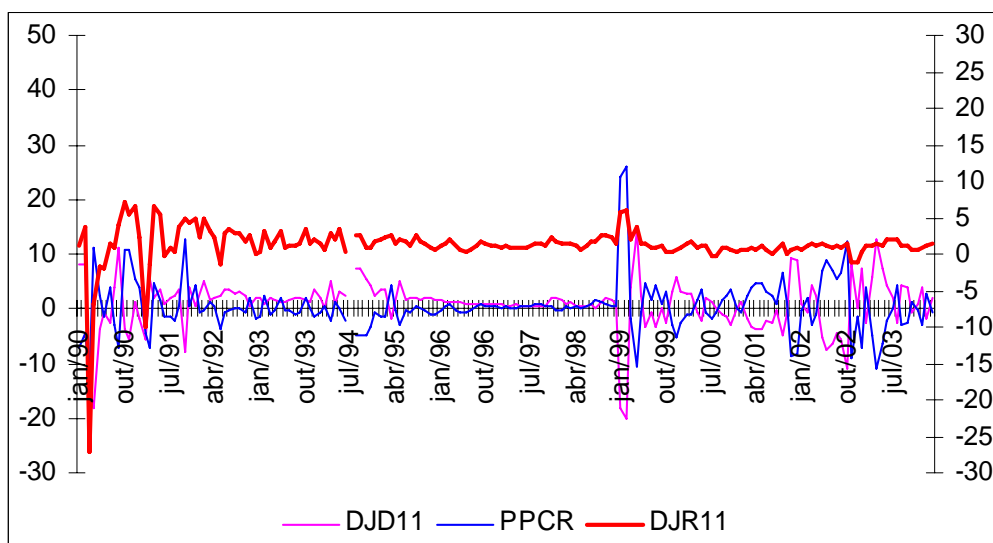


Figura 4.1.1 Evolução do diferencial de juros reais entre o Brasil e os EUA: jan./90 a mar./2004. (%).

Nota: DJD11 e DJR11 são o diferencial descoberto de juros e o diferencial de juros reais formados pelas taxas de juros DI de um dia e T-Bill. PPCR é o desvio da paridade de poder de compra relativo.

A partir de julho de 1994, a economia brasileira inicia uma trajetória em direção a uma maior estabilidade econômica. O diferencial de juros coberto manteve-se em média positivo no período após o Plano Real, porém a magnitude e a variabilidade reduziram-se sensivelmente relativo ao período anterior, conforme Tabela 4.1.1. Portanto, o DCJ ainda expressa a existência de um prêmio de risco Brasil significativo nos investimentos financeiros entre os agentes residentes e não-residentes. Apesar da renegociação da dívida externa ter conferido uma maior credibilidade para os países latino-americanos, esses países ainda são percebidos com um risco de crédito soberano relevante para os investidores estrangeiros, segundo Calvo, Leiderman e Reinhart (1996). Da mesma forma, o risco país pode ser reflexo da permanência de controles, sobretudo, na entrada de capitais ou de um risco de futuros controles - isto é, risco de convertibilidade- dada a história passada de tratamento diferenciado dos investimentos estrangeiros.

Conforme a Tabela A.1 do Apêndice A, apesar das medidas tomadas em direção a uma maior integração financeira da economia brasileira, foram instituídas algumas restrições sobre o fluxo de capitais, sobretudo, para dificultar a entrada de capitais de curto prazo. Cardoso e Goldfajn (1998) mostraram que o governo respondeu endogenamente aos

fluxos de capitais, aumentando os controles na entrada em momentos de abundância de capitais e relaxando os controles em períodos de escassez. Além disso, mostraram que os controles tiveram efeitos temporários em alterar tanto o nível quanto a composição dos influxos de capital. A literatura - *e.g.*, Cardozo e Goldfajan (1997) e Edwards (1998a), *inter alia* -, argumenta que há um processo de aprendizagem em que os agentes encontram formas para contornar os controles existentes sobre a movimentação de capitais e esse processo parece explicar a efetividade temporária dos controles no Brasil. Essas evidências empíricas apontam para o fato de que existem diferenças entre o grau de mobilidade legal – isto é, aquele descrito pelas leis que regem os movimentos de capitais no país - e o grau de mobilidade de capital na prática. Essas evidências conduzem à observação de que o grau de abertura investigado apenas a partir da legislação pode levar a uma conclusão de baixa mobilidade de capital, quando, na prática, a economia pode apresentar uma elevada mobilidade.

Os desvios da PDJ e da PJR permaneceram positivos em média no período entre ago./1994 e dez./1998, apesar de terem mostrados valores um pouco maior relativo ao período antecedente. Com a introdução do Plano Real, o mercado de câmbio à vista mostrou uma tendência de valorização da moeda doméstica em termos nominais e reais, principalmente, entre ago./1994 e mai./1995. Isso pode explicar o DDJ médio elevado nesse período, pois se nota uma redução no DDJ médio a partir de junho de 1995. Uma exceção foi observada nos meses de março e abril de 1995 em que houve uma forte desvalorização refletindo a crise ocorrida no México. Este fato pode ser observado através do comportamento do termo PPCR na Tabela 4.1.1. Em geral, até dezembro de 1998, foi possível observar uma desvalorização lenta e pequena da moeda doméstica frente ao dólar, mantendo um comportamento quase estável. Os momentos de exceções foram os períodos em que os efeitos transbordamentos das crises financeiras introduziram um grau de instabilidade no mercado de câmbio. O coeficiente de correlação mostrou o DDJ (0,22) mais correlacionado com DJR do que com o PPCR (0,16). O DDJ permaneceu negativamente correlacionado com o PPCR (-0,93), mostrando que ainda existe uma compensação entre os termos. Dessa forma, o DDJ contribuiu relativamente mais na geração dos desvios positivos da PJR.

Assim, um comportamento mais estável da taxa de câmbio à vista e uma taxa de juros brasileira ainda elevada refletiram desvios elevados da PDJ e, portanto, da PJR. Dito de outra forma, as políticas monetária e cambial podem ter produzido um retorno doméstico, ajustado a variação esperada na taxa de câmbio, acima da taxa de juros internacional atraente para investimentos estrangeiros em operações de arbitragem sem cobertura cambial. Um fato interessante é o comportamento do mercado de contratos futuros de dólar americano logo após a implementação do Plano Real. Na verdade, as cotações dos contratos futuros de câmbio foram continuamente apontando para uma desvalorização do Real no período entre ago./1994 e mai./1995, completamente inverso com o que ocorreu no mercado de câmbio à vista. As expectativas de desvalorizações do Real no mercado de câmbio futuro só se reduziram a partir de junho de 1995. A partir desse período, o comportamento do mercado de contrato futuro de câmbio se aproximou do comportamento no mercado de câmbio à vista. Isso pode ser explicado como um processo de aprendizagem à nova política econômica, pois houve uma mudança na forma de operação da política cambial entre out./94 e mai./95.

Nos períodos de crise financeira, é possível observar a elevação dos DDJ, DCJ e DJR na média e na variabilidade. A partir da implementação do Plano Real, as taxas de juros ingressaram numa trajetória altamente declinantes, a qual somente foi revertida com a repercussão das crises no México, na Ásia, na Rússia e nos meses anteriores a mudança do regime cambial brasileiro no último ano da década. Os diferenciais de juros reais tiveram influências positivas tanto do diferencial descoberto de juros como da desvalorização real da taxa de câmbio. A *proxy* para o prêmio moeda indicou realmente um prêmio e não um desconto em média entre 1994:08 e 1998:12. Um fato interessante observado na Tabela 4.1.1 é que, nos meses que aconteceram as crises financeiras no México e nos países do leste asiático, parece ter havido um prêmio cambial. Garcia e Olivares (2001) verificaram a existência de um prêmio moeda positivo na segunda metade entre abril de 1995 e dezembro de 1998. Porém, um desconto, em média, relativamente próximo de zero, é indicado pelos dados no período de desencadeamento da crise na Rússia no segundo semestre de 1998.

Nesse período, observou-se também o aumento na variabilidade da *proxy* para o prêmio de risco cambial, sugerindo uma incerteza cambial elevada no mercado de câmbio.

É comum observar a taxa futura de dólar acima da taxa de câmbio à vista no tempo t . Pelo menos em grande parte da década de noventa, isso indica a presença de um prêmio e não de um desconto futuro na relação de paridade coberta de juros. Porém, foi possível observar, especificamente, um desconto futuro elevado no período entre janeiro e fevereiro de 1999.

Por fim, os desvios da PDJ, da PCJ e PJR reduziram-se a partir de março de 1999 até meados de 2004. Esse foi um período em que o nível da taxa de câmbio passou a flutuar conforme as forças de mercado. A adoção do regime de câmbio flexível introduziu uma maior volatilidade no comportamento da taxa de câmbio. A variabilidade da PPCR é uma indicação do aumento na variabilidade cambial em termos reais. Esta variabilidade cambial tem seu efeito sobre os diferenciais, como observado na Tabela 4.1.1. O desvio-padrão do DDJ e do DCJ aumentaram expressivamente entre 1999:03 e 2004:03 relativamente ao período entre 1994:08 e 1998:12. Tanto o diferencial de juros descoberto como os desvios da PPCR produziram os desvios da paridade de juros reais.

A partir da segunda metade de 1999 até março de 2001, as taxas de juros internas apresentaram uma redução significativa. Isso pode ser explicado pela melhoria das condições internacionais as quais se repercutiram internamente. Nesse período, houve uma melhora nas cotações dos principais títulos de dívida externa brasileira, negociados no mercado secundário. Dessa forma, observou-se um nível médio extremamente menor e mais próximo de zero nos DDJ, DCJ e uma redução menos acentuada no DJR nos períodos entre jul. e dez. de 1999 e entre 2000:01 e 2002:04. Salienta-se que nesse último período, os atentados terroristas ocorridos em setembro de 2001 também introduziram um nível de incerteza na economia mundial.

A Tabela 4.1.1 ainda mostra um DDJ negativo e elevado entre maio e outubro de 2002. Diferentemente, o DCJ em média para esse mesmo período sofreu uma elevação,

quando se compara com o período entre 2000:01 e 2002:04. A partir da metade de 2002, as expectativas de mercado sobre a economia brasileira apresentaram uma nova reversão provocada pela aversão dos investidores ao risco devido: i) à incerteza no processo eleitoral; ii) aos escândalos contábeis envolvendo os balanços de empresas norte-americanas e européias e iii) à possibilidade de guerra entre os Estados Unidos e o Iraque, com seus efeitos sobre o preço do petróleo. Tais fatos implicaram um aumento na volatilidade no mercado de câmbio e de juros e a diminuição da exposição em mercados emergentes por parte dos investidores internacionais.

A partir de maio de 2002, a taxa de câmbio reais por dólar sofreu processo contínuo de desvalorização, onde a cotação atingiu valores próximos a R\$ 4,00 em setembro de 2002. Os desvios da PPCR mostraram uma depreciação cambial profunda entre maio e outubro de 2002 e uma apreciação entre 2002:11 e 2004:03 em termos reais. Essa variabilidade elevada na taxa de câmbio foi, sobretudo, reflexo da incerteza sobre a eleição presidencial e a possível mudança na condução das políticas econômicas. No início de 2003, a recuperação da credibilidade foi marcada pela definição do processo eleitoral, pela reiteração do compromisso com a estabilidade monetária e responsabilidade fiscal. O DDJ apresentou um valor médio positivo e elevado, enquanto que o DCJ foi em média negativo e próximo de zero no período 2002:11 e 2004:03. Novamente, esboça um processo mais lento de ajustamento do mercado de câmbio futuro ao comportamento do mercado de câmbio à vista, indicando ainda certa aversão ao risco dos investidores quanto ao comportamento do câmbio. Outro fato é que o DJR manteve praticamente estável sempre com valores médios circulando em torno da unidade. A partir de 1999, o termo PPCR passou a ser relativamente mais correlacionado com DJR do que o DDJ, apesar da compensação entre os termos que compõe o DJR.

Em resumo, não foi possível encontrar evidências empíricas em favor da manutenção das condições de não-arbitragem a partir da análise das séries construídas dos desvios da PDJ, da PCJ e da PJR na economia brasileira entre janeiro de 1990 a março de 2004. Observou-se uma redução nos desvios médio das paridades no período entre 1990 e 1998, reduzindo-se ainda mais após a flutuação cambial. Também, os desvios médios

mostraram-se bastante sensíveis às mudanças nas políticas monetárias e cambiais e às alterações no ambiente econômico interno e externo. As evidências sugerem que a economia brasileira tem se tornado ao longo do tempo mais integrada com o mercado financeiro internacional. Os resultados podem estar indicando que a abertura da economia brasileira está em um processo contínuo e crescente. Na seção seguinte, investiga-se se os desvios das paridades de juros foram temporários em torno do desvio médio, realizando-se alguns testes de estacionaridade das séries de diferenciais de juros.

4.2 Teste de estacionaridade dos desvios das paridades de juros.

Na seção 4.1, foi possível observar que os diferenciais de juros obtidos a partir da paridade descoberta de juros, da paridade coberta juros e da paridade de juros reais gravitaram em torno de um valor diferente de zero. Segundo a literatura teórica e empírica, uma evidência empírica favorável à manutenção das paridades de juros – que é consistente com a hipótese de perfeita mobilidade de capital – é a observação de que os desvios foram temporários ao redor de um valor igual, em média, a zero ou muito próximo de zero. Independente da condição de arbitragem, verificou-se que os diferenciais de juros para o Brasil foram em média continuamente positivos entre 1990 e 2004, porém a magnitude dos desvios declinou a partir da segunda metade da década e, principalmente, a partir de 1999.

Dessa forma, a hipótese de estacionaridade é outra condição necessária para a manutenção das paridades. No caso da PDJ, a aceitação da estacionaridade dos desvios descobertos de juros gravitando em torno de zero é ambos a verificação de que a PDJ vigora e que as expectativas são formadas racionalmente, conforme Montiel (1994). Dessa forma, realizam-se os testes de raiz unitária nas séries de diferenciais de juros analisadas anteriormente.

Primeiramente, testa-se a ordem de integração das séries dos diferenciais de juros – DDJ, DCJ e DJR - empregando os testes de Dickey-Fuller (DF), Dickey-Fuller aumentado

e Phillips e Perron (PP). O teste Dickey-Fuller consiste em testar a hipótese nula de presença de raiz unitária em uma série temporal contra a hipótese alternativa de estacionaridade. Para isso, consideram-se três equações de regressão diferentes para o exame da presença de uma raiz unitária. Essas equações se diferem quanto aos elementos determinísticos, como uma constante e/ou uma tendência determinista. As séries utilizadas nos testes foram em base mensais que, de forma geral, compreenderam o início da década de noventa até o primeiro trimestre de 2004.

A Tabela 4.2.1 apresenta os resultados dos testes para a presença de raiz unitária das séries de diferenciais de juros entre os anos de 1990 e 2004. Os testes DF e ADF apresentaram evidências fortes de que o diferencial descoberto de juros é estacionário em nível de significância de 1% para os períodos de jan./90 a dez./98 e de mar./99 a mar./04. Independente da taxa de juros interna e externa usada na formação do diferencial descoberto de juros, os testes DF e ADF rejeitaram a hipótese nula de presença de uma raiz unitária nas séries. Os resultados do teste PP para todos os diferenciais de juros – DDJ, DCJ e DJR - são apresentados nas Tabelas C.1 e C.2 do Apêndice C¹⁴. Dessa forma, os resultados do teste de PP mostraram que é possível rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade do DDJ nos períodos de jan./90 a dez./98 e de mar./99 a mar./04.

A partir do Plano Real, foi possível observar uma mudança de nível no comportamento da taxa de juros doméstica, da taxa de câmbio à vista e da taxa de câmbio futura. Além disso, as tentativas de estabilização no período anterior a julho de 1994 tiveram também impactos sobre o comportamento dessas variáveis. Apesar das séries de diferencial descoberto de juros não terem mostrado nenhuma indicação de quebra estrutural, observou-se desvios de magnitudes atípicos no segundo semestre de 1994 relativo ao comportamento da série em todo o período. No entanto, verificou-se que as séries de diferenciais cobertos de juros apresentaram uma quebra estrutural durante o

¹⁴ A Tabela C.1 do Apêndice C mostra os resultados do teste de PP do DDJ, DCJ e DJR para os períodos de 1990:4 a 1998:12 e 1999:3 a 2004:3. Já, a Tabela C.2 mostra os resultados do teste de raiz unitária para o DDJ e o DCJ segmentando o período 1990:4 a 1998:12 em dois subperíodos: antes e após ao Plano Real. Os desvios das condições de paridades de juros nos meses de janeiro e fevereiro de 1999 foram retirados da amostra por mostrarem valores atípicos, que foram reflexos da mudança do regime cambial.

período de 1990:01 e 1998:12. Portanto, optou-se por realizar os testes de DF, ADF e PP para os DDJ e DCJ nos períodos anterior e posterior ao plano Real.

Tabela 4.2.1 Teste de raiz unitária dos DDJ, DCJ e DJR para as séries em nível e em primeira diferença. 1990 a 2004.

		DF			(def.)	ADF			I(.)
		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
1990:1 -	<i>DDJ</i> ₁₁	-9,0408*	-9,3607*	-9,3265*	2	-4,8789*	-5,2318*	-5,2283*	I(0)
1998:12	<i>DDJ</i> ₁₂	-9,0444*	-9,3572*	-9,3237*	2	-4,8815*	-5,2272*	-5,2246*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-8,9616*	-9,2588*	-9,2185*	2	-4,8608*	-5,1964*	-5,1859*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-8,9657*	-9,2564*	-9,2164*	2	-4,8645*	-5,1936*	-5,1837*	I(0)
1990:4 -	<i>DCJ</i> ₁₁	-1,8458	-2,6968	-3,6741	5	-1,4110	-1,7420	-2,4577	I(1)
1998:12	<i>DCJ</i> ₁₂	-1,8503	-2,6918	-3,6705	5	-1,4123	-1,7365	-2,4535	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-1,9361	-2,7911	-3,5779	5	-1,3949	-1,7705	-2,3706	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-1,9406	-2,7854	-3,5733	5	-1,3969	-1,7656	-2,3670	I(1)
1999:03 -	<i>DDJ</i> ₁₁	-5,0578*	-5,0559*	-5,0248*	2	-3,6576*	-3,6337*	-3,6969*	I(0)
2004:03	<i>DDJ</i> ₁₂	-5,0592*	-5,0515*	-5,0215*	2	-3,6567*	-3,6294*	-3,6957*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-5,0552*	-5,0547*	-5,0228*	2	-3,6609*	-3,6376*	-3,6992*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-5,0566*	-5,0504*	-5,0195*	2	-3,6601*	-3,6333*	-3,6980*	I(0)
1999:03 -	<i>DCJ</i> ₁₁	-5,0882*	-5,3700*	-5,2685*	1	-3,6773*	-3,9534*	-3,8828*	I(0)
2004:03	<i>DCJ</i> ₁₂	-5,1079*	-5,3677*	-5,2656*	1	-3,6980*	-3,9549*	-3,8832*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-5,0835*	-5,3726*	-5,2720*	1	-3,6694*	-3,9508*	-3,8814*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-5,1035*	-5,3703*	-5,2690*	1	-3,6902*	-3,9523*	-3,8818*	I(0)
1990:1 -	<i>DJR</i> ₁₁	-7,2899*	-9,9908*	-10,5701*	4	-2,9055*	-5,9741*	-8,0805*	I(0)
1998:12	<i>DJR</i> ₁₂	-7,3900*	-9,9981*	-10,5815*	4	-2,9607*	-5,9617*	-8,0867*	I(0)
	<i>DJR</i> ₂₁	-7,6655*	-10,1272*	-10,2382*	4	-2,8208*	-5,1118*	-5,5107*	I(0)
	<i>DJR</i> ₂₂	-7,7610*	-10,1100*	-10,2224*	4	-2,8732*	-5,0795*	-5,4785*	I(0)
1° Difer.	<i>DCJ</i> ₁₁	-11,6849*	-11,6276*	-11,6182*	3	-5,1452*	-5,1189*	-5,1201*	I(0)
1990:4 -	<i>DCJ</i> ₁₂	-11,6893*	-11,6319*	-11,6231*	3	-5,1444*	-5,1180*	-5,1198*	I(0)
1998:12	<i>DCJ</i> ₂₁	-12,7339*	-12,6716*	-12,6648*	3	-5,1214*	-5,0947*	-5,1010*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-12,7367*	-12,6744*	-12,6683*	3	-5,1200*	-5,0933*	-5,1003*	I(0)

Nota: O subscrito 11 indica as taxas de juros DI e Libor, 12 as taxas de juros DI e T-Bill, 21 as taxas de juros Selic e Libor e 22 as taxas de juros Selic e T-Bill. Valores críticos de MacKinnon. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%. Nomenclatura no Apêndice F¹⁵.

¹⁵ O Apêndice F apresenta as definições das siglas presentes em todas as tabelas.

Os resultados dos testes de DF e ADF para os intervalos entre 1990:01 e 1994:06 e entre 1994:7 e 1998:12 são reportados na Tabela C.3 e os resultados dos testes de PP são apresentados na Tabela C.2, ambas estão no Apêndice C. Novamente, há uma forte indicação de estacionaridade das séries de DDJ apontado pelos testes DF, ADF e PP nos anos anteriores e posteriores ao plano de estabilização em julho de 1994.

Por outro lado, os testes DF e ADF mostraram que não é possível rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade das séries de DCJ em nível de significância de 1% para o período abr./90 a dez./98, conforme Tabela 4.2.1. No mesmo período, a presença de uma tendência estocástica nos dados é corroborada pelo teste PP, que está reportado na Tabela C.1 do Apêndice C. Independente da inclusão da constante e/ou da tendência determinista, os testes de raiz unitária apontaram a não estacionaridade das séries em geral. Além disso, os testes de DF e ADF para as séries de DCJ em primeira diferença indicaram que os diferenciais cobertos são $I(1)$, suportando uma conclusão em direção a não estacionaridade das séries em nível, segundo a Tabela 4.2.1. A Tabela C.4 do Apêndice C mostra o teste DF GLS para o DCJ no período abr./90 a dez./98. Esse último teste também apresentou resultados semelhantes aos testes DF, ADF e PP¹⁶.

Dessa forma, optou-se segmentar o período completo em dois subperíodos para testar a presença de raiz unitária nos diferenciais cobertos de juros. Os resultados dos testes DF, ADF e PP para os DCJ são reportados nas Tabelas C.1, C.2 e C.3 do Apêndice C. Para o período entre abr./90 a jun./94, os testes DF e ADF não rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária nos dados, independente da presença de termos determinísticos. Já, quando se introduz uma tendência linear, o teste PP mostra que a séries é tendência estacionária. A Tabela C.4 mostra que o DCJ é não estacionário pelo teste DF GLS independente dos termos determinísticos inseridos nas regressões. Por fim, os testes DF e ADF para as séries de DCJ em primeira diferença favorecem a evidência de que sejam $I(1)$, segundo Tabela C.3 do Apêndice C. Mesmo assim, é necessário cautela na interpretação

¹⁶ A metodologia do teste DF GLS se diferencia do teste DF e ADF por considerar a presença ou não de resíduos que não sejam ruído branco nas estimações das equações para identificação de uma raiz unitária nas séries.

dos resultados para os DCJ nesse período, pois os testes não foram unânimes em indicar a não estacionaridade.

Já, para o período entre jul./94 e dez./98, os testes de DF e ADF rejeitaram a hipótese nula de presença de raiz unitária nos diferenciais cobertos de juros, conforme Tabela C.3 do Apêndice C. Os testes de PP também confirmam os resultados obtidos pelos testes DF e ADF, segundo a Tabela C.2 do Apêndice C. No período entre mar./99 e mar./2004, foi possível rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade dos DCJ tanto através do teste DF e ADF como pelo teste de PP. Esses resultados são mais intuitivos, quando se observa o comportamento dessa variável ao longo do tempo.

Com o objetivo de obter maiores informações sobre o comportamento dos diferenciais descobertos e cobertos de juros, realizaram-se testes de co-integração para as séries que compõem os diferenciais. Nesse caso, a hipótese nula a ser testada é quanto à existência de uma combinação linear das variáveis a serem estacionárias, mantendo-se livres os valores dos coeficientes¹⁷. As séries têm que serem I(1) para que se possa efetuar o teste de co-integração dos componentes dos DDJ e dos DCJ. A Tabela 4.2.2 mostra os testes de DF e ADF para as séries componentes dos DDJ e DCJ para o intervalo entre abril de 1990 a dezembro de 1998. Todas as variáveis na tabela está na forma de logaritmo. A hipótese nula de não estacionaridade é aceita para as séries de taxa de juros domésticas, DI de um dia e Selic. Igualmente, não foi possível rejeitar a hipótese nula da presença de uma tendência estocástica nas séries das taxas de juros externas T-Bill e Libor. O prêmio futuro e a desvalorização cambial foram obtidos a partir de uma transformação das séries, isto é, a partir da taxa de câmbio à vista e da taxa de câmbio futura. A taxa de câmbio à vista e a taxa de câmbio de contratos futuros apresentaram-se ambas I(2). De forma que, a desvalorização cambial e o prêmio futuro são ambos I(1). Assim, supõe-se que a transformação dos dados reduziu a ordem de integração para I(1), tanto da variação cambial como o prêmio futuro¹⁸.

¹⁷ Na análise univariada, as séries dos desvios da PDJ e da PCJ foram obtidas por meio das seguintes combinações: $DDJ = i - i^* - (s_{t+1} - s_t)$ e $DCJ = i - i^* - (f_t - s_t)$.

¹⁸ Existe uma forma de efetuar o procedimento de Johansen para testar a co-integração de séries I(2), porém esse procedimento é bastante complexo, apresentando dificuldades que está além dos objetivos deste trabalho.

Tabela 4.2.2 Teste de raiz unitária para séries em nível: jan./90 a dez./98.

1990:1 a 1998:12	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
i_{1t}	-2,8306*	-3,1126*	-3,2880***	5	-1,1848	-1,5045	-2,5769	I(1)
i_{2t}	-2,8382*	-3,1366*	-3,2755***	5	-1,1813	-1,5206	-2,4917	I(1)
i_{1t}^*	-2,1963	-2,2165	-1,8475	4	-1,7688	-2,3241	-2,0887	I(1)
i_{2t}^*	-1,5586	-2,0533	-1,7640	4	-1,1947	-2,3728	-2,3450	I(1)
$s_{t+1}^e - s_t$	-4,8140*	-5,8177*	-6,8870*	5	-1,6434	-2,0447	-3,0906	I(1)
$f_t - s_t$	-1,4477	-1,7800	-2,6518	5	-1,1020	-1,3635	-2,5923	I(1)

Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e AIC. i_{1t} =DI; i_{2t} =Selic; i_{1t}^* =T-Bill i_{2t}^* =Libor, s_t é a taxa de câmbio *spot* e f_t é a taxa de câmbio de contratos futuros. **significantes em 5%, *significantes em 1%. Nomenclatura no Apêndice F.

A Tabela 4.2.3 mostra os resultados do teste DF e ADF para as séries tomadas em primeira diferença. Os resultados mostram que as taxas de juros interna DI e Selic, as taxas de juros externas T-Bill e Libor, a depreciação da taxa de câmbio e o prêmio futuro são todos variáveis I(1) em nível.

Tabela 4.2.3 Teste de raiz unitária para séries em primeira diferença: jan./90 a dez./98.

1990:1 a 1998:12	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
i_{1t}	-8,2093*	-8,2419*	-8,2895*	5	-5,0951*	-5,0927*	-5,0735*	I(0)
i_{2t}	-8,5369*	-8,5715*	-8,6258*	5	-4,8011*	-4,7916*	-4,7767*	I(0)
i_{1t}^*	-6,9306*	-7,0540*	-7,2594*	1	-4,8336*	-4,9614*	-5,1919*	I(0)
i_{2t}^*	-8,9167*	-8,9564*	-9,2937*	4	-3,5133*	-3,5585*	-3,9483*	I(0)
$s_{t+1}^e - s_t$	-16,5390*	-16,4593*	-16,3776*	5	-5,9114*	-5,8884*	-5,8591*	I(0)
$f_t - s_t$	-11,9239*	-11,8709*	-11,8421*	5	-4,7286*	-4,7167*	-4,7465*	I(0)

Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e AIC. i_{1t} =DI; i_{2t} =Selic; i_{1t}^* =T-Bill i_{2t}^* =Libor, s_t é a taxa de câmbio *spot* e f_t é a taxa de câmbio de contratos futuros. **significantes em 5%, *significantes em 1%. Nomenclatura no Apêndice F.

Conforme a literatura econométrica, os testes de ADF têm baixo poder, isto, é tendem aceitar a hipótese nula de presença de raiz unitária erroneamente. A presença

indevida de componentes determinísticos pode reduzir o poder do teste. Além disso, Perron (1989) mostra que uma mudança estrutural na série, seja uma mudança no nível, seja uma mudança na inclinação da tendência determinista, pode gerar um viés na estatística do teste de raiz unitária – ADF e PP - de forma a levar a não rejeição da hipótese nula de raiz unitária, quando a série é tendência estacionária. Isso é devido ao fato que a quebra estrutural causa uma aparência espúria de não reversão à média.

As tentativas de estabilização da economia brasileira desde a década de oitenta têm mostrado seus impactos no comportamento das séries econômicas brasileiras. Perron, Cati e Garcia. (1995) mostraram que a presença de *inliers* pode levar o teste a rejeitar a hipótese nula de raiz unitária em favor da estacionaridade, quando a série é realmente não estacionária. Isto é, analisando as séries de inflação e taxa de juros nominal do Brasil, Perron, Cati e Garcia (1995) mostraram que os planos de estabilização fornecem uma aparência espúria de reversão à média que comprometem os resultados dos testes por viesá-los no sentido de aceitar a estacionaridade na presença de uma raiz unitária.

Dessa forma, realizou-se teste de raiz unitária com mudança de nível na tendência para as séries: taxa de juros doméstica, variação cambial e prêmio futuro. O teste de Perron (1997) estabelece um período de quebra estrutural endogenamente. A Tabela 4.2.4 mostra os resultados do teste de Perron (1997) para as séries acima no período entre abril de 1990 e dezembro de 1998. Os resultados indicaram que todas as variáveis são não estacionárias. Portanto, é possível realizar testes de co-integração nas séries que compõem os diferenciais de juros descobertos e cobertos.

Tabela 4.2.4 Teste de Perron (1997) com quebra estrutural de tendência, 1990:1 a 1998:12.

	Def.	Valor observado		Def.	Valor observado
i_{1t}	3	-2,1107	DCJ_{11}	0	-2,7380
i_{2t}	0	-2,39451	DCJ_{12}	0	-2,7308
$s_{t+1}^e - s_t$	3	-2,9603	DCJ_{21}	0	-2,5107
$f_t - s_t$	0	-2,8229	DCJ_{22}	0	-2,5047

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Valor crítico à 5% = -4,33

Emprega-se a metodologia de Engle e Granger e a de Johansen para verificar a existência de um vetor de co-integração, ou seja, $DDJ = i_t - \beta_1 i_t^* - \beta_2 (s_{t+1} - s_t)$ e $DCJ = i_t - \beta_1 i_t^* - \beta_2 (f_t - s_t)$ que sejam estacionários. As Tabelas C.5 e C.6 do Apêndice C mostram os resultados para a hipótese nula de co-integração entre as variáveis da PDJ e da PCJ pelo método de máxima verossimilhança multivariada de Johansen (1988), respectivamente. Para escolher o número de defasagem do VAR, partiu-se de um número grande de defasagem para capturar a dinâmica do sistema. Os critérios de informação SIC e o AIC foram utilizados para determinar a ordem de defasagem. O número de defasagem escolhido para a PDJ foi igual a 1 e para PCJ foi igual a 4, segundo os dois critérios acima. Os resultados dos testes de co-integração de Johansen apresentaram evidências da existência de um vetor de co-integração tanto para a PDJ quanto para a PCJ com 1% de significância. Como não foi introduzida nenhuma restrição nos valores dos coeficientes, foi possível obter resultados diferentes daqueles obtidos pela análise de estacionaridade a partir dos testes de DF e PP das séries.

Foi possível encontrar um vetor de co-integração que torna o diferencial descoberto de juros estacionário, mas o vetor de co-integração estimado diferenciou-se daquele utilizado na construção das séries de desvios da PDJ na análise univariada. Já, os resultados de co-integração dos componentes da PCJ mostraram que há um vetor de co-integração que produzem diferenciais cobertos de juros estacionários, a despeito do resultado de não estacionaridade obtido a partir do teste DF, ADF e PP. Da mesma forma, o vetor de co-integração do DCJ mostrou-se distinto ao utilizado na construção dos desvios da PCJ na

análise univariada. As hipóteses nulas de ausência de co-integração das variáveis que compõem o DDJ e o DCJ foram rejeitadas, indicando existe uma relação de longo prazo entre as mesmas.

Para realizar o teste de co-integração a partir da metodologia de Engle e Granger (1987), é necessário apenas estimar por mínimos quadrados ordinários uma equação que mostra a relação de longo prazo e verificar se os resíduos estimados são ruído branco. O teste de Johansen mostrou a existência de um único vetor de co-integração e, portanto, de acordo com a metodologia de Engle e Granger. Os resultados de co-integração da PDJ e da PCJ a partir da metodologia de Engle e Granger são apresentados nas Tabelas C.7 e C.8 do Apêndice C para o período de abril de 1990 a dezembro de 1998. Da mesma forma, as hipóteses nulas de ausência de co-integração são rejeitadas para a PDJ e a PCJ. Os resíduos das equações de co-integração mostram-se estacionários em nível de significância de 1% pelos testes ADF.

Logo, a estacionaridade dos diferenciais de juros se mostrou dependente da forma de como foi construída tais medidas de diferenciais. As séries de desvio da PDJ e da PCJ foram construídas levando em consideração a correspondência de um para um, conforme as definições das paridades. Também, é necessário tomar cuidado na interpretação dos coeficientes estimados dos vetores de co-integração da PDJ e PCJ. Um exemplo pode ser tomado através dos valores do coeficiente da taxa de juros internacional, que apresentou magnitude extremamente elevada. Além disso, os resultados podem estar sujeitos à erro de especificação na relação de longo prazo de determinação da taxa de juros doméstica. Por exemplo, a taxa de juros nominal brasileira pode ser influenciada pelo comportamento da inflação e do produto interno bruto como uma regra de Taylor¹⁹. Portanto, é necessário ter cautela na interpretação das elasticidades de longo prazo obtidas através duas metodologias de co-integração para a PDJ e para PCJ.

¹⁹ Ghironi e Rebucci (2001) fornecem um modelo com regras monetárias para economias emergentes.

Por fim, os resultados dos testes de DF e ADF apontaram para a estacionaridade dos diferenciais de juros reais no período de jan./1990 a mar.2004, segundo a Tabela 4.2.1. Os resultados do testes de PP também foram favoráveis à rejeição da hipótese de não estacionaridade das séries de diferenciais de juros reais no mesmo período, conforme Tabela C.1 do Apêndice C. Não foi possível observar nenhuma mudança de nível ou de inclinação no comportamento dos DJR, logo, não requerendo realizar teste de raiz unitária para os subperíodos antes e após ao Plano Real igualmente ao realizado para os DDJ e DCJ.

Portanto, observou-se uma estabilidade nos desvios da PJR em torno de um valor diferente de zero, implicando que a paridade de juros reais não vigorou no período. Também, concluí-se que os diferenciais descobertos de juros nos intervalos de jan./90 a jun./94, jul./94 a dez./98 e mar./99 e mar./04 são estacionários apresentando um comportamento de reversão a um valor médio. Os testes DF, ADF e PP apontaram para a estacionaridade dos DDJ. A característica de desvios temporários e de curta duração é uma indicação em favor da manutenção da PDJ. Verificou-se a existência de desvios médios diferentes de zero e, logo, a possibilidade da existência de oportunidades de ganhos sem cobertura cambial por um período prolongado no tempo. Isso pode ser uma evidência contrária à manutenção da PDJ, pois para que a PDJ vigore não basta os desvios serem estacionários, porém que gravitem em torno de zero ou de um valor bastante próximo a zero. O DDJ foi em média 0,85% a.m., 1,61% a.m. e 0,66% a.m. para os períodos acima mencionados, respectivamente, conforme as Tabelas 4.1.1 e B.1 do Apêndice B.

O DCJ foi em média de 11,52% a.m., 1,05%% a.m. e 0,71% nos períodos de jan./90 a jun./94, jul./94 a dez./98 e mar./99 e mar./04, respectivamente, conforme as Tabelas 4.1.1 e B.1 do Apêndice B. De forma que se verifica uma redução brusca no DCJ médio a partir de julho de 1994, além do fato de que as séries do DCJ tornaram-se claramente estacionárias também a partir desse mesmo período. Não foi possível verificar a manutenção da PCJ, mas é relevante observar que o decréscimo nos desvios da PCJ e da PDJ aponta na direção de um melhoramento na mobilidade de capitais no Brasil ao longo do período sob análise. Uma forma mais direta de analisar o comportamento da mobilidade

de capitais é através da estimação das próprias paridades de juros. A seção 4.3 mostra os resultados obtidos das estimações das paridades descoberta e coberta de juros.

4.3 Investigação da paridade coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis.

4.3.1 Modelo com parâmetros fixos da PCJ.

Nas seções 4.1 e 4.2, procurou-se investigar o grau de integração entre os mercados financeiros brasileiro e o internacional por meio das séries de desvios construídas a partir da PDJ, da PCJ e da PJR. Nesta seção, realizam-se as regressões das equações de paridade coberta de juros e da paridade descoberta de juros. A definição do grau de integração financeira será baseada nos conceitos fraco e forte, ambos representados pela PCJ e PDJ, respectivamente. Como a condição de PJR inclui alguma hipótese sobre integração no mercado de bens e serviços, concentra-se nas condições de PCJ e PDJ. A análise exclui inicialmente o período entre mar/99 e mar/04 para não juntar os períodos de regimes de taxa de câmbio fixa com regime de taxa de câmbio flutuante nos modelos de parâmetro fixo. Já, as estimações das condições de não-arbitragem por meio dos modelos de parâmetro variáveis abrangem o período de junho de 1990 a março de 2004. Logo, o objetivo é avaliar a hipótese de integração financeira do Brasil no período entre janeiro de 1990 e dezembro de 1998 estimando as seguintes equações:

$$(f_t - s_t) = \varphi_0 + \varphi_1(i_t - i_t^*) + \varepsilon_t \quad (54)$$

$$(s_{t+1} - s_t) = \alpha_0 + \alpha_1(i_t - i_t^*) + u_t \quad (55)$$

onde u_t e ε_t são choques puramente aleatórios com média igual a zero e variância constante. Para a condição de paridade coberta de juros ser satisfeita, o coeficiente estimado de φ_0 deveria ser igual a zero e φ_1 deveria ser igual a unidade. Conseqüentemente, deve-se testar a hipótese nula conjunta de $H_0 : \varphi_0 = 0; \varphi_1 = 1$ contra a hipótese alternativa de $H_A : \varphi_0 \neq 0; \varphi_1 \neq 1$. A não rejeição da hipótese nula indicaria a

existência de uma perfeita mobilidade de capital, caso contrário indicaria a existência de barreiras ao livre fluxo de capitais estrangeiros entre as fronteiras nacionais. Quanto mais próximo da unidade for o coeficiente φ_1 , isto é, $\varphi_1 \rightarrow 1$, mais integrada é a economia e menor será o prêmio de risco demandado pelos investidores estrangeiros para manter ativos não denominados em sua moeda. E se $\varphi_1 \rightarrow 0$, maior é o prêmio de risco país demandado devido aos custos de transações elevados, ao risco político, ao risco *default* e aos controles e legislações sobre a circulação de capitais estrangeiros.

Para a paridade descoberta vigorar, o parâmetro α_0 deveria ser igual a zero e o parâmetro α_1 deveria ser igual a unidade. Logo, deve-se testar a hipótese nula conjunta $H_0 : \alpha_0 = 0; \alpha_1 = 1$ contra a hipótese alternativa $H_A : \alpha_0 \neq 0; \alpha_1 \neq 1$. A não rejeição da hipótese nula implicaria uma integração financeira no sentido forte, pois indicaria que os retornos esperados interno e externo de ativos idênticos, exceto na denominação monetária e na unidade jurídica de emissão, são iguais implicando que os ativos seriam substitutos perfeitos. Em resumo, quando $\varphi_1=1$ e $\alpha_1=1$, pode-se dizer que existe uma perfeita mobilidade de capital com o risco país e o risco da moeda sendo ambos iguais a zero.

Primeiramente, realizou-se o teste de raiz unitária do diferencial de juros interno e externo, pois a desvalorização da taxa de câmbio à vista e o prêmio futuro foram ambos mostrados não estacionários. A Tabela 4.3.1 mostra os resultados dos testes de raiz unitária para a diferença entre os juros interno e externo. Não foi possível rejeitar a hipótese nula de não estacionaridade para os diferenciais de juros compostos pelas taxas de juros internas DI e Selic e pelas taxas de juros externas T-Bill e Libor. Os testes mostram que as séries de diferenciais de juros em primeira diferença são estacionários.

Tabela 4.3.1 Teste de raiz unitária nas séries em nível e em primeira diferença: jan./90 a dez./98.

1990:1 a 1998:12	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-1,1454	-1,5716	-2,5922	4	-1,1885	-1,5171	-2,5524	I(1)
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-1,1461	-1,5685	-2,5910	4	-1,1883	-1,5128	-2,5489	I(1)
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-1,1669	-1,6117	-2,5432	4	-1,2076	-1,5595	-2,4871	I(1)
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-1,1677	-1,6085	-2,5417	4	-1,2075	-1,5551	-2,4837	I(1)
1ª diferença								
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-9,0676*	-9,0235*	-9,0262*	4	-4,6323*	-4,6199*	-4,5983*	I(0)
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-9,0730*	-9,0289*	-9,0320*	4	-4,6279*	-4,6155*	-4,5943*	I(0)
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-9,4450*	-9,3990*	-9,4007*	4	-4,6369*	-4,6211*	-4,6114*	I(0)
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-9,4494*	-9,4034*	-9,4057*	4	-4,6322*	-4,6166*	-4,6073*	I(0)

Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e AIC. i_{1t} =DI; i_{2t} =Selic; i_{1t}^* =T-Bill i_{2t}^* =Libor. **significantes em 5%, *significantes em 1%. Nomenclatura no Apêndice F.

Dessa forma, foram usadas técnicas de co-integração para tratar a modelagem de equilíbrio de longo prazo e a dinâmica de curto prazo. As equações de co-integração mostram as elasticidades de longo prazo e os resultados dos testes de co-integração indicam que tais variáveis possuem tendências comuns. A equação, que inclui o mecanismo de correção de erro, considera a dinâmica de curto prazo e o ajustamento ao equilíbrio de longo prazo. A dinâmica de curto prazo foi definida partindo-se de defasagens de ordem 12 até encontrar um modelo mais resumido, isto é, partimos de um enfoque geral para um modelo particular.

É utilizado o método de dois estágios de Engle e Granger e a metodologia de Johansen. A análise de co-integração é composta por apenas duas variáveis e, logo, não incorre no problema de vetores multicointegrados. Porém, também são reportados os testes de co-integração realizados por meio do método de Johansen, pois os estimadores possuem propriedades assintóticas desejadas e as estimações são realizadas por máxima verossimilhança. Entretanto, a investigação da mobilidade de capital no Brasil será baseada no método de Engle e Granger, pois para verificar a evolução ao longo do tempo dos

parâmetros de interesse, é necessário estimar as equações de paridade de juros com parâmetros variáveis no tempo²⁰.

A Tabela 4.3.2 apresenta os resultados das estimações da relação de longo prazo para a paridade coberta de juros entre junho de 1990 a dezembro de 1998. As equações de co-integração da PCJ são denominadas pelos modelos 11, 12, 21 e 22, que se diferenciam pelas taxas de juros domésticas e pelas taxas de juros externas utilizadas nas regressões. Os modelos têm como referência os seguintes subscritos: 11, taxa de juros DI e taxa de juros T-Bill; 12, taxa de juros DI e taxa de juros Libor; 21, taxa de juros Selic e taxa de juros T-Bill e 22, taxa de juros Selic e taxa de juros Libor. O Apêndice F apresenta a nomenclatura das variáveis utilizadas nas estimações da PCJ e da PDJ.

As elasticidades de longo prazo para o diferencial de juros foram estatisticamente significantes no nível de significância de 1% em todos os modelos descritos na Tabela 4.3.2. O termo constante não foi estatisticamente significativo em qualquer nível de significância usual nas análises dos parâmetros estimados. De forma que, a exclusão desse termo não teve impacto relevante na magnitude e na significância do coeficiente do diferencial de juros. Em seguida, realizou-se o teste de DF e o teste ADF para os resíduos estimados das equações de longo prazo. Os resultados mostraram que o prêmio futuro e o diferencial de juros co-integram, independente da composição das taxas de juros interna e externa usada nas regressões. Alguns resultados do teste de PP para os resíduos estimados são também reportados na Tabela 4.3.2. Os coeficientes estimados para a variável diferencial de juros foram iguais a 0,4945, 0,4942, 0,4949 e 0,4945 nos modelos 11, 12, 21 e 22, respectivamente. Os testes de Wald rejeitaram a hipótese nula de que os coeficientes são iguais a unidade, bem como rejeitaram a hipótese nula conjunta de $H_0 : \varphi_0 = 0; \varphi_1 = 1$.

²⁰ As estimações foram efetuadas usando os programas Eviews 4.0, Microfit 4.0., Rats e Stamp.

Tabela 4.3.2 Estimativas da PCJ: variável dependente $(f_t - s_t)$, jun./1990 a dez./1998.

Modelo 11				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0007	0,0007	0,9504	0,3441
$(i_1 - i_1^*)_t$	0,4945	0,0113	43,4582	0,0000
$R^2=0,9440$	AIC = -7,2535	Q(20)=20,374	LM(1)=2,8948	LM(4)=3,1144
DW=1,66	SC = -7,2024	(0,435)	(0,0888)	(0,5388)
LM(12)=13,2574 (0,3506)	Arch (4) = 4,2355 (0,3750)	PP = -8,4855	DF = -8,4855	ADF = -4,5862
White = 3,1899 (0,2029)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	2886,28 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	1972,45 (0,000)
Modelo 12				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0007	0,00073	1,0834	0,2812
$(i_1 - i_2^*)_t$	0,4942	0,0113	43,5217	0,0000
$R^2=0,9442$	AIC = -7,2566	Q(20)=20,298	LM(1)=2,8246	LM(4)=3,0370
DW=1,67	SC = -7,2055	(0,439)	(0,0928)	(0,5516)
LM(12)=13,1788 (0,3561)	Arch (4) = 4,1820 (0,3819)	DF = -8,5094	ADF = -4,6700	PP = -8,5094
White = 3,2100 (0,2008)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	2878,53 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	1983,63 (0,000)
Modelo 21				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0011	0,0008	1,4693	0,1449
$(i_2 - i_1^*)_t$	0,4949	0,0124	39,8653	0,0000
$R^2=0,9414$	AIC = -7,2074	Q(20)=24,857	LM(1)=3,2679	LM(4)=6,0446
DW=1,64	SC = -7,1562	(0,207)	(0,0706)	(0,1958)
LM(12)=17,4314 (0,1340)	Arch (4) = 5,7577 (0,2179)	DF = -8,3902	ADF = -3,8695	PP = -8,5849
White = 1,3525 (0,5085)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	2594,95 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	1654,78 (0,000)
Modelo 22				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0012	0,0007	1,5968	0,1134
$(i_2 - i_2^*)_t$	0,4945	0,0123	39,9033	0,0000
$R^2=0,9415$	AIC = -7,2086	Q(20)=24,986	LM(1)=3,2558	LM(4)=6,0457
DW=1,64	SC = -7,1575	(0,202)	(0,0711)	(0,1957)
LM(12)=17,4382 (0,1338)	Arch (4) = 5,7831 (0,2159)	DF = -8,3937	ADF = -3,8632	PP = -8,5896
White = 1,3785 (0,5019)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	2583,07 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	1663,20 (0,000)

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

Os resultados dos testes de diagnósticos tiveram um comportamento particularmente semelhante nos quatro modelos. O coeficiente de determinação das quatro equações mostrou um ajuste altamente satisfatório do modelo aos dados. A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White também não rejeitou a hipótese nula de nenhuma presença de heterocedasticidade. O teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva.

A Tabela D.1 do Apêndice D mostra os resultados do teste de co-integração por meio da metodologia de Johansen da PCJ entre jun.90 a dez./98. A estatística do teste de autovalor máximo e do teste traço rejeitaram a hipótese de nenhum vetor de co-integração, indicando a presença de um vetor co-integrando. Esse resultado confirma aqueles obtidos pelo método de Engle e Granger. A constante permaneceu estatisticamente insignificante. O coeficiente estimado de φ_1 apresentou uma magnitude semelhante ao obtido pelo método de Engle e Granger, apenas marginalmente maior. Entretanto, ainda permanece estatisticamente diferente de zero e diferente da unidade. Assim, os resultados indicam a presença de barreiras à completa integração financeira.

A partir da equação de co-integração reportada na Tabela 4.3.2, tentou-se estimar um modelo de correção de erros para a PCJ. Um modelo de correção de erros consiste em uma equação de dinâmica de curto prazo que leva em conta a relação de longo prazo da paridade de juros através do mecanismo de correção de erros. Os resíduos defasados da equação de longo prazo são usados como o mecanismo de correção de erro. A Tabela 4.3.3 mostra o mecanismo de correção de erro e dinâmica de curto prazo para a PCJ. Novamente, os modelos foram definidos conforme as taxas de juros internas e externas usadas na PCJ.

Tabela 4.3.3 Estimativas de $\Delta(f_t - s_t)$: jun./1990 a dez./1998.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-154,35	0,00061	-0,070	0,9864
mce_{t-1}	-0,7957	0,1260	-6,3145	0,0000
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)_t$	0,3958	0,0508	7,7917	0,0000
$R^2=0,6195$	F = 80,6134	Q(20)=20,452	LM(4)=3,9691	LM(12)=16,4635
DW=2,08	(0,000)	(0,430)	(0,4102)	(0,1709)
AIC = -7,3233	SC = -7,2460	White =5,9813	Arch(4)=1,7547	
		(0,2005)	(0,7807)	
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-152,87	0,00060	-0,0169	0,9865
mce_{t-1}	-0,7979	0,1258	-6,3399	0,0000
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)_t$	0,3960	0,0508	7,7897	0,0000
$R^2=0,6202$	F = 80,8318	Q(20)=20,438	LM(4)=3,8937	LM(12)=16,4423
DW=2,08	(0,000)	(0,431)	(0,4205)	(0,1718)
AIC = -7,3249	SC = -7,2477	White =5,9516	Arch(4)=1,7640	
		(0,2027)	(0,7790)	
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-235,98	0,00062	-0,0254	0,9798
mce_{t-1}	-0,7737	0,1125	-6,8716	0,0000
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)_t$	0,4015	0,0535	7,4989	0,0000
$R^2=0,5988$	F = 73,8875	Q(20)=22,679	LM(4)=4,8782	LM(12)=19,5325
DW=2,10	(0,000)	(0,305)	(0,3000)	(0,0864)
AIC = -7,2702	SC = -7,1930	White =3,2280	Arch(4)=3,0200	
		(0,5204)	(0,5544)	
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-234,49	0,00062	-0,0252	0,9799
mce_{t-1}	-0,7743	0,1121	-6,9037	0,0000
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)_t$	0,4016	0,0535	7,4960	0,0000
$R^2=0,5989$	F = 73,9348	Q(20)=22,746	LM(4)=4,8349	LM(12)=19,5066
DW=2,10	(0,000)	(0,301)	(0,3046)	(0,0770)
AIC = -7,2706	SC = -7,1934	White =3,1961	Arch(4)=3,0479	
		(0,5255)	(0,5498)	

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

O modelo de correção de erro para a PCJ apresentou uma dinâmica não muito complexa, pois apenas o diferencial de juros contemporâneo mostrou-se significativo. Foi introduzida uma constante nas estimações dos quatro modelos, mas não apresentou significância estatística. Os coeficientes do termo de correção de erros foram estaticamente

significantes mostrando novamente a existência de co-integração entre o prêmio futuro e o diferencial de juros, conforme Tabela 4.3.3.

A magnitude do coeficiente de realimentação foi em média de -0,78 nos modelos 11, 12, 21 e 22, indicando que o desequilíbrio em cada período em relação à solução de longo prazo é corrigido muito rapidamente. Os coeficientes de realimentação estimados pelo procedimento de Johansen foram relativamente menores àqueles obtidos pelo método de Engle e Granger. Os coeficientes do termo de correção de erros estimados pela abordagem de Johansen indicaram que 53,3% em média do desequilíbrio em relação ao longo prazo são corrigidos a cada período.

Além disso, o coeficiente de impacto do diferencial de juros sobre o prêmio futuro foi estatisticamente significativo, mostrando que cerca de 80% do ajuste em relação à elasticidade de longo prazo é realizado no primeiro mês. Essa evidência empírica pode ser uma indicação de que o mercado de câmbio ajusta as expectativas sobre a taxa de câmbio que irá vigorar no futuro, ou seja, a 30 dias, muito rapidamente de forma a responder ao diferencial entre as taxas de juros doméstica e externa. O valor do coeficiente de curto prazo é muito próximo do coeficiente de longo prazo, ambos os valores são menores que a unidade. Mais uma indicação de que a condição de PCJ não é satisfeita, ou seja, que a mobilidade de capital no Brasil não é tão elevada. Além disso, há um prêmio de risco país substancial presente nas oportunidades de arbitragens com cobertura cambial.

Logo, as evidências empíricas apontaram a rejeição da hipótese de que o prêmio de risco Brasil ofertado aos investidores internacionais foi igual a zero nesse período. Conseqüentemente, é possível interpretar os resultados das equações de longo prazo como uma indicação de que a economia brasileira não é completamente aberta financeiramente, porém se observa um nível de integração intermediário dada pela rejeição de que o coeficiente φ_1 é diferente de um e estatisticamente diferente de zero.

4.3.2 Análise de quebra estrutural nos parâmetros da condição de PCJ.

Para obter alguma informação sobre uma possível instabilidade nos parâmetros estimados da PCJ, realizaram-se o teste CUSUM e o teste Chow de quebra estrutural. A Figura D2 do Apêndice D mostra o resultado do teste CUSUM de instabilidade nos parâmetros da PCJ entre jun./90 e dez/98. O teste CUSUM mostra alguma indicação da presença de instabilidade nos coeficientes, principalmente, quando o diferencial de juros é formado pelas taxas Selic e T-Bill e pelas taxas Selic e Libor. Os resultados do teste Chow são reportados na Tabela D.2 do Apêndice D. O teste de quebra estrutural falha em aceitar a hipótese nula de ausência de mudança estrutural em julho de 1994, indicando que há uma diferença significativa nos coeficientes antes e após o Plano Real.

A equação (54) foi estimada novamente introduzindo variáveis *dummies* para mudança de nível e para mudança de inclinação. Os resultados das regressões são apresentados na Tabela D.3 do Apêndice D. O termo constante continuou não estatisticamente significativo. O coeficiente do diferencial de juros manteve-se com sinal esperado e estatisticamente significativo com magnitude marginalmente próximo ao obtido anteriormente. Uma evidência relevante é que as duas *dummies* foram estatisticamente significantes, indicando uma redução no nível e um aumento na inclinação em todos os quatro modelos estimados após a implementação do Plano Real. A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White também não rejeitou a hipótese nula de nenhuma presença de heterocedasticidade. O teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva²¹.

Dessa forma, optou-se em estimar a equação de PCJ segmentado o período em dois subgrupos: a) jun./90 a jun./94 e b) out./94 a dez./98. É necessário testar para a presença de raiz unitária nas séries de diferencial de juros, de prêmio futuro e de variação cambial nos períodos acima. As Tabelas C.9 e C.10, ambas do Apêndice C, reportam os resultados dos

²¹ A *dummy* de nível assume o valor zero para o período entre abr./90 a jun./94 e valor um para o período entre jul./94 e dez./98. A *dummy* de inclinação assume valor zero para antes do Plano e “x” para o período após a implementação do Plano Real.

testes DF e ADF para os períodos acima mencionados, respectivamente. Para o primeiro subperíodo, os resultados dos testes não foram capazes de rejeitar a hipótese nula de presença de uma tendência estocástica nas séries diferenciais de juros formadas pelas taxas de juros internas DI e Selic e pelas taxas de juros externas T-Bill e Libor. Da mesma forma, não foi possível rejeitar a hipótese de presença de raiz unitária tanto no prêmio futuro, como na variação da taxa de câmbio à vista. O teste de DF e ADF para as variáveis em primeira diferença indicou que as séries de diferencial de juros, prêmio futuro e variação cambial são $I(1)$ em nível.

Para o período entre out./94 a dez./98, observou-se que tanto o prêmio futuro como a variação da taxa de câmbio tornaram-se estacionárias nesse período, conforme Tabela C.10 do Apêndice C. Além disso, o diferencial de juros interno e externo apresentaram fortes evidências em favor à estacionaridade das séries. Independente da taxa de juros doméstica e estrangeira usada na formação do diferencial de juros, os resultados não indicaram a presença de uma tendência estocástica. A introdução de uma constante ou de uma tendência determinista no teste de raiz unitária não alteraram os resultados de forma que eles foram unânimes em indicar a estacionaridade em nível de 1%, 5% e 10%. Dessa forma, assume-se que tais séries são estacionárias nas estimações da PCJ e PDJ nesse segundo período²².

De acordo com os resultados do teste de raiz unitária no período de jun./90 a jun/94, manteve-se a metodologia de estimação de Engle e Granger e Johansen para a PCJ. A Tabela 4.3.4 mostra os resultados da estimação da relação de longo prazo e o teste de co-integração de Engle e Granger. A definição dos modelos é exatamente a mesma a qual foi utilizada na Tabela 4.3.2. O teste DF e ADF para os resíduos implicaram a aceitação da hipótese de que o prêmio futuro e o diferencial de juros possuem uma tendência estocástica comum, portanto, descrevendo a existência de relações de longo prazo na PCJ na primeira metade da década de noventa.

²² Os testes de PP também foram realizados para as variáveis nesse período e os resultados também apontaram para a estacionaridade. Porém, os resultados não foram reportados em tabela, pois não se mostraram diferentes daqueles obtidos pelos testes DF e ADF.

Tabela 4.3.4 Estimativas da PCJ: variável dependente $(f_t - s_t)$, jun./1990 a jun./1994.

Modelo 11				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0087	0,0032	2,6957	0,0096
$(i_1 - i_1^*)_t$	0,4245	0,0281	15,0745	0,0000
$R^2=0,8241$	AIC = -6,8371	Q(12)=17,998	LM(1)=0,1782	LM(4)=0,7661
DW=1,78	SC = -6,7614	(0,116)	(0,6729)	(0,9429)
LM(12)=12,1954 (0,4301)	Arch (1) = 1,7511 (0,7814)	PP = -6,7685	DF = -6,7687	ADF = -4,0349
White = 0,7886 (0,6741)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	3101,74 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	417,63 (0,000)
Modelo 12				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0088	0,0032	2,7312	0,0087
$(i_1 - i_2^*)_t$	0,4240	0,02381	15,0715	0,0000
$R^2=0,8243$	AIC = -6,8382	Q(12)=18,108	LM(1)=0,1731	LM(4)=0,7720
DW=1,79	SC = -6,7624	(0,112)	(0,6772)	(0,9421)
LM(12)=12,2513 (0,4257)	Arch (1) = 1,5589 (0,2118)	DF = -6,7748	ADF = -4,0421	PP = -6,7746
White = 0,7963 (0,6715)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	3098,96 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	419,11 (0,000)
Modelo 21				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0116	0,0030	3,8083	0,0004
$(i_2 - i_1^*)_t$	0,4041	0,0272	14,8308	0,0000
$R^2=0,8357$	AIC = -6,9053	Q(12)=20,383	LM(1)=0,0631	LM(4)=1,2434
DW=1,96	SC = -6,8296	(0,124)	(0,8016)	(0,8708)
LM(12)=14,6524 (0,2609)	Arch (1) = 0,2115 (0,6455)	DF = -7,3695	ADF = -4,1616	PP = -7,3650
White = 0,7791 (0,6773)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	3018,87 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	478,25 (0,000)
Modelo 22				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,01174	0,0030	3,8501	0,0003
$(i_2 - i_2^*)_t$	0,4035	0,0272	14,8325	0,0000
$R^2=0,8356$	AIC = -6,9048	Q(12)=20,458	LM(1)=0,0601	LM(4)=1,2370
DW=1,96	SC = -6,8291	(0,114)	(0,8062)	(0,8719)
LM(12)=14,6790 (0,2594)	Arch (1) = 0,2028 (0,65243411)	DF = -7,3634	ADF = -4,1614	PP = -7,3590
White = 0,7812 (0,6766)	Teste Wald: $H_0: \beta_0=0, \beta_1=1$	3012,47 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta_1=1$	480,57 (0,000)

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

O coeficiente de longo prazo do diferencial de juros mostrou-se estatisticamente significativo com um valor positivo em todos os modelos estimados. A sua magnitude foi marginalmente maior àquela obtida para o período completo. Em resumo, os valores estimados para φ_1 nos quatro modelos foram semelhantes, indicando que tanto uma taxa de juros de mercado como uma taxa de juros que é instrumento de política monetária do governo, combinadas com as taxas de juros externas apresentam relações de PCJ muitíssimo próximas. O termo constante tornou-se estatisticamente significativa, indicando que mesmo com um diferencial de juros igual a zero, existiria um prêmio futuro positivo. Em geral, a literatura argumenta que a evidência de uma constante significativa indicaria algum comportamento de aversão ao risco e, possivelmente, refletindo diferenças nas características dos ativos.

Mais uma vez, é possível dizer que a mobilidade de capital no Brasil esteve longe de ser classificada como perfeita no período antes do Plano Real a partir da condição de arbitragem coberta. Na verdade, existiu um prêmio Brasil relevante nas transações de ativos entre residentes e não residentes, que pode ser atribuído à existência de custos de transação elevados, controles e legislações desfavoráveis ao capital estrangeiro, um risco de convertibilidade e um risco *default* ainda elevados. Isto é, fatores ligados à origem de emissão de ativos mostram sua importância nas decisões dos investidores estrangeiros em manter ativos brasileiros em seus portfólios. O teste Wald rejeita a hipótese nula conjunta de mobilidade de capital perfeita, porém também rejeita a hipótese nula de que o coeficiente estimado de φ_1 é igual a unidade, conforme Tabela 4.3.4.

Os resultados dos testes de diagnósticos são apresentados na Tabela 4.3.4 para todos os modelos estimados. O coeficiente de determinação das quatro equações permaneceu elevado e, portanto, altamente satisfatório. A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White também não rejeitou a hipótese nula de nenhuma presença de heterocedasticidade. O teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva.

Os resultados finais do procedimento de co-integração de Johansen da PCJ no período antes do Plano Real podem ser observados na Tabela D.4 do Apêndice D. Em geral, os resultados não se diferenciaram daqueles obtidos por meio do método de Engle e Granger. O teste traço e o teste de maior autovalor indicaram a presença de apenas um vetor de co-integração em todos os quatro modelos estimados. As elasticidades de longo prazo apresentaram valores muito próximos, porém as magnitudes mostraram-se um pouco maior relativo aos coeficientes da Tabela 4.3.4. Ainda, mantém-se a evidência empírica de rejeição da hipótese nula de livre mobilidade de capitais estrangeiros.

A Tabela 4.3.5 apresenta o mecanismo de correção de erro e a dinâmica de curto prazo da PCJ entre 1990:6 e 1994:6. O coeficiente de realimentação foi estimado em cerca de -0,96, em média, nos quatro modelos implicando que grande parcela do desequilíbrio de curto prazo da PCJ é corrigida em cada período. Já, o procedimento de Johansen apresentou uma magnitude relativamente maior do coeficiente do mecanismo de correção de erro no mesmo intervalo de amostral, de acordo com a Tabela D.4 do Apêndice D.

Os coeficientes estimados de curto prazo para o diferencial de juros mostraram um valor menor que os obtidos para o período completo. O coeficiente de curto prazo foi, em média, nos quatro modelos, de 0,2898 antes do plano Real, enquanto que para o período completo, entre jun./1990 e dez./1998, foi em média de 0,3987. Portanto, mantendo-se a hipótese de um prêmio de risco país elevado, sobretudo, antes do Plano Real. Além disso, os coeficientes de curto prazo mostraram que o impacto do diferencial de juros permanece concentrado no primeiro mês, isto é, a elasticidade de curto prazo do prêmio futuro foi em média de 0,2898, restando 0,1242 para ser explicado nos meses posteriores. Existe uma correspondência de cerca de 70% entre o coeficiente de curto prazo relativo ao coeficiente de longo prazo, implicando um ajustamento rápido, principalmente, quando se soma o comportamento ajustamento do desequilíbrio em cada período.

Tabela 4.3.5 Estimativas de $\Delta(f_t - s_t)$, jun./1990 a jun./1994.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	1.154,65	0,00098	0,0794	0,9370
mce_{t-1}	-0,9584	0,1823	-5,2556	0,0000
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)_t$	0,2983	0,1240	2,4057	0,0201
$R^2=0,5748$	F = 31,7756	Q(20)=25,421	LM(4)=0,8329	LM(6)=4,2967
DW=1,99	(0,000)	(0,186)	(0,9339)	(0,6365)
AIC = -6,9001	SC = -6,7854	White =10,6763	Arch(4)=0,3613	
		(0,0304)	(0,9855)	
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	1.159,11	0,00098	0,0797	0,9368
mce_{t-1}	-0,9594	0,1821	-5,2674	0,0001
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)_t$	0,2979	0,1239	2,4031	0,0203
$R^2=0,5752$	F = 31,8260	Q(20)=25,518	LM(4)=0,0703	LM(6)=4,3788
DW=1,99	(0,000)	(0,182)	(0,7909)	(0,6255)
AIC = -6,9010	SC = -6,7863	White =10,6864	Arch(4)=0,3597	
		(0,0303)	(0,9856)	
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,00013	0,00096	0,1340	0,8939
mce_{t-1}	-1,0536	0,1714	-6,1465	0,0000
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)_t$	0,2816	0,1397	2,0145	0,0497
$R^2=0,5971$	F = 34,8393	Q(24)=30,392	LM(4)=1,6582	LM(6)=7,0007
DW=1,94	(0,000)	(0,147)	(0,7982)	(0,3207)
AIC = -6,9540	SC = -6,8393	White =12,4529	Arch(4)=0,0980	
		(0,0142)	(0,7541)	
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,00012	0,00096	0,1336	0,8942
mce_{t-1}	-1,0529	0,1708	-6,1623	0,0000
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)_t$	0,2812	0,1401	2,0075	0,0505
$R^2=0,5967$	F = 34,7791	Q(24)=31,250	LM(4)=1,6573	LM(6)=7,0422
DW=1,94	(0,000)	(0,147)	(0,7984)	(0,3169)
AIC = -6,9530	SC = -6,8383	White =12,4009	Arch(4)=0,1466	
		(0,0146)	(0,9974)	

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

A Tabela 4.3.6 mostra a PCJ estimada por MQO no período de out./94 a dez./98. Tanto o prêmio futuro, quanto o diferencial de juros mostraram-se estacionários. Logo, justifica-se a utilização das séries em nível e não em primeira diferença. O termo constante

não foi estatisticamente significativo e, conseqüentemente, ele foi retirado da estimação. Os coeficientes estimados de φ_1 foram estatisticamente diferentes de zero, porém o teste Wald também rejeita a hipótese nula de que seria igual a unidade. O valor do coeficiente φ_1 estimado por MQO é um valor médio para o período de análise e parece ter sido bastante influenciado pelo comportamento das variáveis que compõe a PCJ. De acordo com as indicações de mudança de nível da Tabela D.3 do Apêndice D, esperava-se um coeficiente de magnitude menor para o período referente ao Plano Real.

Tabela 4.3.6 Estimativas de $(f_t - s_t)$, out./1994 a dez./1998.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,4576	0,0867	5,2749	0,0000
$R^2=0,2609$	Q(20)=8,1120	AIC = -8,3263	LM(1)=1,2284	LM(4)=2,8673
DW=1,62	(0,991)	SC = -8,2884	(0,2677)	(0,5802)
Arch(4)=6,9168 (0,1403)	White =20,3573 (0,000)	Teste Wald: $H_0: \beta=1$	39,0874 (0,000)	
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,4673	0,0887	5,2644	0,0000
$R^2=0,2682$	AIC = -8,3363	Q(20)=8,1025	LM(1)=1,0874	LM(4)=2,8379
DW=1,64	SC = -8,2984	(0,991)	(0,2970)	(0,5853)
Arch(4)=6,5995 (0,1586)	White =19,9368 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \beta=1$	36,0103 (0,000)	
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,4573	0,0840	5,4406	0,0000
$R^2=0,2633$	AIC = -8,3295	Q(20)=8,5490	LM(1)=1,5251	LM(4)=3,0918
DW=1,58	SC = -8,2917	(0,988)	(0,2168)	(0,5425)
Arch(4)=7,5697 (0,1186)	White =17,0678 (0,000)	Teste Wald: $H_0: \beta=1$	41,6837 (0,000)	
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,4670	0,0859	5,4336	0,0000
$R^2=0,2709$	AIC = -8,3399	Q(20)=8,5283	LM(1)=1,3731	LM(4)=3,0408
DW=1,60	SC = -8,3020	(0,988)	(0,2412)	(0,5510)
Arch(4)=7,2406 (0,1237)	White =16,7602 (0,000)	Teste Wald: $H_0: \beta=1$	38,4350 (0,000)	

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

Outra implicação das regressões da PCJ na segunda metade da década foi que o coeficiente determinação apresentou um valor relativamente baixo. A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) não indicaram presença de autocorrelação nos resíduos dos modelos estimados. Porém, o teste de White rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. Essa heterocedasticidade parece ser produzida pela repercussão da crise do México no mercado de câmbio e na política monetária brasileira. Foi observada uma volatilidade exatamente no período da crise mexicana. Quando as estimações são realizadas a partir de julho de 1995, o teste White não rejeita a hipótese de ausência de heterocedasticidade nos resíduos. Entretanto, a magnitude do coeficiente estimado de φ_1 reduz-se para 0,3273, em média, para os modelos e permanece estatisticamente significativo. O teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva.

O coeficiente φ_1 da PCJ é relevante na investigação sobre a integração financeira, pois indicaria o grau de abertura da conta de capital da economia brasileira. Os resultados sugerem à existência de uma instabilidade nesse parâmetro. As mudanças no ambiente econômico doméstico e internacional mostraram ressonâncias sobre a relação de não-arbitragem coberta no Brasil. Além disso, a regulamentação das transações financeiras sofreu evoluções e alterações a partir de 1987 no sentido de aumentar a abertura da conta de capital do balanço de pagamento brasileiro. Essas regulamentações criaram instrumentos para regularizar os investimentos de recursos de não residentes no Brasil, bem como para propiciar meios para os residentes aplicarem também no exterior. Essas políticas voltadas à abertura do mercado financeiro doméstico aos investidores internacionais ocorreram em um momento em que existia um crescimento na liquidez do mercado financeiro internacional. A redução das barreiras nas transações financeiras com o exterior poderia propiciar um financiamento e um desenvolvimento de longo prazo da economia, somando-se o fato de que os influxos de capitais estrangeiros tiveram sua importância ressaltada devido aos crescentes déficits observados na conta corrente. De forma que a próxima seção apresenta os resultados das estimações da PCJ aplicando-se o filtro de Kalman.

4.3.3 Resultados com parâmetros variáveis da PCJ.

Dessa forma, a questão de instabilidade nos parâmetros da PCJ é investigada usando o modelo de parâmetros variáveis no tempo. As estimações com filtro de Kalman foram realizadas na equação (54), com o parâmetro φ_1 sendo estimado recursivamente, mantendo-se a estrutura usada nas estimações com parâmetros fixos. Inicialmente, utiliza-se o método de mínimos quadrados recursivos (MQR) na equação (54). O intuito é tentar observar o comportamento da PCJ em relação às possíveis mudanças estruturais entre 1990 e 1998. Uma vez que o modelo é expresso na forma de estado de espaço, o filtro de Kalman pode ser aplicado na estimação por MQR. Na estimação por MQR, a equação de estado é assumida ter variância zero e o coeficiente da equação de estado é igual a unidade. Portanto, os parâmetros na estimação por MQR são determinísticos, ou seja, são tratados como variáveis aleatórias.

As estimativas de MQR para o coeficiente do diferencial de juros da PCJ são apresentadas na Figura 4.3.1 para os quatro modelos estimados na Tabela 4.3.2. A evolução do coeficiente do diferencial de juros mostra, a partir do segundo semestre de 1990, uma reversão ao valor de longo prazo obtido na Tabela 4.3.2. Inicialmente, o coeficiente estimado de φ_1 alcança um valor de 0,5 e em seguida tende ao valor de longo prazo. Esse comportamento parece coincidir com o período de referência da liberalização financeira, isto é, com a introdução do Anexo IV em maio de 1991, o qual abriu espaço para investimentos estrangeiros em portfólio na economia brasileira.

Segundo Miguel (2001), o Anexo IV permitiu investimentos em carteira por investidores institucionais, que antes era apenas possível ser realizado de forma coletiva, aumentando, assim, o fluxo de capitais estrangeiros na bolsa de valores. Outros aspectos específicos do Anexo IV são que ele não estabelece prazos de permanência do capital investido no país, os rendimentos pagos a carteira e os ganhos de capital eram isentos do Imposto de Renda e não são estabelecidos critérios de diversificação da carteira e percentuais de composição da carteira, quanto a sua participação no capital de empresas

nacionais. Devido a esses aspectos, esse instrumento tornou-se o canal mais utilizado para investir no mercado de ações e derivativos no Brasil.

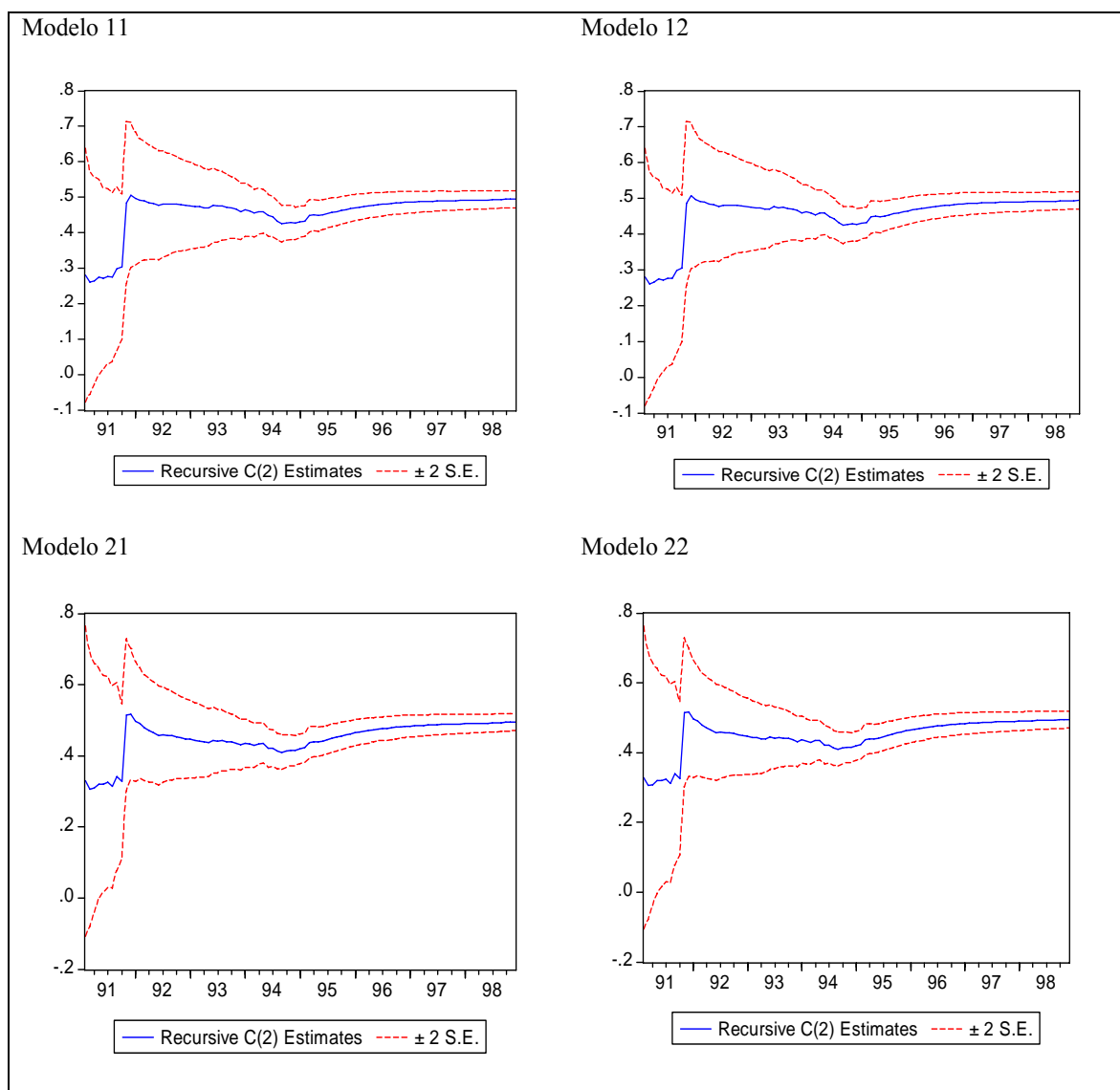


Figura 4.3.1 Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de φ_1 da PCJ, jun./1990 a dez./1998.

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

A relação da PCJ manteve uma certa estabilidade entre o segundo semestre de 1991 e o primeiro semestre de 1994, apresentando uma leve tendência de queda verificada nesse período. Há uma redução mais acentuada entre 1994 e meados de 1995. Este

comportamento provavelmente está associado às mudanças de regime cambial, à incerteza sobre a economia brasileira com a implementação do Plano Real e, em seguida, ao contágio da crise mexicana. Nesse período foram adotadas medidas que visaram reduzir a entrada de capital estrangeiro. Esses fatos explicariam a existência de um prêmio crescente relacionado à elevação do risco país. Nos anos posteriores, observou-se que o vetor de estado tendeu a uma constante ou, à média, à medida que a amostra aumenta, ou seja, que mais informações estão sendo usadas nas estimações.

Dessa forma, aplicou-se o filtro de Kalman tratando o vetor de estado como uma variável aleatória. Antes de aplicar o filtro de Kalman, é necessário especificar os valores iniciais da variável estado e substituir as matrizes desconhecidas por suas estimativas. Os valores iniciais são estimados por MQO, tratando as matrizes desconhecidas como coeficientes fixos. Após obter os valores iniciais, os hiperparâmetros são estimados maximizando a função de verossimilhança, supondo que a distribuição de y_t é multivariada normal, isto é, condicional em x_t e nos valores passados de (y_t, x_t) . Em geral, as aplicações empíricas do filtro de Kalman definem o vetor de estado como um passeio aleatório, o qual é também assumido nas estimações realizadas nessa seção. Os hiperparâmetros foram calculados através do método de máxima verossimilhança e depois utilizados nas recursões do filtro.

Os resultados das estimações com o filtro de Kalman são mostrados na Tabela 4.3.7 para os quatro modelos. O filtro de Kalman é aplicado para um período mais amplo que abrange o período de regime de câmbio flutuante, adotado em janeiro de 1999. O intuito é verificar possíveis mudanças na relação de arbitragem coberta com a mudança de regime cambial. Os hiperparâmetros da equação de estado mostraram-se estatisticamente significantes por meio do teste T, indicando que o coeficiente da equação de estado pode ser considerado variável no tempo. Por conseqüência, esse resultado pode ser tomado como uma indicação de não constância na relação de arbitragem coberta.

Tabela 4.3.7 Modelo de coeficiente variando no tempo da PCJ: Filtro de Kalman, variável dependente ($f_t - s_t$), jun./1990 a mar./2004.

Modelo 11				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00014	0,2061	0,00068	0,9995
Var. Eq. Estado	0,0427	0,0178	2,3918	0,0179
β_1 Final	0,9342	0,6590	1,4175	0,1582
Log Verrossim.=	460,1316	$R^2=0,8381$	DW=1,62	SSR = 0,0194
Modelo 12				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00014	0,2062	0,00067	0,9995
Var. Eq. Estado	0,04284	0,0178	2,3935	0,0178
β_1 Final	0,9451	0,6635	1,4244	0,1562
Log Verrossim.=	460,1838	$R^2=0,8377$	DW=1,62	SSR = 0,0195
Modelo 21				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00013	0,2068	0,00067	0,9995
Var. Eq. Estado	0,0431	0,0179	2,4007	0,0175
β_1 Final	0,9363	0,6586	1,4215	0,1570
Log Verrossim.=	460,3305	$R^2=0,8373$	DW=1,63	SSR = 0,0195
Modelo 22				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00013	0,2069	0,00067	0,9995
Var. Eq. Estado	0,0431	0,0179	2,4024	0,0174
β_1 Final	0,9471	0,6630	1,4285	0,1550
Log Verrossim.=	460,3782	$R^2=0,8369$	DW=1,63	SSR = 0,0196

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Método de Máxima Verossimilhança. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

A Figura 4.3.2 mostra a evolução do coeficiente do diferencial de juros na equação de PCJ aplicando o filtro de Kalman no período de jun./1990 a mar./2004. Em geral, verifica-se uma estabilidade no parâmetro nos quatro primeiros anos da década. Algumas mudanças no parâmetro foram percebidas nos dois primeiros anos. Além das modificações no tratamento do capital estrangeiro, o comportamento de φ_1 pode estar refletindo um aumento na incerteza da economia brasileira.

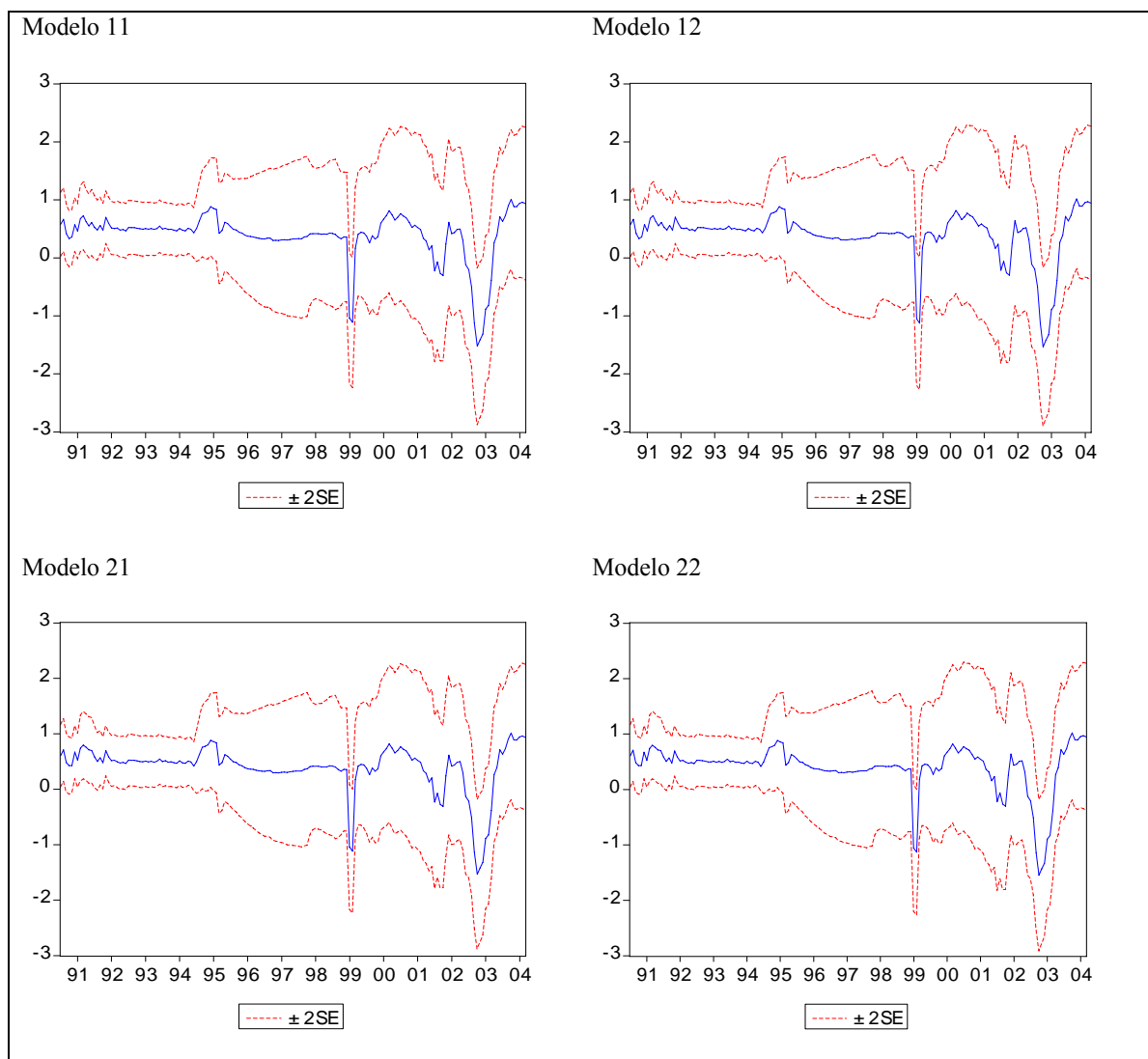


Figura 4.3.2 Estimativas suavizadas por Filtro de Kalman de φ_1 da PCJ, jun./1990 a mar./2004.

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

As modificações no mercado de câmbio e no tratamento dos fluxos de entrada e de saída de capital estrangeiro no país foram paulatinamente modificadas em favor de uma maior abertura financeira. Como exemplo de tais fatores, foi o estabelecimento de regras que permitem a captação de recursos por empresas brasileiras através da emissão de *American Depositary Receipts* (ADRs) em julho de 1991 e a permissão de empréstimos

externos para financiamento da agricultura em setembro do mesmo ano. Em 1992, as principais mudanças na regulação também tenderam à abertura da conta de capital, como por exemplo: a) a extinção do imposto de renda sobre remessas externas de lucros e dividendos; b) a liberalização da participação de investidores estrangeiros na privatização e abolição do período de dois anos de proibição de venda dos ativos adquiridos por estrangeiros no programa de privatização; c) autorização do acesso aos investidores estrangeiros nos mercados de derivativos e d) autorização da emissão no exterior de dívida conversível em ações por parte de empresas residentes no Brasil.

O governo brasileiro começou um processo gradual para reduzir a velocidade dos fluxos de entrada de fundos externos, sobretudo, do capital de curto prazo a partir de 1993. As medidas foram implementadas para restringir a entrada de capitais de curto prazo e redirecionar ou estimular o influxo de investimentos diretos ou em portfólio. A preocupação do governo estava voltada ao aumento da dívida pública e a manutenção de uma política monetária restritiva.

Na segunda metade da década de noventa, verifica-se uma redução no coeficiente do diferencial de juros, conforme Figura 4.3.2. Isso indicaria um aumento nas barreiras na mobilidade de capital e a existência de um prêmio de risco país significativo. Também, foi possível observar uma mudança de nível no coeficiente estimado do diferencial de juros a partir do segundo semestre de 1994 até meados de 1998. Esse comportamento também foi apontado pelas *dummies* de nível. A exceção é o pico observado no período entre segundo semestre de 1994 e início de 1995. As duas possíveis explicações sobre esse comportamento estão na discussão da seção 4.1. As cotações dos contratos futuros de câmbio estiveram continuamente apontando para uma desvalorização do Real no período entre ago./1994 e mai./1995, completamente o inverso com o que ocorreu no mercado de câmbio à vista, o qual mostrou uma acentuada valorização cambial. Além disso, esse período também abrange os meses de março e abril de 1995, que apresentaram uma forte desvalorização cambial refletindo a crise ocorrida no México. Por fim, o modelo de parâmetro fixo parece ser bastante sensível aos fatores acima mencionados ao revelar um valor estimado de φ_1 maior que o da primeira metade da década.

O impacto do fluxo de entrada de capital sobre a condução da economia requeria ao governo administrar esses fluxos através do aumento nas restrições na entrada de capital. Conforme o mercado passava a utilizar meios que contornam os controles de capital, novos controles e medidas para aumentar a demanda por moeda estrangeira eram impostos. Porém, uma reversão nas restrições sobre o capital estrangeiro ocorria nos períodos de intenso fluxo de saída de capitais, desencadeado pelas crises financeiras externas e pela sua repercussão sobre as expectativas dos agentes relativos à habilidade do governo em manter o regime cambial.

Por fim, o período entre 1999 e 2004 parece demonstrar a importância de fatores internos e externos no comportamento da paridade coberta de juros. Verificou-se um aumento na variabilidade do coeficiente a partir de 1999. Não foi possível notar qualquer tendência no coeficiente do diferencial de juros em direção a unidade, porém se observa movimentos em direção à zero ou a valores negativos em alguns momentos distintos. Os períodos de mudança no regime cambial e do processo eleitoral para presidente da República mostram exatamente esse comportamento. Embora que o coeficiente estimado do diferencial de juros da PCJ apresenta valores crescente, chegando próximo a unidade, a partir de meados de 2003.

Holanda e Cavalcante (2001) estimaram a relação de paridade coberta de juros entre mai./1987 e dez./1996, usando a taxa de juros *over*-Selic e a taxa de juros T-Bill de 3 meses convertidas em taxas mensais. Estimando por mínimos quadrados ordinários e corrigindo os resíduos com termos AR e MA, os autores encontraram evidências de não rejeição da hipótese de perfeita mobilidade de capital, consistente com um prêmio de risco país igual a zero nesse período. Esse resultado parece ser pouco intuitivo para a economia brasileira. Entretanto, ao obter o coeficiente por MQR, foi possível observar uma tendência em torno de 0,5 entre jul./88 e jul./89, sendo que a partir desse momento o coeficiente tende para uma constante igual a unidade. Esse fato foi interpretado como uma evidência de uma plena mobilidade de capital a partir desse período.

Uma observação a ser feita é que o valor do coeficiente da PCJ parece ser bastante sensível aos fatores internos e externos e, dependendo do período sob análise, é possível obter um valor estimado diferente e bastante influenciado por tais fatores. Até o final de 1991, a taxa de câmbio apresentava uma volatilidade muito elevada e, até mesmo, superior à volatilidade da taxa doméstica de juros. A partir de setembro de 1991, a taxa de câmbio passou a ser reajustada próxima a paridade de poder compra. Além disso, o modelo de MQR tende a um valor médio à medida que a amostra aumenta. Conforme Portugal (1993a), o filtro de Kalman aplicado em MQR é um algoritmo que realiza repetidamente a estimação de MQO à medida que cada informação é incluída na amostra. Portanto, a aplicação do filtro de Kalman no vetor de estado, que foi definido como uma passeio aleatório, parece mostrar melhor o comportamento da PCJ ao mostrar a influência transitória e permanentes de tais fatos sobre o comportamento do coeficiente, ou seja, no grau de abertura da conta de capital. Frenkel e Levich (1977) mostraram a relevância da distinção dos períodos de turbulência no mercado de capitais mais do que na classificação dos regimes cambiais na análise da PCJ. Os períodos de turbulência são caracterizados pelo aumento na incerteza financeira devido à dificuldade de manutenção da paridade cambial ou do regime cambial e do risco político, isto é, o risco de novos controles de capitais.

Por fim, foi possível observar que o grau de abertura da conta de capitais brasileira variou entre os anos de 1990 e meados 2004. Os resultados indicaram a existência de um nível intermediário de mobilidade de capitais no país, que decresceu ainda na segunda metade da década de noventa, aumentando-se a partir de 2003. Apesar da legislação de capitais estrangeiros terem sido alteradas de forma a ampliar as possibilidades dos residentes e não-residentes realizarem transações com o resto do mundo, não se verificou uma tendência crescente e contínua na abertura financeira do mercado de capitais brasileiro com o internacional, quando se investiga a partir da condição de paridade coberta de juros.

4.4 Investigação da paridade não coberta de juros com modelos de parâmetros fixos e variáveis.

4.4.1 Modelo com parâmetros fixos da PDJ.

A investigação da integração financeira no conceito forte é realizada através da estimação e análise da PDJ, descrita na equação (55). Foram estimados quatro modelos da PDJ, que se diferenciaram pelas taxas de juros domésticas e pelas taxas de juros estrangeiras usadas nas regressões. A nomenclatura dos modelos é idêntica à usada na investigação da PCJ e está descrita mais detalhadamente no Apêndice F. A Tabela 4.4.1 mostra os resultados das estimações da relação de longo prazo da paridade descoberta de juros entre abril de 1990 e dezembro de 1998. Os termos constante nas regressões não mostraram significância estatística em qualquer dos quatro modelos. As elasticidades de longo prazo do diferencial de juros na PDJ foram estatisticamente significantes no nível de 1% em todos os modelos estimados.

Os modelos foram estimados novamente excluindo a constante. O coeficiente estimado de α_1 continuou mantendo sua significância, porém a sua magnitude foi relativamente menor. Os resultados dos testes de DF e ADF nos resíduos estimados das equações de longo prazo mostraram que existe co-integração entre a variação esperada *ex post* na taxa de câmbio e o diferencial de juros interno e externo. Isto é, existe uma relação de longo prazo entre as duas variáveis. Os coeficientes estimados do diferencial de juros na PDJ foram iguais a 1,0129, 1,0117, 1,0067 e 1,0055 nos modelos 11, 12, 21 e 22 estimado com uma constante. Ao eliminar a constante, os coeficientes passaram para 0,9138, 0,9148, 0,9205 e 0,9214, respectivamente. Os testes de Wald rejeitaram a hipótese conjunta $H_0 : \alpha_0 = 0; \alpha_1 = 1$, isto é, de mobilidade de capital perfeita no sentido forte. O resultado do teste Wald apenas para o coeficiente do diferencial de juros - $H_0 : \alpha_1 = 1$ - também rejeitou a hipótese nula. A condição de paridade descoberta de juros não permite classificar a economia brasileira integrada financeiramente com o mercado internacional no sentido forte no período sob análise. Isto é, para que a PDJ se verifique, seria necessário que os ativos brasileiros fossem substitutos perfeitos dos ativos externos.

Tabela 4.4.1 Estimativas da PDJ: variável dependente $(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a dez./1998.

Variável	Modelo 11	M. 11	Modelo 12	M.12	Modelo 21	M.21	Modelo 22	M. 22
C	-0,0103		-0,0101		-0,0089		-0,0087	
Desv. Padrão	0,0062		0,0062		0,0061		0,0061	
Estatística t	1,6572		-1,6265		-1,4626		-1,4302	
Prob.	0,1005		0,1069		0,1466		0,1557	
$(i - i^*)_t$	1,0129*	0,9138*	1,0117*	0,9148*	1,0067*	0,9205*	1,0055*	0,9214*
Desv. Padrão	0,0424	0,0237	0,0421	0,0238	0,0406	0,0247	0,0404	0,0247
Estatística t	23,8855	38,4184	23,9766	38,4250	24,7783	37,2269	24,8795	37,2172
Prob.	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
R^2	0,6082	0,5967	0,6078	0,5967	0,5987	0,5898	0,5982	0,5897
DW.	1,80	1,80	1,79	1,80	1,74	1,75	1,74	1,75
Q(10) (prob.)	2,4261 (0,992)	1,6375 (0,998)	2,4600 (0,991)	1,6610 (0,998)	3,7355 (0,958)	2,5877 (0,990)	3,7867 (0,956)	2,6347 (0,989)
LM(4) (prob.)	1,3065 (0,860)	0,3336 (0,854)	1,3298 (0,8562)	0,3349 (0,853)	2,0705 (0,7227)	0,4896 (0,7433)	2,1006 (0,7172)	0,4929 (0,7408)
White	0,6367 (0,7273)	0,6288 (0,7301)	0,6414 (0,7256)	0,6336 (0,7284)	0,6512 (0,7220)	0,6426 (0,7252)	0,6571 (0,7199)	0,6484 (0,7230)
Teste Arch (4) (prob.)	0,070 (0,999)	0,0243 (0,999)	0,0367 (0,999)	0,0242 (0,999)	0,0367 (0,999)	0,0261 (0,999)	0,0364 (0,999)	0,0260 (0,999)
DF	-9,6523		-9,6467		-9,4003		-9,3942	
ADF	-5,2876		-4,4962		-4,3809		-4,3749	
PP	-9,6613		-9,6670		-9,4365		-9,4311	
Teste Wald:								
$H_0: \alpha_0 = 0, \alpha_1 = 1$	19,3249 (0,0001)	13,1299 (0,0003)	18,8818 (0,0001)	12,8031 (0,0003)	14,7876 (0,0006)	10,3249 (0,0013)	14,5064 (0,0007)	10,058 (0,0015)
$H_0: \alpha_1 = 1$								

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11 (M.11): DDJ_{11} ; Modelo12 (M.12): DDJ_{12} ; Modelo 21 (M.21): DDJ_{21} ; Modelo 22 (M.22): DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

O coeficiente de determinação das quatro equações mostrou um ajuste razoável dos modelos. Em geral, os resultados dos testes de diagnósticos dos modelos foram satisfatórios. O teste DW, o teste Q-Ljung-Box e o teste Multiplicador de Lagrange não apresentaram evidências de resíduos autocorrelacionados. O teste White não indicou a presença de heterocedasticidade e o teste Arch não rejeita a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade condicional autoregressiva.

A Tabela D.5 do Apêndice D reporta os resultados do teste de co-integração utilizando o procedimento de Johansen entre abr.90 e dez./98. A estatística do teste de autovalor máximo e do teste traço indicaram a rejeição da hipótese nula de ausência de co-integração entre a desvalorização esperada da taxa de câmbio *ex post* e o diferencial de juros. Ou seja, o procedimento de Johansen corrobora a existência de um vetor de co-integração indicado pelo teste de Engle e Granger na Tabela 4.4.1. O vetor de co-integração mostrou que a constante permaneceu não estatisticamente significativa. O coeficiente estimado de α_1 manteve-se estatisticamente significativo, apresentando magnitudes muito próximas às estimativas realizadas sem o termo constante no primeiro estágio do teste de Engle Granger. Os quatro modelos apresentaram resultados muito semelhantes e, portanto, a análise da PDJ parece ser indiferente à taxa de juros interna e externas usadas nas regressões para o período completo.

Não existe um consenso na literatura sobre a origem das falhas da paridade descoberta de juros. Como observado no Capítulo 3, há evidências empíricas de que a condição de paridade coberta de juros vigora nos países desenvolvidos, entretanto o mesmo não é possível afirmar para a paridade descoberta de juros. A definição da paridade de juros não coberta envolve fazer algum tipo de hipótese sobre o comportamento do mercado de câmbio e sobre a formação de expectativas dos agentes. As equações (6) e (7) mostram as duas suposições que são feitas na definição da PDJ, respectivamente. A hipótese de que a taxa de câmbio a termo ou de contratos futuros são previsores não viesados da taxa de câmbio *spot* que irá vigorar no futuro é, geralmente, testada e rejeitada. Dessa forma, as respostas às falhas da paridade descoberta direcionaram-se i) à existência de um prêmio de risco que varia ao longo do tempo e ii) à realização de erros sistemáticos na previsão dos agentes.

As duas análises empíricas das falhas da PDJ envolvem dificuldades e limitações na investigação, pois separar a importância relativa das duas explicações é uma tarefa de realização complexa. Em geral, a investigação sobre a formação das expectativas dos agentes e sobre a proporção dos desvios da paridade descoberta explicada por erros

sistemáticos de previsão é realizada com base em um *survey* de previsões para a taxa de câmbio, que são coletadas junto aos agentes econômicos. Um exemplo do emprego de um *survey* de previsões de mercado sobre a taxa de câmbio é o estudo Froot e Frankel (1989). Os autores encontraram evidências empíricas que os desvios da PDJ entre algumas moedas de países desenvolvidos são em grande parte explicados por erros de previsão sistemáticos mais do que por um prêmio de risco variando no tempo. Já, Marston (1995) tenta explicar os desvios da PDJ através de estimação e teste de hipótese conjunta das condições de PJR, PDJ e PPC. Marston (1995) argumenta que tanto o prêmio de risco moeda como os erros de previsão têm relevância na explicação dos desvios da PJR e da PDJ. Assim, não existe uma interpretação unânime da falha da PDJ. Além disso, parece que os resultados são bastante sensíveis ao tipo de teste realizado.

A análise por meio de um *survey* de previsões para a taxa de câmbio é bastante limitada, pois depende de informações que não existem para a maioria das moedas ou que não são disponíveis livremente. Além disso, a literatura oferece outras explicações da falha da PDJ, embora mantenha a hipótese de que os agentes formam suas expectativas racionalmente. Uma explicação é o problema peso, ou seja, os investidores podem antecipar mudanças no processo de geração dos retornos que não ocorrem de fato. Outra é o processo de aprendizagem que os agentes passam a aprender gradualmente sobre o verdadeiro processo de formação dos retornos dos ativos, quando há uma mudança de regime.

No entanto, parece ser mais usual na literatura de finanças internacional atribuir à existência de um prêmio de risco da moeda na análise dos desvios da PDJ. Conforme Engel (1995), se os agentes, que participam no mercado de câmbio, são avessos ao risco, deveria existir um prêmio de risco da moeda, que implicaria na diferenciação dos retornos entre os ativos emitidos em moedas distintas¹.

De forma a basear a evidência empírica de falha na PDJ, procurou-se manter a hipótese de expectativas racionais e testar, mais diretamente, a existência de um viés de

¹ Segundo Marston (1995), não existe suposições quanto o sinal do “prêmio” de risco da moeda, isto é, se deveria ser positivo ou negativo. De fato, o autor sugere que o “prêmio” deveria variar de sinal ao longo do tempo.

previsão no mercado futuro de câmbio por meio da estimação da equação fundamental de Fama (1984) expressa em (11). O teste da hipótese de ausência de um viés de previsão no mercado futuro consiste em testar a hipótese nula conjunta de $H_0 : \beta_0 = 0; \beta_1 = 1$ contra a hipótese alternativa de existência de um viés de previsão, isto é, $H_A : \beta_0 \neq 0; \beta_1 \neq 1$. A aceitação da hipótese nula significa que o mercado de câmbio é eficiente, porém sua rejeição pode estar associada à presença de um risco da moeda na arbitragem descoberta no Brasil, isto é, de um prêmio de risco refletindo à aversão ao risco dos investidores.

A Tabela 4.4.2 apresenta os resultados obtidos por MQO que compreenderam o período entre abril de 1990 a dezembro de 1998. Também, realizaram-se estimações dividindo esse período nos períodos antes e após o Plano Real. A desvalorização esperada da taxa de câmbio *ex post* e o prêmio futuro são variáveis I(1), portanto, realizou-se o primeiro estágio do teste de co-integração de Engle e Granger. O termo constante foi estatisticamente não significante. Desse modo, são apenas reportados os resultados das estimações com o coeficiente do prêmio futuro. Em geral, as evidências empíricas indicam a rejeição da hipótese nula, ou seja, os resultados mostram a existência de um viés de previsão no mercado futuro no período entre abr./90 a dez./98.

O teste Wald rejeita a hipótese de que o mercado de câmbio foi eficiente no período antes do Plano Real. Um resultado diferente foi obtido por Miguel (2001), onde foi possível não rejeitar a hipótese de eficiência nesse mesmo período. Mas, o autor conclui que essa evidência não pode ser considerada válida. Da mesma forma, a hipótese nula de eficiência no mercado de câmbio é rejeitada no período amostral entre 1995:4 a 1998:12. O termo constante foi estatisticamente igual a zero e, conseqüentemente, retirado da estimação. O coeficiente β_1 é estatisticamente significante, apresentando um valor positivo menor relativo ao período antes do Plano Real. A literatura internacional encontra um valor estimado de β_1 menor que a unidade ou mesmo negativo para os países desenvolvidos. Entretanto, as estimativas para o Brasil e, em geral, para os países em desenvolvimento, são plenamente consistentes com os resultados encontrados por Garcia e Olivares (2001) e Bansal e Dahlquist (2000).

Tabela 4.4.2 Estimativas de $(s_{t+1} - s_t)$, abril de 1990 a dezembro de 1998.

90:4 a 98:12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	1,7395	0,1189	14,6255	0,0000
$R^2=0,5413$	Q(20)=4,7341	AIC = -3,3074	LM(4)=0,8537	LM(12)=2,7976
DW=1,83	(1,000)	SC = -3,2821	(0,9310)	(0,9968)
Arch(4)=0,0278	White =1,3425	DF=-9,4613	Teste Wald	79,7425
(0,999)	(0,5110)	ADF=-4,4181	$H_0: \beta_1=1$	(0,000)
90:4 a 98:12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	1,8029	0,0523	34,4304	0,0000
Dummy_jul.94	-0,4321	0,0011	-374,3153	0,0000
$R^2=0,9278$	AIC = -5,1384	Q(20)=20,395	LM(4)=4,9636	LM(12)=12,6278
DW=1,61	SC = -5,0879	(0,433)	(0,2910)	(0,3966)
Arch(4)=0,0318	White =4,1710		Teste Wald	283,1383
(0,999)	(0,2435)		$H_0: \beta_1=1$	(0,000)
90:4 a 94:6				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	1,8412	0,0515	35,7093	0,0000
$R^2=0,6936$	AIC = -4,9001	Q(20)=19,970	LM(4)=2,1581	LM(12)=9,9739
DW=2,02	SC = -4,8622	(0,460)	(0,7066)	(0,6182)
Arch(6)=9,8501	White =4,1165	DF=-7,9038	Teste Wald	266,1805
(0,1311)	(0,1276)	ADF=-3,5257	$H_0: \beta_1=1$	(0,000)
95:4 a 98:12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	0,5046	0,0829	11,0655	0,0000
$R^2=0,1446$	AIC = -8,8749	Q(20)=4,2348	LM(4)=1,2496	LM(12)=1,2026
DW=1,85	SC = -8,8348	(1,00)	(0,3056)	(0,999)
Arch(6)=4,2353	White =43,2694	Teste Wald	2,7626	
(0,6448)	(0,000)	$H_0: \beta_1=1$	(0,965)	
		$H_0: \beta_1=1/2$	0,000248	
			(0,9874)	

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Nomenclatura no Apêndice F.

O estudo de Garcia e Olivares (2001) encontraram evidências empíricas a favor da existência de um viés de previsão no mercado futuro no período de 1995:04 a 1998:12. Os autores também encontraram uma estimativa positiva de β_1 para o Brasil, onde o teste Wald não foi possível rejeitar a hipótese de que a magnitude da estimativa seria igual a 0,5 nesse período. Bansal e Dahlquist (2000) encontraram evidências empíricas que apontam que estimativas negativas do coeficiente β_1 são obtidas apenas para economias desenvolvidas. A análise abrange uma amostra de 28 países classificados como economias

desenvolvidas e de mercado emergente no período de 1976 a 1998, exceto o Brasil. As estimações permitiram a inclinação do coeficiente ser função linear de algumas variáveis como: PIB per capita, inflação, classificação de crédito e volatilidade da inflação. Bansal & Dahlquist (2000) concluem que países com baixa renda per capita, alta volatilidade inflacionária e baixa classificação de crédito são países que obtiveram estimativas maiores. Portanto, as estimativas de positivas de β_1 obtidas para o Brasil podem ser consideradas consistentes com as evidências de desvio da PDJ.

A segunda relação de Fama (1984) descrita pela equação (16) investiga a eficiência do mercado futuro de câmbio tomando o excesso de retorno como função do prêmio futuro. O excesso de retorno é o retorno realizado, que é dado por $er_{t+k} \equiv s_{t+k} - f_{t,t+k}$. Para testar a hipótese de eficiência do mercado futuro, verifica-se se os retornos realizados no mercado de câmbio podem ser previstos a partir de um conjunto de informações observadas pelos agentes no tempo “t”. Em geral, é assumido que as informações observadas em “t” sejam representadas pelo prêmio a termo ou futuro. A hipótese nula a ser testada é dada por $H_0 : b_0 = 0; b_1 = 0$ contra a hipótese alternativa $H_A : b_0 \neq 0; b_1 \neq 0$. A evidência de um coeficiente b_1 estimado diferente de zero implicaria que o prêmio futuro oferece informações sobre o comportamento do retorno realizado, ou seja, ajuda a explicar a existência de um prêmio de risco. Nesse caso, a taxa futura de câmbio em t será distinta da taxa à vista esperada em t para t+k e essa diferença expressa o prêmio de risco da moeda.

A Tabela 4.4.3 mostra os resultados obtidos da estimação do retorno realizado em função do prêmio futuro. A constante em todas as regressões foi estatisticamente insignificante e, por conseqüência, apresentam-se apenas os resultados com o coeficiente b_1 nas regressões. As regressões foram realizadas para o período completo – isto é, abril de 90 a dezembro de 1998 - e para os subperíodos antes e após o Plano Real. Todas as estimativas de b_1 foram estatisticamente significantes. Conforme a teoria, o coeficiente b_1 é igual a $(1 - \beta_1)$. Os coeficientes estimados também apresentam essa característica. Portanto, não é possível aceitar que a hipótese de eficiência do mercado futuro de câmbio a partir das estimações dos retornos realizados. Ou seja, o prêmio futuro ajuda a explicar o

comportamento de um retorno realizado no mercado de câmbio no Brasil. Esses resultados são coerentes com a presença de um prêmio da moeda na arbitragem descoberta no Brasil.

Tabela 4.4.3 Estimativas de $(f_t - s_{t+1})$, abril de 1990 a dezembro de 1998.

90:4 a 98:12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	-0,7395	0,0828	-8,9298	0,0000
$R^2=0,2007$	Q(20)=4,7341	AIC = 5,929	LM(6)=0,9677	LM(12)=2,7976
DW=1,83	(1,000)	SC = 5,9282	(0,9868)	(0,9968)
Arch(6)=0,0444 (0,999)	White =1,3425 (0,5110)	DF=-9,4613 ADF=-5,0409		
90:4 a 94:6				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	-0,8412	0,0515	-16,3150	0,0000
$R^2=0,2702$	AIC = 4,3101	Q(20)=19,970	LM(6)=5,1579	LM(12)=9,9739
DW=2,02	SC = 4,3480	(0,460)	(0,5237)	(0,6182)
Arch(6)=9,8501 (0,1311)	White =4,1165 (0,1276)	DF=-7,9038 ADF=-3,6470		
95:4 a 98:12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(f_t - s_t)$	0,4953	0,2980	1,6619	0,1036
$R^2=0,3518$	AIC = 0,3353	Q(20)=4,2348	LM(6)=1,4702	LM(12)=1,2026
DW=1,85	SC = 0,3755	(1,00)	(0,2144)	(0,999)
Arch(6)=4,2353 (0,6448)	White =43,2694 (0,000)			

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Nomenclatura no Apêndice F.

A Tabela 4.4.4 apresenta os resultados da equação de dinâmica de curto prazo e o mecanismo de correção de erros estimados da PDJ no período de abr.90 a dez./1998. Os modelos foram definidos segundo as taxas de juros interna e externa usadas na PDJ. O modelo de correção de erro da PDJ apresentou uma dinâmica não muito complexa, pois apenas o diferencial de juros contemporâneo foi significativo. O termo constante não foi estatisticamente significativa nos quatro modelos estimados. Já, os coeficientes de ajuste foram estatisticamente significantes, implicando que a variação cambial *ex post* e o diferencial de juros interno e externo possuem uma relação de longo prazo.

Tabela 4.4.4 Estimativas de $\Delta(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a dez./1998.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0007	0,0024	-0,3012	0,7639
mce_{t-1}	-0,9849	0,0364	-27,0451	0,0000
$\Delta(i_1 - i_1^*)_t$	3,0323	0,6815	4,4494	0,0000
$R^2=0,8668$	F = 328,88	Q(20)=19,277	LM(4)=3,0516	Arch(4)=0,3593
DW=1,97	(0,000)	(0,504)	(0,5492)	(0,9856)
AIC = -4,5130	SC = -4,4367	White = 50,8445		
		(0,0000)		
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0007	0,0024	-0,2995	0,7651
mce_{t-1}	-0,9842	0,0365	-26,9154	0,0000
$\Delta(i_1 - i_2^*)_t$	3,0332	0,6815	4,4507	0,0000
$R^2=0,8667$	F = 328,58	Q(20)=19,331	LM(4)=3,0932	Arch(4)=3,3555
DW=1,97	(0,000)	(0,500)	(0,5423)	(0,985)
AIC = -4,5122	SC = -4,4360	White = 50,845		
		(0,000)		
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0008	0,0022	-0,3578	0,7212
mce_{t-1}	-0,9805	0,0452	-21,6892	0,0000
$\Delta(i_2 - i_1^*)_t$	3,0924	0,6017	5,1390	0,0000
$R^2=0,8816$	F = 376,0725	Q(20)=26,351	LM(4)=7,1123	Arch(4)=0,5558
DW=1,90	(0,000)	(0,155)	(0,1300)	(0,9678)
AIC = -4,6303	SC = -4,5540	White = 40,8109		
		(0,0000)		
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0008	0,0022	-0,3560	0,7225
mce_{t-1}	-0,9797	0,0454	-21,5718	0,0000
$\Delta(i_2 - i_2^*)_t$	3,0934	0,6015	5,1427	0,0000
$R^2=0,8815$	F = 375,75	Q(20)=26,495	LM(4)=7,1997	Arch(4)=0,5553
DW=1,91	(0,000)	(0,150)	(0,1257)	(0,9678)
AIC = -4,6295	SC = -4,5532	White = 40,7530		
		(0,0000)		

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

A estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste LM indicaram a existência de não autocorrelação nos resíduos. O teste White rejeitou a hipótese nula de que não há heterocedasticidade, mas o teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidade condicional autoregressiva.

O coeficiente de realimentação foi em média de -0,98 nos modelos estimados, sugerindo um rápido ajustamento da desvalorização esperada da taxa de câmbio *ex post* aos desequilíbrios em cada período em relação à solução de longo prazo. Os coeficientes de realimentação - que foram obtidos pelo método de Johansen - mostraram-se ligeiramente diferentes dos valores obtidos pelo método de Engle e Granger. Os dois métodos de co-integração indicaram um ajustamento rápido da PDJ na direção ao equilíbrio de longo prazo. O coeficiente de impacto do diferencial de juros sobre a desvalorização cambial foi estatisticamente significativo nos quatro modelos estimados.

Entretanto, a magnitude do coeficiente de impacto do diferencial de juros na PDJ foi quase três vezes maior que a elasticidade de longo prazo. Essa magnitude pode estar sofrendo algum tipo de influência de fatores na amostra, quando se estima para o período completo, como, por exemplo, quebras estruturais ou choques internos e externos, que se refletiram no comportamento das variáveis. Contudo, os resultados mostram que a PDJ não é satisfeita no curto prazo.

De acordo com a análise da paridade coberta de juros, observou-se a existência de um prêmio de risco país significativo na relação de arbitragem de juros com cobertura cambial. O desvio da PDJ é constituído tanto de um prêmio de risco país - que é caracterizado pelo desvio da PCJ - como por um prêmio de risco - que é associado à denominação monetária do ativo. Diante disso, é razoável concluir que as evidências apontam para um prêmio país e um prêmio da moeda, ambos altamente importantes na arbitragem de juros. Isso indica a rejeição da hipótese perfeita mobilidade de capital no sentido forte na economia brasileira, porém sugere que há um grau de abertura intermediário no período sob análise.

4.4.2 Análise de quebra estrutural nos parâmetros da condição de PDJ.

Investigando a possibilidade de quebra estrutural, realizaram-se os testes CUSUM e o teste Chow no período sob análise. A Figura D.4 do Apêndice D apresenta os resultados

para o teste CUSUM de instabilidade nos parâmetros da PDJ entre abr./90 a dez./98. O teste mostra alguma indicação de quebra a partir do segundo semestre de 1994, tornando-se mais claro nos modelos formados pela taxa de juros Selic. Os resultados do teste Chow nos quatro modelos são apresentados na Tabela D.6 do Apêndice D, fixando como período de quebra estrutural julho de 1994, conforme indicações do teste CUSUM. Os resultados do teste Chow dá indicações que existe uma quebra estrutural em julho de 1994, sugerindo que há uma diferença significativa nos coeficientes antes e após ao Plano Real.

Primeiramente, a equação da PDJ foi estimada introduzindo *dummies* de mudança de nível e de inclinação. A Tabela D.7 do Apêndice D reporta os resultados da estimação da PDJ com as variáveis *dummies*. O termo constante permaneceu estatisticamente não significativo nos modelos com o diferencial de juros entre a taxa DI de um dia e a T-Bill e entre a taxa de DI de um dia e a Libor. O coeficiente do diferencial da PDJ manteve-se com sinal esperado e estatisticamente significativo, porém a sua magnitude foi relativamente inferior àquelas apresentadas nas Tabelas 4.4.1 e D.5 do Apêndice D. Isso é observado, sobretudo, com a inclusão da *dummy* de mudança de inclinação.

Nos quatro modelos, ambas as *dummies* foram estatisticamente significantes com nível de significância em 10%, sugerindo tanto uma redução de nível como de inclinação com a implantação do Plano Real. Em geral, a estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White também não rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade nas equações estimadas com a *dummy* nível incluída. Porém, a introdução da *dummy* para mudança na inclinação deve ter introduzido heterocedasticidade, que é captada pelo teste White. O teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidade condicional autoregressiva.

Desse modo, foi introduzida uma *dummy* para mudança de nível na estimação da desvalorização cambial esperada em função do prêmio futuro na Tabela 4.4.2. Em geral, os resultados não se alteraram, apenas indicando um valor do coeficiente do prêmio futuro ligeiramente mais elevado, mantendo-se o sinal positivo e a significância estatística. A

dummy para o período do Plano Real indicou uma redução no coeficiente estimado nesse período, conforme Tabela 4.4.2.

A equação de PDJ é estimada nos dois subperíodos de abr./90 a jun./94 e de out./94 a dez./98. A Tabela 4.4.5 reporta os resultados da estimação das elasticidades de longo prazo e o teste de co-integração de Engle e Granger no período anterior ao Plano Real. O teste DF e ADF para os resíduos indicaram a existência de um vetor de co-integração e, conseqüentemente, a desvalorização cambial esperada *ex post* e o diferencial de juros possuem uma relação de longo prazo na primeira metade da década.

O termo constante foi estatisticamente não significativo nos quatros modelos estimados. O coeficiente de longo prazo do diferencial de juros da PDJ permaneceu estatisticamente significativo apresentando uma magnitude menor, quando se compara com os valores estimados para o período completo, principalmente, nas equações com o termo constante, que obtiveram valores de α_1 próximos da unidade. Os coeficientes de longo prazo para os diferenciais de juros foram marginalmente maiores nos modelos formados com a taxa de juros interna DI relativos aos modelos constituídos pela taxa de juros Selic. Por fim, o teste Wald rejeitou a hipótese nula conjunta para a constante e para o parâmetro α_1 sugerindo a não manutenção da PDJ para o Brasil na primeira metade da década. O teste Wald também rejeita a hipótese nula do coeficiente $\alpha_1 = 1$ em níveis de significância padrão. Portanto, permanece a evidência de um grau intermediário de mobilidade de capital vigorando no período antes do Plano Real.

Na Tabela 4.4.5, os testes de diagnóstico não indicaram autocorrelação nos resíduos estimados, bem como não indicaram heterocedasticidade autoregressiva condicional. Porém, apresentou heterocedasticidade nos resíduos apontado pelo teste White. Foi possível observar dois comportamentos atípicos nos resíduos estimados nos períodos onde ocorreu um recrudescimento na inflação. A taxa de câmbio e a taxa de juros doméstica também seguiram o mesmo comportamento da inflação, mostrando picos nos período seguintes ao fracasso das tentativas de estabilização nesse período. É possível que esses fatos tenham introduzido heterocedasticidade no modelo.

Tabela 4.4.5. Estimativas da PDJ: variável dependente $(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a jun./1994.

Modelo 11				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0110	0,0112	0,9795	0,3321
$(i_1 - i_1^*)_t$	0,8430	0,0937	8,9948	0,0000
$R^2=0,7849$	AIC = -5,2140	Q(20)=21,584	LM(1)=0,4441	LM(4)=3,0162
DW=1,40	SC = -5,1389	(0,364)	(0,5051)	(0,5551)
LM(12)=12,5612 (0,4017)	Arch (4) = 2,9544 (0,5654)	PP = -8,3088	DF = -8,2965	ADF = -3,9633
White = 11,5486 (0,0031)	Teste Wald: $H_0: \alpha_0=0, \alpha_1=1$	27,5368 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \alpha_1=1$	2,8046 (0,0940)
Modelo 12				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0112	0,0112	1,0019	0,3213
$(i_1 - i_2^*)_t$	0,8418	0,0936	8,9931	0,0000
$R^2=0,7845$	AIC = -5,2130	Q(20)=21,589	LM(1)=0,4586	LM(5)=8,4061
DW=1,40	SC = -5,1372	(0,363)	(0,4982)	(0,1352)
LM(12)=12,6049 (0,3983)	Arch (4) = 3,0435 (0,5505)	DF = -8,2783	ADF = -3,9552	PP = -8,2883
White = 11,5703 (0,0030)	Teste Wald: $H_0: \alpha_0=0, \alpha_1=1$	26,9143 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \alpha_1=1$	2,8563 (0,0910)
Modelo 21				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0178	0,0102	1,7396	0,0882
$(i_2 - i_1^*)_t$	0,7911	0,0848	9,3197	0,0000
$R^2=0,7734$	AIC = -5,1628	Q(20)=23,726	LM(1)=0,8779	LM(5)=7,9392
DW=1,39	SC = -5,0870	(0,255)	(0,3487)	(0,1596)
LM(12)=15,2935 (0,2257)	Arch (1) = 0,8881 (0,3459)	DF = -7,6957	ADF = -5,0511	PP = -7,6511
White = 11,4893 (0,0032)	Teste Wald: $H_0: \alpha_0=0, \alpha_1=1$	26,3565 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \alpha_1=1$	6,0550 (0,0139)
Modelo 22				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0180	0,0102	1,7649	0,0838
$(i_2 - i_2^*)_t$	0,7897	0,0847	9,3149	0,0000
$R^2=0,7729$	AIC = -5,1604	Q(20)=23,716	LM(1)=0,7075	LM(5)=7,9524
DW=1,37	SC = -5,0846	(0,255)	(0,3407)	(0,1588)
LM(12)=15,3220 (0,2242)	Arch (1) = 0,9059 (0,3411)	DF = -7,6724	ADF = -3,5577	PP = -7,6256
White = 11,5195 (0,0031)	Teste Wald: $H_0: \alpha_0=0, \alpha_1=1$	25,9026 (0,0000)	Teste Wald: $H_0: \alpha_1=1$	6,1462 (0,0132)

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

A Tabela D.8 do Apêndice D apresenta os resultados obtidos através do procedimento de Johansen da PDJ no período de 1990:5 a 1994:6. Em geral, os resultados conservaram as evidências empíricas de co-integração entre o diferencial de juros e a desvalorização esperada *ex post*, semelhante ao método de Engle e Granger. Tanto o teste traço como o teste de maior autovalor indicaram a presença de um vetor de co-integração em todos os modelos estimados. As elasticidades de longo prazo do diferencial de juros da PDJ foram um pouco maiores nos modelos formados pela taxa de juros doméstica de contrato futuro, DI de um dia, relativos aos modelos formados pela taxa de juros de curto prazo Selic. Em geral, as estimativas dos coeficientes de longo prazo apresentaram magnitudes superiores àquelas obtidos por meio da metodologia de Engle e Granger.

Além disso, tentou-se estimar um modelo de correção de erros para a PDJ no período de abr./90 a jun./94, cujos resultados são apresentados na Tabela 4.4.6. O coeficiente de realimentação foi estimado em cerca de -0,86 nos modelos com taxa de juros doméstica DI e -0,79 nos modelos com taxa de juros doméstica Selic. O procedimento de Johansen apresentou os coeficientes do mecanismo de correção de erros relativamente mais elevados. Mas, ambas as metodologias mostram que uma parcela grande do desequilíbrio é corrigida em cada período.

Verifica-se que tanto o diferencial de juros contemporâneo quanto defasado um período mostraram impactos sobre a desvalorização cambial esperada *ex post*. Isto é, a elasticidade de impacto do diferencial de juros em $t-1$ foi de 0,53, aumentando-se para 0,55 após 30 dias para os modelos com a taxa de juros DI, de forma que a elasticidade de impacto explica 65% do ajustamento total nos dois primeiros meses, restando uma parcela ainda expressiva para os meses seguintes. Para os modelos com a taxa de juros Selic, o coeficiente de impacto foram de 0,59, reduzindo-se para 0,57 após 30 dias. Dessa forma, o ajustamento no curto prazo corresponde a 74% do total. Esse resultado diferencia-se bastante do resultado obtido para o período completo, que foi percebido um coeficiente de impacto do diferencial de juros aproximadamente o triplo do coeficiente de longo prazo. Porém, ainda consistente com a falha da PDJ no curto prazo.

Tabela 4.4.6 Estimativas de $\Delta(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a jun./1994.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0023	0,0014	-1,6465	0,1066
mce_{t-1}	-0,8641	0,1923	-4,4930	0,0000
$\Delta(i_t - i_t^*)_t$	0,5532	0,1907	2,8994	0,0058
$\Delta(i_t - i_t^*)_{t-1}$	0,5347	0,1562	3,4222	0,0013
$R^2=0,6715$	F = 30,6668	Q(20)=19,046	LM(5)=4,5618	LM(12)=11,3207
DW=1,96	(0,000)	(0,519)	(0,4716)	(0,5016)
AIC = -5,9395	SC = -5,7851	White =16,1035	Arch(4)=2,9816	
		(0,0132)	(0,5608)	
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0023	0,0014	-1,6484	0,1062
mce_{t-1}	-0,8615	0,1927	-4,4704	0,0001
$\Delta(i_t - i_t^*)_t$	0,5534	0,1907	2,9022	0,0057
$\Delta(i_t - i_t^*)_{t-1}$	0,5360	0,1565	3,4237	0,0013
$R^2=0,6706$	F = 30,5384	Q(20)=18,954	LM(5)=4,5255	LM(12)=11,2140
DW=1,96	(0,000)	(0,525)	(0,4764)	(0,5106)
AIC = -5,9367	SC = -5,7823	White =16,1460	Arch(4)=3,0921	
		(0,0129)	(0,5425)	
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,0024	0,0015	-1,6339	0,1092
mce_{t-1}	-0,7949	0,2308	-3,4430	0,0013
$\Delta(i_t - i_t^*)_t$	0,5737	0,2191	2,6183	0,0120
$\Delta(i_t - i_t^*)_{t-1}$	0,5879	0,1775	3,3106	0,0018
$R^2=0,6109$	F = 23,5505	Q(20)=15,730	LM(5)=3,2855	LM(12)=7,4008
DW=1,89	(0,000)	(0,733)	(0,6560)	(0,8300)
AIC = -5,7701	SC = -5,6157	White =20,7594	Arch(6)=6,3652	
		(0,0020)	(0,3835)	
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
C	-0,002449	0,0015	-1,6362	0,1088
mce_{t-1}	-0,7916	0,2309	-3,4273	0,0013
$\Delta(i_t - i_t^*)_t$	0,5742	0,2190	2,6219	0,0119
$\Delta(i_t - i_t^*)_{t-1}$	0,5891	0,1779	3,3098	0,0018
$R^2=0,6095$	F = 23,4210	Q(20)=15,628	LM(5)=3,2299	LM(12)=7,3638
DW=1,89	(0,000)	(0,739)	(0,6645)	(0,8326)
AIC = -5,7668	SC = -5,6123	White =20,8694	Arch(6)=6,5437	
		(0,0019)	(0,3651)	

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

Na Tabela 4.4.6, a estatística do teste DW, do teste Q-Ljung-Box e do teste Multiplicador de Lagrange (LM) apontaram, em geral, para a não autocorrelação dos resíduos. O teste de White captou a presença de heterocedasticidade nos quatro modelos estimados. Porém, o teste Arch não mostra indicações de heterocedasticidades condicional auto-regressiva.

A PDJ foi estimada por MQO para o período que compreende outubro de 1994 a dezembro de 1998. Os resultados das regressões são reportados na Tabela 4.4.7. As variáveis dependente e independente são usadas em nível nas estimações de acordo com o teste de DF e ADF apresentados na Tabela C.10 do Apêndice C.

Foi necessário introduzir termos AR e MA para corrigir o problema de autocorrelação nos resíduos. Os termos ARMA foram incluídos segundo a observação do correlograma dos resíduos. Os testes DW, Q-Ljung-Box e LM mostraram que a autocorrelação foi corrigida. O teste Arch não captou nenhuma heterocedasticidade condicional. Mas, os teste white rejeitou a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade. Novamente, foi observado uma variância elevada no segundo semestre de 1994 até meados de 1995, suspeitou-se de que seria algum efeito da crise no México. Portanto, estimaram-se novamente os modelos alterando o período inicial da amostra para agosto de 1995. Dessa vez, o teste White não foi capaz de rejeitar a hipótese nula de ausência de heterocedasticidade.

Nos quatro modelos estimados, mais uma vez, a constante não se mostrou estatisticamente significativa. Portanto, apresentam-se os resultados das estimações sem a constante em todos os modelos. Os coeficientes estimados de α_1 nos quatro modelos foram estatisticamente significantes e com sinal esperado. Porém, é possível observar uma redução brusca na magnitude dos coeficientes estimados. Esse fato sugere que houve realmente uma mudança na relação da PDJ no período do Plano Real. O teste Chow e o teste CUSUM também mostraram indicações dessa mudança no comportamento do coeficiente antes e após ao Plano, parecendo realmente a ocorrência de uma mudança de nível e de inclinação. O teste Wald também rejeitou a hipótese do coeficiente estimado de

α_1 ser igual a unidade. Portanto, a hipótese de ocorrência de perfeita mobilidade de capital, segundo a definição da PDJ, pode ser rejeitada no sentido forte, porém sugerindo uma redução no grau de mobilidade na segunda metade da década de noventa.

Tabela 4.4.7 Estimativas de $(s_{t+1} - s_t)$, out./1994 a dez./1998.

Modelo 11				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,3788	0,01605	35,8863	0,0000
AR(3)	0,0840	0,0323	2,5992	0,0124
MA(2)	-0,9655	0,0146	-66,0910	0,0000
$R^2=0,6532$	Q(20)=5,2003	AIC = -9,0791	LM(4)=1,5416	LM(12)=5,3340
DW=2,2	(0,999)	SC = -8,9655	(0,8192)	(0,9458)
Arch(4)=2,9063 (0,5736)	White =11,1832 (0,0037)	Teste Wald: $H_0: \alpha = 1$	3461,76 (0,000)	
Modelo 12				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,3882	0,0111	34,7437	0,0000
AR(3)	0,0970	0,0346	2,8034	0,0073
MA(2)	-0,9688	0,0121	-79,7606	0,0000
$R^2=0,6478$	AIC = -9,0635	Q(20)=5,4785	LM(4)=1,6382	LM(12)=5,4244
DW=2,1	SC = -8,9499	(0,998)	(0,8019)	(0,9422)
Arch(4)=2,4630 (0,6512)	White =11,0352 (0,0040)	Teste Wald: $H_0: \alpha = 1$	2997,02 (0,000)	
Modelo 21				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,3756	0,0105	35,5037	0,0000
AR(3)	0,0821	0,0323	2,5399	0,0144
MA(2)	-0,9653	0,0152	-63,1904	0,0000
$R^2=0,6461$	AIC = -9,0587	Q(20)=5,3085	LM(4)=1,4654	LM(12)=5,1768
DW=2,1	SC = -8,9451	(0,998)	(0,8327)	(0,9518)
Arch(4)=3,2552 (0,5160)	White =8,4285 (0,0147)	Teste Wald: $H_0: \alpha = 1$	3480,87 (0,000)	
Modelo 22				
Variáveis	Coef.	Erro-padrão	Valor de t	Prob.
$(i - i^*)_t$	0,3849	0,0111	34,3767	0,0000
AR(3)	0,0948	0,0348	2,7252	0,0089
MA(2)	-0,9686	0,0126	-76,3457	0,0000
$R^2=0,6408$	AIC = -9,0437	Q(20)=5,5383	LM(4)=1,5501	LM(12)=5,2221
DW=2,1	SC = -8,9300	(0,998)	(0,8177)	(0,9501)
Arch(4)=2,8201 (0,5883)	White =8,3362 (0,0154)	Teste Wald: $H_0: \alpha = 1$	3018,00 (0,000)	

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias estimadas pelo método de White. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

Os resultados das regressões sugerem à existência de uma instabilidade no parâmetro α_1 da condição de PDJ. Na próxima seção, apresentam-se os resultados das estimações da PDJ aplicando-se o filtro de Kalman.

4.4.3 Resultados com parâmetros variáveis da PDJ.

A instabilidade nos parâmetros da PDJ é investigada por meio do modelo de parâmetros variáveis no tempo. Na seção anterior, encontraram-se algumas evidências de que ocorreram mudanças no parâmetro α_1 da PDJ entre 1990 e 1998. O comportamento desse parâmetro é relevante na análise sobre a abertura da conta de capital do balanço de pagamentos da economia brasileira por meio do conceito forte. Primeiramente, utiliza-se o método de mínimos quadrados recursivos (MQR) na equação (55). O intuito é tentar observar o comportamento da PDJ em relação às possíveis mudanças estruturais entre 1990 e 1998.

As estimativas por MQR do coeficiente do diferencial de juros da PDJ são reportadas Figura 4.4.1 para os quatro modelos estimados na Tabela 4.4.1 sem o termo constante. A evolução do coeficiente do diferencial de juros ofereceu poucas informações. É possível fazer duas observações: a) primeiro, que o coeficiente do diferencial de juros da PDJ assumiu valores acima de um durante os primeiros anos da década, revertendo-se em seguida ao valor médio abaixo da unidade e b) segundo, verifica-se uma redução de nível a partir da segunda metade de 1994, afastando-se ainda mais do valor que indicaria a manutenção da paridade descoberta de juros.

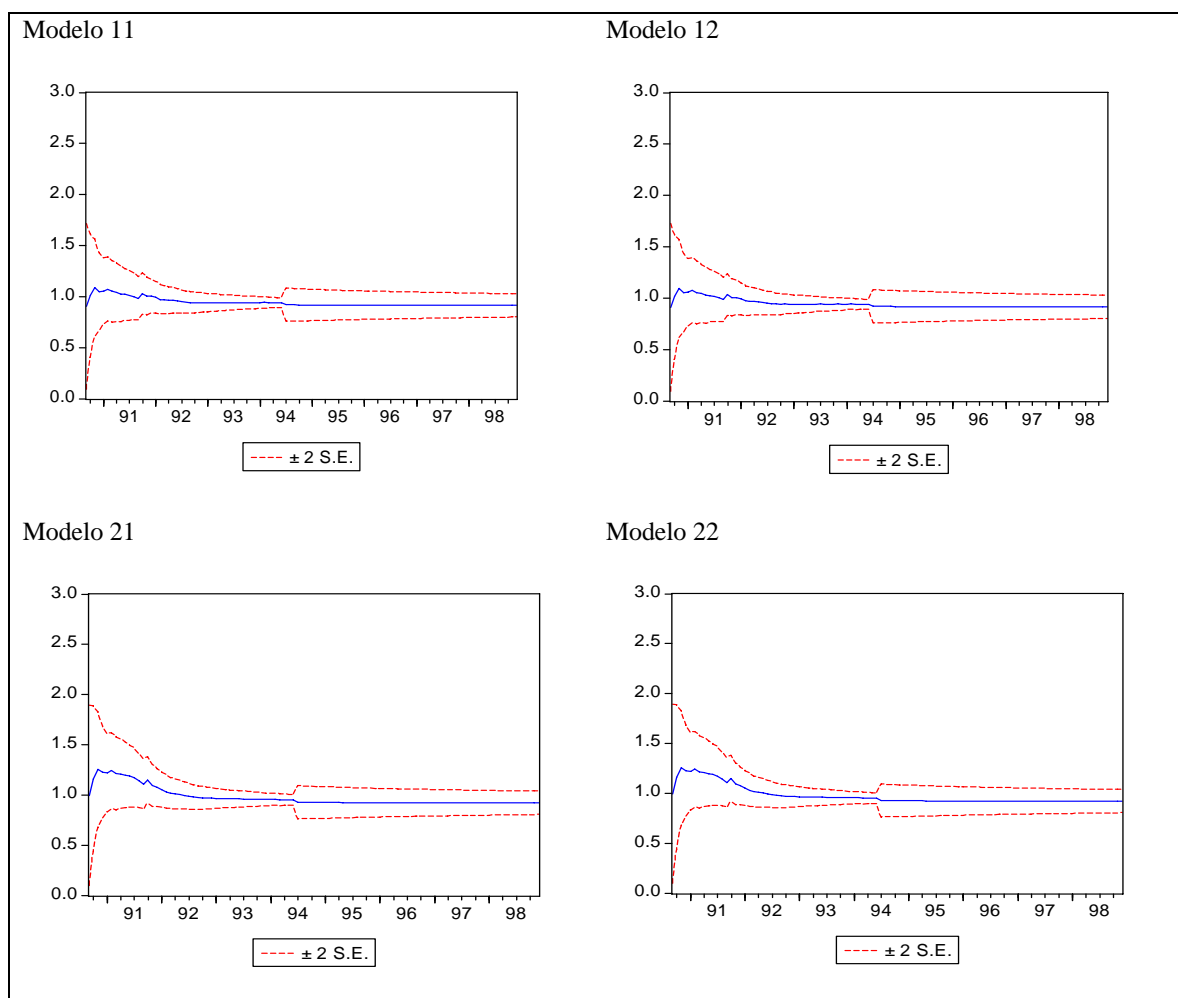


Figura 4.4.1 Estimativa por Mínimos Quadrados Recursivo (MQR) de α_1 da PDJ, abril de 1990 a dezembro de 1998.

Nota: Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} .
Nomenclatura no Apêndice F.

Os resultados das estimações com o filtro de Kalman são mostrados na Tabela 4.4.8 o período de abril de 1990 a março de 2004. A investigação abrange dois intervalos de tempo que tiveram sistemas cambiais diferentes. O vetor de estado foi assumido seguir um passeio aleatório. Foi utilizado uma *priori difusa* para iniciar o filtro. Os hiperparâmetros da equação de estado mostraram-se estatisticamente significantes por meio do teste T,

indicando que o coeficiente da equação de estado pode ser considerado variável no tempo. Assim, esse resultado pode ser tomado como uma indicação de não constância na relação de arbitragem descoberta.

Tabela 4.4.8 Modelo de coeficiente variando no tempo da PDJ: Filtro de Kalman, variável dependente $(s_{t+1} - s_t)$, abr./1990 a mar./2004.

Modelo 11				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00058	0,0569	0,0103	0,9918
Var. Eq. Estado	0,0503	0,0199	2,5255	0,0125
β_1 Final	0,1016	0,9482	0,1071	0,9148
Log Verrossim.=	256,8944	$R^2=0,6531$	DW=1,98	SSR = 0,1979
Modelo 12				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00058	0,0569	0,0102	0,9918
Var. Eq. Estado	0,0505	0,0199	2,5390	0,0120
β_1 Final	0,1046	0,9556	0,1094	0,9130
Log Verrossim.=	256,7473	$R^2=0,6530$	DW=1,99	SSR = 0,1979
Modelo 21				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00058	0,0578	0,0100	0,9920
Var. Eq. Estado	0,0516	0,0188	2,7384	0,0069
β_1 Final	0,0891	0,9503	0,0938	0,9254
Log Verrossim.=	256,3563	$R^2=0,6550$	DW=1,99	SSR = 0,1968
Modelo 22				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
Var. Eq. Medida	0,00058	0,0578	0,0100	0,9920
Var. Eq. Estado	0,0517	0,0188	2,7526	0,0066
β_1 Final	0,0919	0,9576	0,0960	0,9236
Log Verrossim.=	256,2085	$R^2=0,6550$	DW=1,99	SSR = 0,1969

Nota: Método de Máxima Verossimilhança. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

A Figura 4.4.2 mostra a evolução do coeficiente do diferencial de juros na equação de PDJ aplicando o filtro de Kalman no período de abr./1990 a mar./2004. Em geral, foi

observada uma estabilidade no parâmetro entre meados de 1990 até junho de 1994. Apenas dois comportamentos atípicos foram detectados e podem estar associados aos fracassos dos programas de estabilização. Nesses dois casos, o coeficiente do diferencial da PDJ assumiu temporariamente valores acima da unidade. Entre 1999:1 e 2004:3, o coeficiente do diferencial de juros da PDJ também assumiu valores acima da unidade em três momentos distintos, que estão ligados ao aumento na incerteza econômica: a mudança do regime cambial entre jan. e mar. de 1999; as repercussões da crise na Argentina e dos atentados terroristas em 2001 e o período de definição do processo eleitoral à presidente da República. Nesses períodos, observaram-se desvalorizações cambiais bruscas na taxa de câmbio nominal, ou seja, uma desvalorização na taxa de câmbio muito acima daquela necessária para que a PDJ seja satisfeita. Isto é, o coeficiente da PDJ mostra que um aumento no diferencial de juros interno e externo produz uma desvalorização excessiva na taxa de câmbio nos momentos de crescimento da incerteza referente ao comportamento da economia do país.

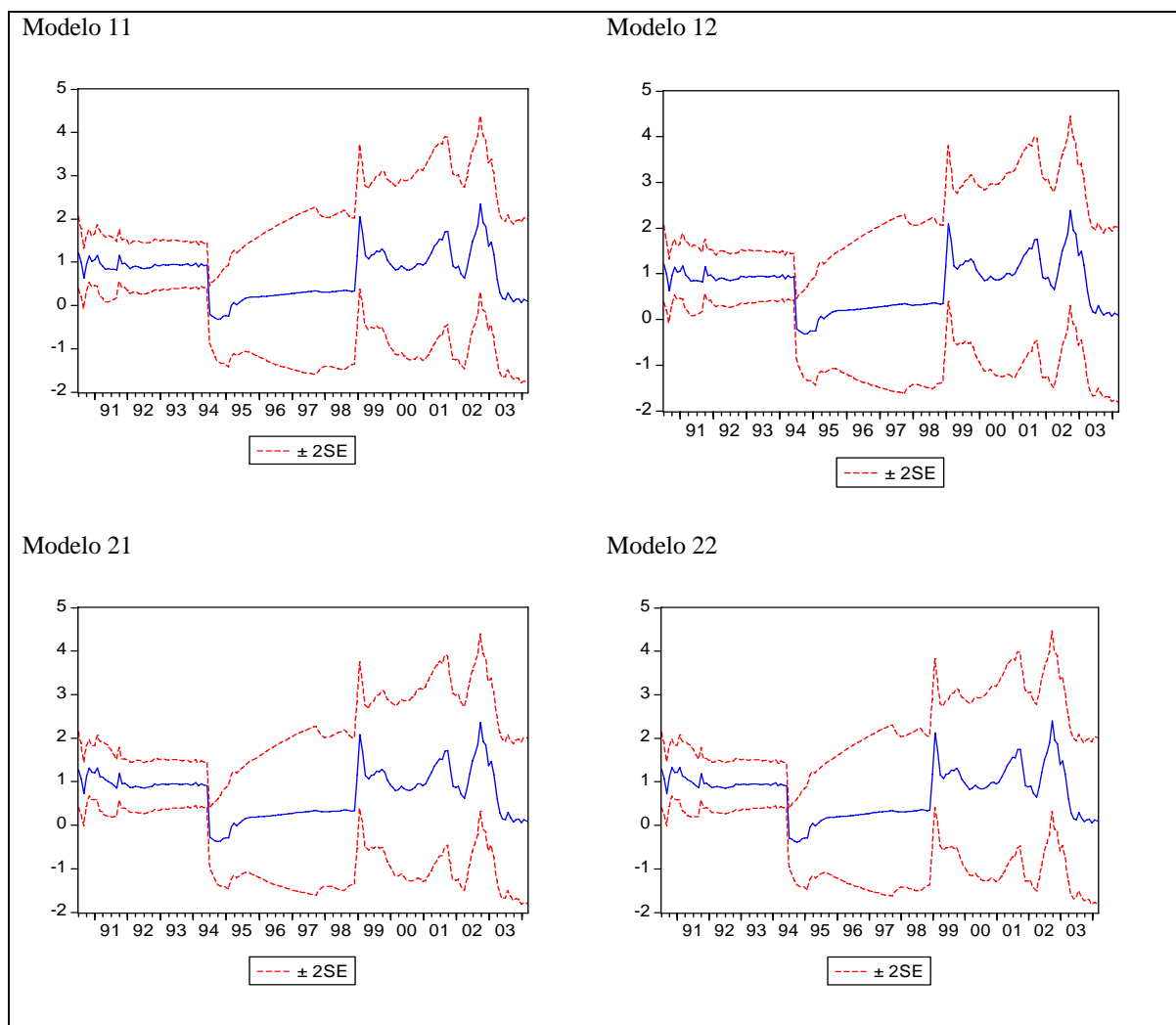


Figura 4.4.2 Estimativa por Filtro de Kalman de α_1 para PDJ: jun./1990 a mar./2004.

Nota: Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} .

Nomenclatura no Apêndice F.

Verificou-se que os períodos, em que ocorreram a implementação do Plano Real e a mudança para o regime de flutuação cambial, mostraram-se como duas quebras na relação da PDJ. Após ao Plano Real, o coeficiente do diferencial sofreu uma acentuada redução, confirmando os resultados dos testes CUSUM e Chow. Além disso, a falha da PDJ torna-se mais evidente, pois a estimativa de α_1 tornaram-se mais próxima de zero. Esse último

resultado também pode ser interpretado como uma redução na mobilidade de capitais na segunda metade na década de noventa relativamente aos outros anos. Uma outra observação é que a estimativa de α_1 da PDJ volta a ficar próxima da unidade com a mudança do regime cambial em 1999.

Em geral, foi possível observar uma desvalorização gradual na moeda doméstica frente ao dólar, entre 1995 e 1998, mantendo um comportamento quase estável. Os momentos de exceções foram os períodos em que os efeitos transbordamentos das crises monetárias e financeiras introduziram uma instabilidade no mercado de câmbio. De forma que a redução acentuada no coeficiente do diferencial de juros da PDJ pode estar refletindo a expectativa de um possível realinhamento da taxa de câmbio nesse período. O déficit da conta corrente do balanço de pagamento cresceu constantemente até 1998. Esse fato pode ter dado base a uma expectativa de não sustentabilidade da paridade cambial e, conseqüentemente, aumentando as suspeitas ou temores quanto a uma possível desvalorização cambial.

Os resultados da PDJ para o Brasil mostraram uma sensibilidade maior da mudança esperada na taxa de câmbio *ex post* em relação às mudanças no diferencial de juros na primeira metade da década de noventa. Já, os diferenciais de juros ainda influenciaram as mudanças na taxa de câmbio *ex post*, porém de forma menor a partir da segunda metade da década. Em nenhum momento, a PDJ estimada para o Brasil mostrou uma correlação negativa entre o diferencial de juros e a variação cambial, isto é, foi verificado que um aumento no diferencial de juros provoca uma desvalorização cambial, embora não na mesma proporção, conforme esperado pela teoria da PDJ. Esse resultado está de acordo com Roubini e Backus (2001) que mostra que países de inflação elevada têm, em média, maiores taxas de juros nominais do que países com inflação baixa e, na média, as moedas dos países de alta inflação tendem a se desvalorizar em relação aos de inflação baixa a uma taxa próxima da diferença das taxas de inflação dos dois países. De fato, ao observar o comportamento da variável mudança na taxa de câmbio nominal, foi possível verificar que

ela segue exatamente a trajetória da inflação, da taxa de juros nominal e do diferencial de juros interno e externo. Esse comportamento também foi constatado com o prêmio futuro².

Por fim, os resultados das estimações dos modelos de parâmetros variáveis aplicando o filtro de Kalman para a PDJ parecem indicar realmente que a arbitragem de juros sem cobertura cambial está sujeita à incerteza da economia doméstica. Essa evidência empírica para o coeficiente de diferencial de juros da PDJ suporta a idéia de que o risco da moeda está associado a um risco macroeconômico, ou seja, um agravamento na incerteza sobre o comportamento futuro da economia. Esse fato baseia a percepção de ocorrência de um prêmio de risco da moeda brasileira diferente de zero durante o período de 1990 a 2004. Para a paridade coberta de juros, observou-se que o coeficiente do diferencial de juros mostrou uma sensibilidade a desenvolvimentos associados a um risco de convertibilidade. Dessa forma, não foi possível negar a existência de prêmios de risco relevantes na arbitragem de juros no Brasil.

Em resumo, foi possível verificar que o grau de mobilidade de capitais descrito pela PDJ variou ao longo do tempo, não apresentando uma tendência crescente de integração entre os mercados de capitais brasileiro e o internacional. Além disso, a análise da trajetória da PDJ também indicou uma redução no grau de abertura após o Plano Real. Também, observou-se o nível de mobilidade sujeito às incertezas econômicas doméstica e externa, verificando uma desvalorização excessiva em momentos de temores no mercado de câmbio e financeiro. Portanto, os resultados dos modelos de parâmetros variantes apresentaram uma integração financeira intermediária pelo conceito de PCJ e de PDJ entre 1990 e 2004.

² Os estudos de Froot e Thaler (1990), McCallum (1994) e Eichenbaum e Evans (1995) encontraram uma correlação negativa entre o diferencial de juros e as mudanças na taxa de câmbio. Os resultados de Flood e Rose (2002) mostram que a PDJ não vigorou em um painel de 23 países (constituído por 13 países desenvolvidos e 10 países em desenvolvimento) nos anos noventa. Mas a PDJ mostrou que países com taxas de juros alta tendem a ter a sua moeda se depreciando, embora não na mesma proporção que o diferencial. Não existe um consenso em volta do melhor modelo para a previsão do comportamento da taxa de câmbio. Uma abordagem alternativa é o estudo de Meese e Rogoff (1983,1988) que encontraram evidências de que a taxa de câmbio segue um passeio aleatório.

5 IDENTIFICAÇÃO DE DETERMINANTES INTERNOS E EXTERNOS DOS INGRESSOS DE CAPITAIS ESTRANGEIROS NO BRASIL.

As evidências empíricas indicaram uma mobilidade de capital intermediária entre os mercados de capital brasileiro e o internacional. Dessa maneira, o objetivo deste capítulo é investigar as relações entre os movimentos de capitais e o diferencial entre as taxas de juros nas transações financeiras, além de algumas variáveis macroeconômicas brasileiras a partir de 1991. Especificamente, procura-se estimar equações que permitam estudar o comportamento do capital estrangeiro a partir do retorno doméstico, do retorno externo, de variáveis macroeconômicas, de indicadores de solvência e, principalmente, dos diferenciais de juros descobertos e cobertos. Busca-se também captar o efeito da percepção de risco país pelos investidores estrangeiros sobre o comportamento dos fluxos. Resumidamente, procura-se evidências de efeitos *pull* e *push* na análise do fluxo de capital.

5.1 A importância de fatores *pull* e *push* dos ingressos de capitais no Brasil.

As informações utilizadas na investigação foram coletadas em base mensais que, de forma geral, compreenderam o início da década de noventa até o primeiro trimestre de 2004. As estimações foram realizadas para períodos específicos, que corresponderam: i) completo, jan./1991 a dez./1998; ii) posterior ao Plano Real, ago./1994 a dez./1998 e iii) posterior ao Plano Real, a partir de jan./1995 a mar./2004.

Utilizou-se dados mensais das variáveis de fluxos de capitais, as quais incluíram as mudanças nas reservas internacionais, o saldo da conta de movimento de câmbio contratado (SCC), o saldo da conta financeira do balanço de pagamentos (SCF). As informações referentes ao saldo da conta financeira só estiveram disponíveis em base mensal a partir de janeiro de 1995. Apesar da série saldo de câmbio contratado não refletir puramente as transações financeiras, pois se constituiu também dos fluxos de moeda estrangeira originados de transações referentes à conta corrente do balanço de pagamentos, a volatilidade do câmbio contratado expressa mais as transações ligadas à conta de capital do que às transações comerciais.

Algumas especificações do cupom cambial descoberto - isto é, a taxa de juros interna *ex post* denominada em dólares - foram usadas nas estimações. As taxas de juros internas DI

de um dia e Selic foram usadas para compor a taxa de juros doméstica denominada em dólares. A taxa de juros externa foi composta pela taxa de juros LIBOR e pela taxa de juros T-Bill.

Foram identificados prêmios de risco relevantes nas relações de paridades de juros. Muitos estudos utilizam o *spread* do C-Bond como uma medida do prêmio de risco país, desde que este é o ativo da dívida externa mais líquido emitido pelo Brasil no mercado internacional de capital¹. O *spread* do C-Bond e o EMBI Brasil – que é medido pelo banco norte-americano J.P. Morgan - foram utilizados nas regressões como medidas do prêmio de risco país. Porém, as informações sobre o EMBI e sobre o *spread do C-Bond* foram obtidas apenas a partir de jan./1994 e jan./95, respectivamente².

Segundo Garcia e Lowenkron (2003), os mercados secundários de títulos soberanos denominados em dólares da maioria dos países de mercado emergente expressam apropriadamente a percepção dos investidores com relação ao risco de crédito soberano. Isso surge do fato que esses mercados são, em geral, mais líquidos e menos sujeitos às intervenções governamentais, que podem afetar os preços dos títulos. Já, as taxa de juros de contratos futuros e de contratos a termo seguem um comportamento próximo à taxa de juros, que é determinada pelas políticas monetárias do Banco Central³. Dessa forma, o *spread* do C-Bond e o índice EMBI+ do Brasil serão introduzidos nas regressões como medidas do prêmio de risco *default* de forma a captar o efeito da percepção desse risco nas decisões dos investidores.

¹ O *Front Loaded Interest Reduction with Capitalization Bond* (FLIRCB), que é também conhecido por C-Bond, foi emitido em 15/04/94 com maturidade até 15/04/2014. Alguns estudos empregam o *spread* do C-Bond sobre títulos do Tesouro Americano na investigação dos determinantes do prêmio de risco *default* do Brasil. Maiores informações sobre esse tipo de análise para o Brasil podem ser encontradas em Rocha, Moreira e Magalhães (2002), Muinhos, Alves e Riella (2002), Muinhos e Alves (2003) e Loureiro e Barbosa (2004).

² O cálculo do *Emerging Markets Bond Index Plus* (EMBI+) inclui os retornos de instrumentos de dívida externa comercializados por países de mercado emergente. Os instrumentos financeiros compreendem títulos Brady denominados em moeda externa, empréstimos, *Eurobonds* e ativos de mercado local, mas denominados em dólares. O EMBI+ é uma expansão do EMBI original, que foi introduzido em 1992 e que cobria apenas os títulos Brady. O EMBI+ é também uma medida de prêmio de risco e reflete as expectativas dos participantes dos mercados financeiros sobre a economia.

³ As taxas de juros de contratos estabelecidos pelo mercado de capital doméstico levam em conta as expectativas com relação à taxa de juros que será estabelecida no futuro pelo Banco Central. Portanto, o Banco Central possui a capacidade de influenciar o comportamento dessas taxas de rendimento. Triches e Caldard (2005) realizou testes de causalidade entre as taxas de juros do mercado financeiro doméstico. Os resultados suportam o argumento de que as taxas de juros determinada pelo Banco Central do Brasil causa no sentido de Granger algumas taxas de juros de curto prazo do mercado de capital brasileiro.

A Figura 5.1.1 mostra a relação entre as três medidas de risco país utilizadas nas estimações para explicação dos fluxos de entrada de capital estrangeiro. Observa-se uma relação próxima entre as três medidas, principalmente, entre o *spread* do C-Bond e o EMBI+. Garcia e Didier (2000) mostram que as três medidas de risco país exibem uma alta correlação, reagindo fortemente às crises externas financeiras. Deve-se ressaltar que apesar das medidas de risco país serem correlacionadas, existem diferenças entre elas referentes ao risco inerente a cada tipo de instrumento, as diferenças nas maturidades, os diferentes tratamentos tributários entre outros⁴.

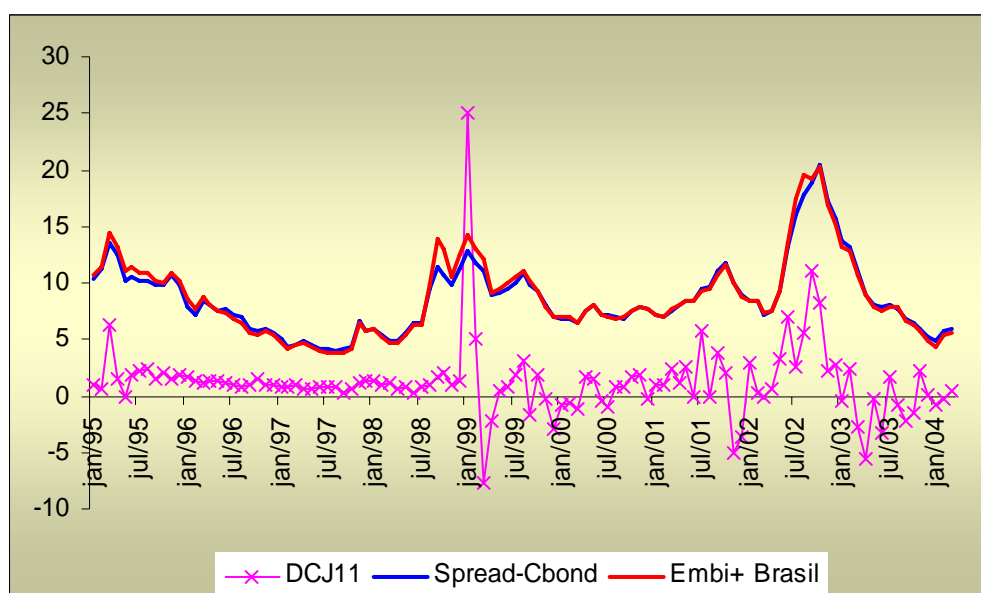


Figura 5.1.1. Relação entre as medidas de risco país: jan. 1995 a mar. de 2004 (%).

Fonte: Banco Central do Brasil, BNDES e IPEA Data.

Nota: A PCJ é o desvio da paridade calculado usando a taxa DI de um dia de contratos futuros e a taxa de juros externa T-Bill.

Por fim, utilizaram-se algumas variáveis de conjuntura, como o índice geral de preços (IGP-DI), a necessidade de financiamento do setor público em razão do PIB (NFSP/PIB), a dívida externa líquida do Governo Federal e Banco Central em proporção do PIB (DEGFL/PIB) e das exportações (DEGFL/X), dívida líquida do setor público externa em proporção do PIB (DESPL/PIB) e das exportações (DESPL/X) e dívida total do setor

⁴ Garcia e Didier (2000) mostra que o DCJ responde mais lentamente que EMBI+ e o *spread* do C-Bond. Segundo Garcia e Didier (2000), o risco país construído através da taxa de juros doméstica medem o rendimento oferecido pelos ativos domésticos para cobrir o risco país. Enquanto, o risco país medido através de rendimentos de dívida externa no mercado secundário mede o rendimento exigido pelos investidores para cobrir o risco soberano.

público líquida em razão do PIB (DTSP/PIB). O objetivo é captar as influências de alguns indicadores dos fundamentos econômicos sobre o comportamento do fluxo de capital.

Algumas variáveis *dummies* foram incluídas nas estimações para captar mudanças de política e choques internos e externos durante a década de noventa. Foram utilizadas seis definições de variáveis *dummies*, a saber: i) d-PR: *dummy* relativa ao Plano Real, assume valor 1 para terceiro trimestre de 1994 e valor zero para o restante; ii) d-México: *dummy* referente à crise mexicana, assume valor 1 entre o período dezembro de 1994 e março de 1995 e zero para o período restante; iii) d-Ásia: *dummy* referente à crise dos países no leste asiático, assume valor 1 entre o período outubro e dezembro de 1997 e zero para os demais anos; iv) d-Rússia: *dummy* referente à crise russa, assume valor 1 entre agosto e outubro de 1998; v) d-Telebras: refere-se a *dummy* para captar os fluxos de entrada de capitais devido a privatização da Telebrás em julho de 1998 e vi) d-Brasil: *dummy* relativa à mudança para o regime de flutuação cambial, assume valor 1 em janeiro de 1999 e valor zero para o restante do período⁵.

A inclusão da *dummy* para captar a influência do Plano Real é relevante para as estimações desde que no terceiro trimestre de 1994 ou, principalmente, em julho de 1994, existiram retornos de magnitudes extremamente elevadas. Dessa forma, incluí-se uma *dummy* para o Plano Real, quando se estima com informações para o período completo. As outras *dummies* referem-se aos períodos de crise externa, onde também foram observados retornos maiores relativos aos períodos de calma no mercado financeiro internacional.

Inicialmente, testou-se a ordem de integração das variáveis relevantes ao estudo. Para analisar a estacionaridade das séries, consideram-se os testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF)⁶. O teste Dickey-Fuller consiste em testar a hipótese nula de presença de raiz unitária em uma série temporal contra a hipótese alternativa de estacionaridade. De maneira que as regressões incluíram os elementos determinísticos como: uma constante e/ou uma tendência.

⁵ Inseriu-se uma *dummy* Telebrás, pois foi verificado, em alguns modelos, também um comportamento atípico no período em ocorreu a sua privatização.

⁶ Também, foi realizado o teste de Phillips-Perron (PP) para detectar a presença de raiz unitária nas séries. Os testes consideraram a presença de uma constante e/ou de uma tendência linear no processo estocástico dos dados. Entretanto, em geral, os resultados que não foram divergentes aos obtidos através do teste DF e ADF não foram reportados em tabela.

A nomenclatura de todas as variáveis utilizadas nas regressões está descrita detalhadamente no Apêndice F. As equações de regressão 11, 12, 21 e 22 se diferenciam pelas taxas de juros domésticas e pelas taxas de juros externas utilizadas nas estimações. As equações de regressões têm como referência os seguintes subscritos: 11, indicando a taxa de juros DI e a taxa de juros T-Bill; 12, a taxa de juros DI e a taxa de juros Libor; 21, a taxa de juros Selic e a taxa de juros T-Bill e 22, a taxa de juros Selic e a taxa de juros Libor.

As Tabelas 4.1.1 e 4.1.2 apresentam os resultados do teste de raiz unitária de Dickey-Fuller para as séries em nível e em primeira diferença, respectivamente, no período de janeiro de 1990 a dezembro de 1998. As séries câmbio contratado e saldo da conta financeira mostraram-se estacionárias com nível de significância de 1%. As taxas internas de juros *ex post* expressa em dólares – que são compostas pela taxa de juros DI e pela Selic – são I(0) no período completo em nível de significância de 1%. O teste de estacionaridade das variáveis que representam a taxas de juro externa está reportado na Tabela 4.2.2 da Seção 4.2 do Capítulo 4.

Tabela 5.1.1 Teste de raiz unitária das séries em nível, jan./90 a dez./98⁷.

	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
SCC	-5,5795*	-5,6390*	-5,8776*	3	-5,6879*	-6,2390*	-6,4599*	I(0)
SCF	-7,6823*	-9,1263*	-9,4597*	3	-3,2182*	-4,7034*	-5,4350*	I(0)
$i_{1t} - \Delta s_{t+1}^e$	-8,9642*	-9,3627*	-9,3273*	2	-4,8052*	-5,2320*	-5,2267*	I(0)
$i_{2t} - \Delta s_{t+1}^e$	-8,8893*	-9,2623*	-9,2210*	2	-4,7904*	-5,1987*	-5,1865*	I(0)
INFLAÇÃO	-1,5165	-1,5750	-2,1102	3	-1,3193	-1,5873	-2,7149	I(1)
NFSP/PIB	-2,0428	-2,5959	-2,7621	5	-1,6150	-2,2813	-2,6884	I(1)
S C-BOND	-0,9702	-1,7974	-1,8048	1	-1,2739	-2,9279	-3,0235	I(1)
EMBI	-1,0450	-1,8969	-1,8887	1	-1,3247	-2,9277	-2,9690	I(1)
DEGFL/X	-1,5732	-1,7024	-2,7897	4	-1,3075	-1,4196	-3,0432	I(1)
DEGFL/PIB	-1,7154	-1,5417	-2,1076	5	-2,4302	-1,6137	-1,1133	I(1)
DESPL/X	-1,5934	-1,6807	-2,8840	6	-2,2589	-1,4943	-1,1449	I(1)
DLESPL/PIB	-3,6623	-2,1248	0,3489	4	-2,4941	-1,6468	-0,0976	I(1)
DTSP/PIB	-0,2155	-1,6047	-0,8856	1	0,1524	-1,7781	-1,4364	I(1)

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. SCC: saldo do movimento de câmbio contratado; SCF: saldo da conta financeira; $i_{1t} - \Delta s_{t+1}^e$: taxa de juros interna (DI de um dia) *ex post* denominada em dólares e $i_{2t} - \Delta s_{t+1}^e$: taxa de juros interna (SELIC) *ex post* denominadas em dólares. Valores críticos de MacKinnon. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

⁷ Os testes de raiz unitária foram realizados de acordo com a disponibilidade das séries. Portanto, as séries SCF, Embi e S C-Bond corresponderam ao período jan./95 a mar./04.

Os testes indicaram a presença de raiz unitária nas variáveis: inflação, NFSP/PIB, DEGFL/X, DEGFL/PIB, DESPL/X, DESPL/PIB e DTSP/L/PIB, em níveis de significância padrão. De acordo com a Tabela 5.1.2, todas as variáveis macroeconômicas mostraram-se estacionárias em primeira diferença com nível de significância de 1%. Por fim, as variáveis *spread* do C-Bond e EMBI Brasil não são estacionárias no período entre jan./95 a mar./2004 em nível, ou seja, são I(1).

Tabela 5.1.2 Teste de raiz unitária das primeiras diferenças, jan./91 a dez./98.

	DF			def	ADF			I(.)
	τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
DEGFL/X	-12,7560*	-12,8301*	-12,9573*	5	-5,1983*	-5,4914*	-5,6023*	I(0)
DEGFL/PIB	-6,7653*	-6,8307*	-6,9063*	5	-3,9741*	-4,2872*	-4,4649*	I(0)
DESPL/X	-13,4823*	-13,6060*	-13,7219*	8	-2,7155*	-4,1141*	-4,9708*	I(0)
DESPL/PIB	-6,6643*	-6,9002*	-6,9980*	4	-3,6575*	-4,0922*	-4,3481*	I(0)
DTSP/L/PIB	-6,0885*	-6,0551*	-6,2335*	3	-5,3030*	-5,2668*	-6,2126*	I(0)
INFLAÇÃO	-7,4271*	-7,3885*	-7,3590*	3	-4,4261*	-4,4078*	-4,4049*	I(0)
NFSP/PIB	-6,7729*	-6,7385*	-6,7053*	5	-4,1929*	-4,1682*	-4,1659*	I(0)
S C-BOND	-6,8503*	-6,8286*	-6,7950*	3	-4,3066*	-4,2850*	-4,2643*	I(0)
EMBI	-7,1959*	-7,1722*	-7,1376*	3	-4,4817*	-4,4665*	-4,4447*	I(0)

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. Valores críticos de MacKinnon. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

As influências de alguns fatores internos e externos foram obtidas a partir da seguinte equação de regressão:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1(i_t - \Delta s_{t+1}^e) + \alpha_2 i_t^* + \alpha_3 X_t + \varepsilon_t. \quad (88)$$

onde ε_t é o termo erro aleatório e a variável dependente, Y_t , é o fluxo de capital internacional expresso pelo saldo do movimento de câmbio contratado para o período completo e o saldo da conta financeira do balanço de pagamento para o período pós-plano Real⁸. O intuito é analisar o comportamento do influxo de capital sensível às oportunidades de ganhos financeiros. As variações nas reservas internacionais também foram incluídas nas

⁸ O movimento de câmbio contratado registra a soma dos contratos de compra e venda de moeda estrangeira dos bancos comerciais com o mercado não financeiro. Excluem-se contratos de câmbio interbancários assim como intervenções e operações externas do Banco Central do Brasil. As operações de contratação de câmbio envolvem transações ligadas à conta corrente (segmento comercial), ao ingresso de capitais estrangeiros e ao retorno de capitais brasileiros. O comportamento do saldo do movimento de câmbio contratado reflete mais as operações de câmbio no segmento financeiro.

regressões, mas os resultados não apresentaram grandes diferenças dos obtidos com as variáveis SCC e SCF.

Espera-se uma relação positiva entre a taxa doméstica de juros expressa em dólares e o fluxo de capital, conforme as equações (5)-(7) do modelo de Branson e Henderson (1985) no Capítulo 3. Como os investidores preferem os retornos de seus investimentos convertidos em sua própria moeda, uma taxa de juros doméstica expressa em moeda estrangeira elevada deve dar um incentivo à entrada de capitais no país. E como os investidores podem ser avessos ao risco, eles devem demandar uma taxa de juros mais alta a fim de compensar o risco embutido no ativo⁹. Em contrapartida, uma taxa de juros internacional pode desviar o incentivo ao ingresso de capitais, sobretudo, pelo fato de que os ativos das economias desenvolvidas são percebidos como livres de risco. Dessa forma, espera-se uma relação negativa entre variações na taxa de juros externa e o ingresso doméstico de capitais internacionais no Brasil.

Também, realizam-se estimações onde o objetivo é considerar o incentivo dos diferenciais de juros descoberto e coberto sobre o comportamento do fluxo de capital. Isto é, um diferencial positivo entre os juros doméstico e externo atrairia um ingresso de capital privado estrangeiro. Esses movimentos de capitais seriam originados pelas oportunidades de lucro maiores nas economias onde a taxa interna de juros produz um diferencial positivo. A hipótese assumida aqui é que os desvios da PCJ e da PDJ representam oportunidades de lucros, embora esteja embutido um prêmio de risco. Os investidores já possuem uma percepção do risco associado à arbitragem de juros. Um DCJ pode ser interpretado como uma oportunidade de lucro excedente livre de incerteza cambial. Já, o DDJ pode ser interpretado como a presença de oportunidades de arbitragem, porém exposto às variações cambiais.

A variável X_t representa um vetor de variáveis macroeconômicas que foram introduzidas nas regressões para captar possíveis relações entre alguns fundamentos econômicos e o comportamento dos fluxos. Introduziram-se algumas variáveis relacionadas à dívida externa como indicadores de solvência de um país, ou seja, como variáveis que

⁹ Garcia e Lowenkron (2004) argumentam que o risco cambial não é completamente diversificável em mercados emergentes, pois se observou que os momentos de reversão no fluxo de entrada de capital estrangeiro estavam associados aos períodos de grandes desvalorizações da moeda doméstica dos países em desenvolvimento.

trazem algumas informações sobre a solvência, pois essas variáveis possuem algumas limitações quanto à indicação da capacidade de pagamento de um país. É notório que qualquer operação de crédito leva em conta as preocupações do credor relativo à solvibilidade da dívida. Mantendo-se constante as demais variáveis, quanto maior a dívida externa de um país, maior é a possibilidade de enfrentar dificuldades para resgatá-las e pior será a qualidade dos títulos emitidos futuramente. Conseqüentemente, menores serão os incentivos para os investidores internacionais canalizarem seus fundos para essa economia. Edwards (1984) argumenta que o endividamento pode ser considerado um indicador do grau de solvência do país e, por conseqüência, um nível alto de endividamento estaria associado a uma alta probabilidade de risco soberano. Por fim, Eichengreen e Mody (1998,1999) encontraram evidências de que a variável dívida externa/PIB tem influência negativa sobre a emissão de dívida.

Alguns estudos mostram a relevância de certos indicadores macroeconômicos na explicação do comportamento do prêmio de risco país. Rocha, Moreira e Magalhães (2002) investiga os determinantes do *spread* do título de dívida soberana brasileira, C-bond, relativo ao título do Tesouro Americano livre de risco entre 1997 e 2001. Os resultados indicaram que alguns indicadores, por exemplo, a dívida externa líquida/PIB e dívida externa líquida/PIB dos bens comercializáveis, refletem a percepção de risco dos credores. Já, Loureiro e Barbosa (2004) fornecem evidência de que o grau de sustentabilidade da dívida do setor público e o tamanho da dívida pública afetam o prêmio de risco da dívida soberana do governo brasileiro¹⁰.

Também, introduzem-se as variáveis inflação e NFSP/PIB para captar o efeito da estabilidade e da disciplina macroeconômica sobre o comportamento dos fluxos. Min (1998) argumenta que a disciplina macroeconômica tem tido influência sobre a avaliação do risco soberano nos anos recentes. O entendimento de disciplina macroeconômica pode está ligado à idéia de austeridade monetária e fiscal. Portanto, a DTSP/PIB e a NFSP/PIB são medidas utilizadas para captar a disciplina macroeconômica, de forma que espera-se uma relação negativa entre os indicadores da disciplina macroeconômica e à saída ou a redução no influxo de capitais. A estabilização dos preços de uma economia pode ser também entendida

¹⁰ Os artigos de Grigorian (2003) e Bustillo e Velloso (2000) mostram uma análise abrangente sobre os mercados de títulos de dívida soberana dos países latino-americanos.

como reflexo de políticas macroeconômicas austeras, de maneira que se espera um sinal negativo do coeficiente da inflação na equação de influxo.

A equação (88) foi estimada utilizando o método de mínimos quadrados ordinários. Todas as estimações foram corrigidas para a presença de heterocedasticidade pelo método de White¹¹. Portanto, as variáveis domésticas têm o intuito de poder captar a relevância de efeitos *pull* e as variáveis externas têm o objetivo de detectar a influência de fatores *push*. As variáveis de prêmio de risco têm o objetivo de tentar observar a influência da percepção de risco país sobre o comportamento do fluxo de capital, podendo também indicar a relevância de fatores *pull*.

Primeiramente, tentou-se estimar o efeito da política monetária e cambial mantida na década de noventa até a mudança de regime cambial, bem como o impacto da taxa de juros internacional sobre os movimentos de capitais separadamente. A Tabela 5.1.3 mostra as regressões realizadas para o período de janeiro de 1991 a dezembro de 1998. O impacto estimado da taxa de juros internacional – utilizando-se a T-Bill de 30 dias - foi negativo e estatisticamente significativo, mas apenas ao nível de 10%. Quando se utiliza a Libor de um mês nas regressões, observa-se que, apesar de indicar o sinal teórico correto, não é estatisticamente diferente de zero nos níveis de significância padrão.

Por outro lado, a taxa de juros doméstica *ex post* denominada em dólares, seja nos modelos com a taxa Selic ou DI, apresentou o sinal esperado, além de que foi estatisticamente significativo no nível de 5%. Esse resultado mostra um forte poder explicativo da taxa de juros doméstica *ex post*, quando se considera o período completo, evidenciando a relevância das políticas domésticas de manutenção de uma taxa de juros elevada e de uma taxa de câmbio aproximadamente estável em produzir um grande estímulo para a entrada de capitais durante grande parte dos anos noventa. Esse resultado pode ser uma evidência em direção à relevância de fatores *pull* na explicação do ingresso de capitais.

¹¹ A forma funcional da equação está de acordo com o método utilizado na literatura atualmente existente, conforme Fernandez-Arias (1994), Fernandez-Arias e Montiel (1995), Calvo e Reinhart (1996), Cardoso e Goldfajn (1998) e Goldfajn (2000).

Tabela 5.1.3 Estimativas dos efeitos de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, período jan./91 a dez./98.

Variáveis	Equação 11	Equação 21	Equação 12	Equação 22
C	845,85 (3,3003)	846,03 (3,3020)	772,62 (2,4679)	773,10 (2,4709)
$i_t - \Delta s_{t+1}^e$	12,84 (2,3231)**	13,14 (2,3564)**	9,39 (1,8791)**	9,57 (1,8976)**
i_t^*	-26.899,37 (-1,8600)***	-26.963,79 (1,8642)***	1.989,52 (0,4168)	2.028,45 (0,4240)
d-México	-3.293,91 (-2,0889)	-3.292,78 (-2,0886)	-3.333,39 (-2,6956)	-3.333,83 (-2,6955)
d-Ásia	-2.447,30 (-1,1866)	-2.450,61 (-1,1881)	-375,11 (-0,1730)	-379,83 (-0,1751)
d-Rússia	-10.137,90 (-2,5359)	-10.143,96 (-2,5383)	-6.848,96 (-1,4926)	-6.856,02 (-1,4948)
d-Plano Real	-1.399,54 (-2,3576)	-1.418,42 (-2,3571)	-1.970,84 (-2,8286)	-1.977,58 (-2,8423)
R^2	0,5908	0,5909	0,5759	0,5759
Q(20)	22,02 (p=0,198)	22,84 (p=0,197)	18,159 (p=0,445)	18,172 (p=0,444)
AIC	18,3379	18,3377	18,3737	18,3736
SC	18,5892	18,5890	18,6249	18,6249
F	15,40 [p=0,00]	15,40 [p=0,00]	14,48 [p=0,00]	14,48 [p=0,00]
DW	2,09	2,09	2,04	2,05

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; ii) Equação 21: as taxas de juros Selic e T-Bill; iii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor e iv) Equação 22: as taxas de juros Selic e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

O coeficiente estimado da *dummy* referente à implementação do Plano Real foi estatisticamente significante, porém com sinal negativo. Apesar da existência de uma taxa de juros *ex post* em dólar elevada e, conseqüentemente, a existência de retornos descobertos positivos nos meses subseqüentes ao plano, observou-se uma desaceleração na acumulação de reservas internacionais nesse período. Este fato pode ser reflexo do crescimento na incerteza da economia, devido ao novo plano de estabilização.

Isto é, apesar da tendência de valorização da taxa de câmbio à vista, a expectativa do mercado futuro era uma taxa de câmbio futura de 30 dias crescentemente superior à taxa de câmbio à vista, o que produziu um prêmio futuro elevado. Esse comportamento ocasionou um desvio da paridade de juros coberto negativo ou, em alguns meses, próximo de zero. Também, as pressões dos fluxos de capitais sobre a taxa de câmbio e sobre a política

monetária levaram as autoridades monetárias a implementarem políticas para reduzir a velocidade do ingresso de capitais externos a partir do primeiro semestre de 1994¹². Essas políticas devem ter tido suas repercussões sobre o comportamento do fluxo de entrada de capital de forma a incentivar realmente a sua redução.

Os coeficientes das *dummies* referentes às crises no México e na Rússia mostraram-se significantes, indicando uma saída de capitais nos períodos das crises. A *dummy* da crise nos países do leste da Ásia apresentou um efeito negativo, mas não foi estatisticamente significativo no período completo, conforme Tabela 5.1.3. Nos momentos de crise externa, os fluxos de capitais se inverteram provocando grandes perdas de reservas de moedas internacionais¹³.

Os coeficientes estimados da *Dummy* Telebras não se mostraram significativos nas regressões para o período completo, além de indicar o sinal contrário ao esperado em todas as regressões. A introdução das variáveis inflação e necessidade de financiamento do setor público em razão do PIB nas regressões não mostraram significância estatística, independente da variável fluxo escolhida. Dessa forma, essas variáveis foram descartadas nas regressões no período entre 1991 e 1998.

As regressões da equação (88) referentes à primeira metade da década, isto é, entre jan./91 a jun./94, não tiveram resultados significantes para nenhuma das variáveis. Em geral, os resultados estimados para o período completo mostraram algumas diferenças, relativo aos resultados obtidos para o período entre agosto de 1994 a dezembro de 1998. Os resultados dessas regressões são reportados na Tabela 5.1.4. A taxa de juros doméstica DI e Selic, descontadas as variações cambiais, mostraram impactos importantes sobre o comportamento influxo de capital privado internacional. A taxa de juros *ex post* denominada em dólares manteve-se estatisticamente significativa no nível de 5% em todos os modelos estimados. Mais uma vez, ressaltando a importância de fatores internos sobre as variações ocorridas nesses fluxos.

¹² O Apêndice A faz um resumo das principais políticas administrativas do fluxo de entrada de capitais no Brasil.

¹³ Cardoso e Goldfajn (1997) argumentaram que os fluxos de capitais geram externalidades nos países vizinhos. As repercussões desses choques podem tornar as economias da região vulneráveis às apostas contra a moeda doméstica. Eaton e Gersovitz (1983), Froot, O'Connell e Seasholes (1998), Eichengreen e Mody (1999) apontam para evidências de um impacto negativo das crises internacionais sobre a percepção de confiança dos países de mercado emergentes.

Tabela 5.1.4 Estimativas do efeito de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, ago./94 a dez./98.

Variáveis	Equação 11	Equação 11	Equação 21	Equação 11	i* = T-Bill	i* = Libor
C	183,21 (1,3503)	596,75 (2,1761)	176,67 (1,2868)	329,8435 (0,7174)	678,86 (3,3179)	682,86 (3,4307)
$i_t - \Delta s_{t+1}^e$	206,23 (2,4239)**	107,28 (1,6010)***	207,95 (2,4193)**	321,2154 (2,6453)**		
i_t^*	-74.968,33 (-3,8478)*	-43.421,93 (-2,0990)**	-75.175,96 (-3,8717)*	-66.268,04 (-2,2119)**	-44.404,38 (-1,8438)***	-34.479,15 (-2,0816)**
Inf.				204,86 (0,5582)		
NFSP/PIB				-22,0199 (-0,5620)		
d-México	-2.421,70 (-3,4754)	-3.163,68 (-2,7621)	-2.400,05 (-3,4815)	-2.510,14 (-3,6662)	-2.814,39 (-2,5272)	-2.802,11 (-3,1373)
d-Ásia	-2.903,14 (-3,2007)	-2.343,91 (-1,2572)	-2.903,14 (-3,2216)	-4.182,05 (-2,4385)	-3.656,22 (-2,0517)	-3.609,67 (-1,9061)
d-Rússia	-13.965,61 (-10,8188)	-14.790,13 (-4,7702)	-13.970,28 (-10,9186)	-3.007,38 (-2,1421)	-13.274,35 (-4,9384)	-12.758,11 (-4,7465)
d-Telebras	3.575,91 (2,9142)	4.012,01 (14,8437)	3.587,11 (2,9056)	-2.690,41 (-5,7180)	3.770,29 (3,4817)	3.389,13 (2,8192)
Ar (1)					-0,4092 (-2,6768)	-0,5056 (-3,2710)
Arch (1)		0,6113 (1,6275)				
R²	0,7057	0,6297	0,7059	0,6025	0,7046	0,7022
Q(20)	13,017 [p=0,838]	221,730 [p=0,355]	13,027 [p=0,837]	15,587 [p=0,742]	11,241 [p=0,915]	11,285 [p=0,914]
AIC	18,5530	18,5559	18,5526	19,02	18,5261	18,5342
SC	18,9210	18,9573	18,9206	19,42	18,8606	18,8687
D. W.	1,89	2,07	1,89	1,95	2,06	2,04
F	12,95 [p=0,00]	8,19 [p=0,00]	12,96 [p=0,00]	7,16 [p=0,00]	14,57 [p=0,00]	14,41 [p=0,00]
Arch LM(4)		8,2145 (p=0,1448)				

Nomenclatura no Apêndice F. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; ii) Equação 21: as taxas de juros Selic e T-Bill; iii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor e iv) Equação 22: as taxas de juros Selic e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

A Tabela 5.1.4 reporta as estimações das equações 11 e 21 para o período de agosto de 1994 a dezembro de 1998. Os resultados desses últimos modelos não foram apresentados, pois foram similares aos primeiros modelos. As taxas de juros internacionais mostraram seus efeitos mais claramente a partir da segunda metade da década de noventa. Dessa forma, o retorno externo, representado pelas taxas de juros internacional Libor e T-Bill, apresentou significância estatística na explicação do comportamento do fluxo de

capitais em nível de 1% de significância. Também, apresentam-se os resultados das equações estimadas apenas com a taxa de juros internacional Libor e T-Bill como variável explicativa para tentar verificar sua significância estatística, quando o retorno doméstico em dólar é omitido. Mais uma vez, variações na taxa de juros internacional mostraram efeitos negativos e estatisticamente significantes. Esse resultado pode ser interpretado como uma evidência de efeitos *push* no comportamento do fluxo de capital, porém mais nítido a partir da segunda metade da década de noventa.

Os coeficientes da variável inflação e da variável necessidade de financiamento do setor público em razão do PIB continuaram a não apresentar significância na análise do comportamento dos fluxos de capitais. Devido à presença de heterocedasticidade nos resíduos detectada pelo teste ARCH-LM, os modelos foram reestimados com um termo ARCH, mas os resultados mantiveram-se iguais aos obtidos anteriormente. As *dummies* para as crises internacionais foram estatisticamente significantes, inclusive a *dummy* para a crise asiática. A *dummy* para a entrada de capitais externos, devido à privatização da Telebrás, também foi estatisticamente significativa no nível de 1%, evidenciando um forte ingresso de capitais externos em julho de 1998.

A Tabela 5.1.5 mostra os resultados das regressões da análise do influxo de capital durante o período entre janeiro de 1991 a dezembro de 1998, incluindo as variáveis DEGFL/PIB, DESP/PIB e DTSP/PIB como variáveis explicatórias. As equações A e B incluem apenas as taxa de juros DI como a taxa de juros doméstica *ex post* em dólares e as taxas de juros externas são omitidas. Essas equações também foram estimadas com a Selic, mas os resultados permaneceram semelhantes, não sendo necessário reportá-los na Tabela 5.1.5. As equações C e D foram estimadas com a taxa de juros T-Bill representando a taxa internacional de juros, pois a Libor não mostrou significância estatística em nenhuma estimação, quando se inclui as variáveis representando a dívida externa do setor público e a dívida total do setor público, ambas em relação ao PIB, na ausência da taxa de juros doméstica.

Tabela 5.1.5. Estimativas dos efeitos de fatores interno e externo sobre o comportamento do influxo de capital estrangeiro, jan./91 a dez./98

Variáveis	Equação 11	Equação 21	Equação 12	Equação 22	Equação A	Equação B	Equação C	Equação D
C	840,03 (7,0566)	837,79 (6,7869)	953,63 (6,9523)	936,45 (6,7312)	998,90 (7,0566)	1.097,52 (3,7481)	993,47 (8,0668)	1.135,16 (3,7884)
$i_t - \Delta s_{t+1}^e$	6,65** (3,7155)	7,41** (4,0318)	6,64** (4,0548)	6,40** (3,8241)	5,75** (3,7155)	12,90** (1,9245)		
\dot{i}_t^*	-17.373,25 (-2,2818)**	-15.648,07 (-2,1692)**	-2.013,36 (-0,4170)	-2.302,87 (0,4768)			-13.164,45 (-1,8159)**	-25.838,93 (-1,4399)
DEGFL/PIB	-1.221,85 (-3,5898)**	-1.225,53 (-3,4180)**	-1.139,29 (-2,9566)**	-1.159,28 (-2,9723)**				
DESPL/PIB					-1.039,42 (-3,5898)**		-1.044,74 (-4,2413)**	
DTSP/PIB						355,59*** (-1,7028)		-374,51*** (-1,7479)
d-México	-2.666,29 (-4,0612)	-2.701,90 (-3,9630)	-2.935,73 (-4,1125)	-2.913,56 (-4,0613)	-3.236,80 (-4,0612)	-3.084,71 (-2,9353)	-3.123,77 (-4,5003)	-2.882,86 (-2,6526)
d-Ásia	-2.507,53 (-2,1162)	-2.548,02 (-2,0150)	-2.804,36 (-1,9855)	-2.778,63 (-1,9578)	-2.807,63 (-2,1162)	-5.257,16 (-2,1563)	-2.603,27 (-2,2708)	-5.104,90 (-2,0739)
D-Rússia	-7.513,38 (-5,2115)	-7.524,27 (-4,9763)	-7.720,08 (-4,7318)	-7.688,24 (-4,7079)	-7.851,28 (-5,2115)	-11.143,44 (-3,0813)	-7.805,85 (-5,4145)	-1.820,09 (-3,5392)
d-Plano Real	-1.560,13 (-5,1449)	-1.597,11 (-5,5991)	-1.853,85 (-7,4037)	-1.743,85 (-7,6662)	-1.962,44 (-5,1449)	-2.223,75 (-3,5309)	-1.444,39 (-4,5806)	-1.499,85 (-2,2833)
Arch	0,7504 (3,3968)	0,6780 (3,1455)	0,6118 (2,6825)	0,6034 (2,6385)	0,7402 (3,2794)		0,8197 (3,4427)	
R^2	0,6762	0,6775	0,6738	0,6744	0,6618	0,5594	0,6632	0,5667
AIC	17,7216	17,7350	17,7476	17,7519	17,7143	18,4152	17,7058	18,3985
SC	18,0463	18,0597	18,0724	18,0767	18,0141	18,6440	18,0056	18,6273
F	16,36	16,46	16,18	16,23	16,90	15,08	17,00	15,53
DW	1,88	1,89	2,22	1,97	2,19	1,92	2,14	1,89
Q(20)	15,37 [p=0,755]	14,87 [p=0,784]	14,25 [p=0,817]	16,00 [p=0,716]	19,20 [p=0,508]	25,051 [p=0,159]	19,10 [p=0,515]	25,031 [p=0,160]
Arch LM(4)	0,7007 [p=0,9512]	1,0442 [p=0,9030]	0,6167 [p=0,9611]	0,7425 [p=0,9459]	3,8901 [p=0,4210]		3,3967 [p=0,4937]	

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; ii) Equação 21: as taxas de juros Selic e T-Bill; iii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor e iv) Equação 22: as taxas de juros Selic e Libor. Equação A: taxa de juros DI de um dia, dívida externa do setor público líquida/PIB. Equação B: taxa de juros DI de um dia, dívida total do setor público líquida/PIB. Equação C: Taxa de juros T-Bill, dívida externa do setor público líquida/PIB. Equação D: taxa de juros libor, dívida total do setor público líquida/PIB. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

Os resultados para a taxa interna de juro *ex post* expressa em dólares e para a taxa externa de juros não se diferenciaram daqueles obtidos anteriormente no período completo. Tanto a taxa de juros doméstica DI como a taxa de juros Selic, descontadas em ambas as variações cambiais, mantiveram-se estatisticamente significantes com nível de 5%, independente da escolha da variável relacionada à dívida brasileira. Já, a taxa externa de juros, representada pela T-Bill, manteve-se significativa no nível de 5% na presença das

variáveis relacionadas à dívida, exceto a DTSP/PIB. As variáveis DEGFL/PIB e DESPL/PIB mostraram-se importantes na explicação do fluxo de entrada de capital com nível de significância de 5%. As equações 11, 12, 21 e 22 na Tabela 5.1.5 mostraram uma relação negativa entre a DEGFL/PIB e o fluxo de capital, indicando que uma piora nesse indicador pode desestimular a entrada de capital no país. Da mesma forma, a variável DESPL/PIB apresentou um sinal negativo, conforme o esperado, pois um aumento na DESPL/PIB pode fornecer informações sobre a solvência futura da dívida do país. Porém, a variável DTSP/PIB somente foi estatisticamente significativa na explicação do influxo de capital com um nível de 10%, embora apresente também o sinal negativo esperado¹⁴.

A Tabela 5.1.6 mostra a resposta do influxo de capital estrangeiro às variações no retorno cambial *ex ante*, isto é, ao DCJ para o intervalo entre jan./1991 e dez./1998. O DCJ foi introduzido em primeira diferença nas regressões. Os retornos cambiais *ex ante* foram estatisticamente significativos no nível de 1% em todos os quatro modelos, construídos a partir das taxas de juros domésticas DI e Selic conjugadas com as taxas externas de juros T-Bill e Libor. Nos quatro equações estimadas, observou-se que um aumento no retorno cambial *ex ante* tendeu a incentivar a entrada de capital estrangeiro no país. Isto é, esse resultado é uma indicação de que a existência de excesso de retorno pelos ativos emitidos internamente com cobertura cambial pode ter estimulado os investidores estrangeiros a manter ativos brasileiros em seus portfólios.

¹⁴ Rocha, Moreira e Magalhães. (2002) fornece uma evidência de que a variável macroeconômica DTSP/PIB não é o melhor indicador para explicar o comportamento do prêmio de risco de crédito soberano brasileiro.

Tabela 5.1.6 Movimento de capital internacional e o diferencial coberto de juros: estimativas no período de jan./91 a dez./98.

Variáveis	Equação 11	Equação 21	Equação 12	Equação 22
C	740,05 (3,3191)*	741,08 (3,4022)*	742,69 (3,3396)*	743,72 (3,4227)*
DCJ	53,58 (3,0914)*	54,10 (3,2328)*	53,44 (3,0878)*	53,96 (3,2289)*
d-México	-3.453,7 (-3,2956)	-3.451,58 (-3,3048)	-3.454,92 (-3,2976)	-3.452,7 (-3,3067)
d-Ásia	-3.930,5 (-2,1514)	-3.935,3 (-2,1584)	-3.930,0 (-2,1506)	-3.934,8 (-2,1576)
d-Rússia	-12.075,4 (-3,6107)	-12.080,6 (-3,6212)	-12.073,7 (-3,6094)	-12.078,8 (-3,6198)
d-Plano Real	-694,84 (-2,3662)	-705,33 (-2,4889)	-696,71 (-2,3747)	-707,16 (-2,4973)
R²	0,6239	0,6247	0,6239	0,6246
Q(20)	20,906 [p=0,342]	20,775 [p=0,349]	20,918 [0,341]	20,787 [p=0,349]
AIC	18,2240	18,2220	18,2241	18,2221
SC	18,4488	18,4468	18,4489	18,4469
D. W.	1,97	1,97	1,97	1,97
F	20,3265 [p=0,00]	20,39 [p=0,00]	20,32 [p=0,00]	20,38 [p=0,00]

Nota: Nomenclatura no Anexo G.DCJ: Diferencial Coberto de Juros. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; ii) Equação 21: as taxas de juros Selic e T-Bill; iii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor e iv) Equação 22: as taxas de juros Selic e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

A Tabela 5.1.7 apresenta os resultados das regressões para a resposta do fluxos de capitais ao DCJ segmentando o período de jan/91 a dez/98 em dois subperíodos. Observa-se ainda uma relação positiva entre os retornos cambiais *ex ante* e o fluxo de entrada de capital externo antes e após o Plano Real. As equações de regressões apresentaram os coeficientes dos retornos cambiais *ex ante* estatisticamente significativo, indicando sua relevância na explicação sobre o comportamento do ingresso de capitais. As regressões com os DCJ utilizando as taxas de juros Selic e T-Bill e Selic e Libor são mostradas na Tabela D.9 do Apêndice D. Em geral, os resultados não se diferenciaram dos apresentados na Tabela 5.1.7. Portanto, um desvio maior na PCJ, isto é, um maior retorno cambial *ex ante* revelou-se estar associado a um ingresso de capitais no país.

Tabela 5.1.7 Movimento de capital internacional e o diferencial coberto de juros: estimativas no períodos de jan/91 a mar./2004.

Variáveis	Equação 11 91 - 94	Equação 12 91 - 94	Modelo 11 94 - 98	Modelo 12 94 - 98	Equação 95 - 04	Equação 95 - 04
C	291,98 (0,5649)	295,30 (0,5731)	617,48 (2,7998)	623,67 (2,8190)	188,49 (1,0892)	120,19 (0,5474)
DCJ	82,64** (2,3254)	82,52** (2,3259)	156,19 (2,7639)*	156,08 (2,7516)*		
Embi					-467,35 (3,0255)*	
SC-bond						-587,9149 (-2,9983)*
d-México			-3485,97 (-4,2822)	-3487,85 (-4,2838)	-4339,01 (-2,5361)	-2471,74 (-1,5609)
d-Ásia			-3730,92 (-3,2121)	-3729,10 (-3,2090)	-2887,94 (-2,7486)	-2733,20 (-2,1413)
d-Russia			-12423,23 (-12,7703)	-12417,2 (-12,7545)	-10333,61 (-9,4106)	-10126,50 (-7,7506)
d-Brasil					-5693,05 (-5,4493)	-7753,73 (-3,5205)
d-Telebras			803,67 (0,5279)	808,43 (0,5301)		
AR(1)			-0,6376 (-3,8039)	-0,6373 (-3,8019)	-0,2332 (-2,2242)	
AR(2)			-0,4248 (-2,3206)	-0,4143 (-2,3195)		
AR(3)	0,4114 (2,9395)	0,4110 (2,9351)				
MA(1)	0,4845 (2,9321)	0,4847 (2,9319)				
R²	0,4933	0,4930	0,7422	0,7421	0,6327	0,5805
Q()^(a)	9,543 [0,946]	9,527 [p=0,946]	10,905 [p=0,861]	10,926 [p=0,860]	16,746 [p=0,607]	19,033 [p=0,520]
AIC	16,0983	16,0988	18,6085	18,6089	18,1632	18,2672
SC	16,2689	16,2694	19,0174	19,0178	18,3854	18,4636
D. W.	1,88	1,88	2,01	2,01	1,99	2,12
F	11,3604 [p=0,000]	11,3400 [p=0,000]	12,09 [p=0,00]	12,09 [p=0,00]	21,53 [p=0,00]	20,17 [p=0,00]
Arch	2,0162	2,0095	3,5161	3,5170	5,4583	4,4781
LM(4)	[p=0,7327]	[p=0,7339]	(p=0,4754)	[p=0,4752]	[p=0,2434]	[p=0,3451]

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. DCJ: Diferencial Coberto de Juros. (a) Q(16) nas regressões entre 1991 e 1994 e Q(20) nas regressões entre 1994 e 1998. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill e ii) Equação 12: indicando as taxas de juros DI de um e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

Algumas estimações foram realizadas introduzindo o EMBI Brasil e *spread* do C-Bond para captar efeitos de mudanças no prêmio de risco de crédito soberano sobre os influxos de capital. Uma piora na percepção do risco de crédito do Brasil é visto através do

crescimento do *spread* do C-Bond ou do aumento no índice do EMBI Brasil. As informações sobre saldo da conta financeira em bases mensais também foram utilizadas como variável representando os fluxos de capitais, disponível apenas a partir de janeiro de 1995.

Os coeficientes estimados das variáveis EMBI Brasil e *spread* do C-Bond estão presentes na Tabela 5.1.7. O prêmio de risco de crédito do Brasil apresentou um efeito negativo e estatisticamente significativo sobre o comportamento dos fluxos de capital entre os anos de 1995 e 2004. As evidências apontaram que um melhoramento na percepção dos investidores internacionais com relação aos fundamentos macroeconômicos aumentaria os ingressos de capitais estrangeiros para o país. Os mesmos resultados foram observados quando se utiliza o movimento no câmbio contratado e as reservas internacionais como a variável de fluxo de capital. Essas evidências podem estar indicando a relevância de fatores *pull*, ou seja, de fatores ligados à economia nas decisões de investimento estrangeiro.

Também, foram realizadas estimações para captar o efeito dos retornos cambiais descobertos sobre os fluxos de entrada de capitais estrangeiros no Brasil. A Tabela 5.1.8 mostra os resultados das regressões o período entre jan./91 a dez./98. Os coeficientes da variável DDJ mostraram-se estatisticamente significantes com nível de 1% em todas as equações estimadas. Isto é, um aumento no diferencial descoberto de juros apresentou-se ligado a um ingresso de capital estrangeiro no país. Portanto, as oportunidades de investimento no mercado financeiro brasileiro sem cobertura cambial mostraram-se como fatores que devem também ter estimulado a entrada de capital estrangeiro no país.

Tabela 5.1.8 Movimento de capital internacional e o diferencial descoberto de juros: estimativas no período de jan./91 a dez./98.

Variáveis	Equação 11	Equação 12	Equação 21	Equação 22
C	1063,45 (6,7655)*	1063,74 (6,7673)*	1063,36 (6,7796)*	1063,69 (6,7819)*
DDJ	10,093 (2,3564)*	10,11 (2,3556)*	10,63 (2,3300)*	10,64 (2,3308)*
d-México	-3.736,75 (-3,6677)	-3.736,84 (-3,6679)	-3.737,05 (-3,6729)	-3.737,14 (-3,6731)
d-Ásia	-4.205,58 (-2,2110)	-4.205,36 (-2,2108)	-4.207,27 (-2,2130)	-4.207,03 (-2,2129)
d-Rússia	-12.281,64 (-3,4945)	-12.281,02 (-3,4943)	-12.283,22 (-3,4975)	-12.282,79 (-3,4974)
d-Plano Real	-1.596,99 (-5,3950)	-1.598,2 (-5,3986)	-1.630,41 (-5,2851)	1.631,04 (-5,2895)
R²	0,6087	0,6087	0,6088	0,6089
Q(20)	21,937 [p=0,287]	21,938 [p=0,287]	21,879 [p=0,290]	21,881 [p=0,290]
AIC	18,2633	18,2637	18,26336	18,2633
SC	18,4881	18,4885	18,4881	18,4881
D W	1,97	1,97	1,97	1,97
F	19,0718 [p=0,00]	19,05 [p=0,00]	19,07 [p=0,00]	19,07 [p=0,00]

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. DDJ: Diferencial Descoberto de Juros. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill; ii) Equação 21: as taxas de juros Selic e T-Bill; iii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor e iv) Equação 22: as taxas de juros Selic e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

A Tabela 5.1.9 mostra os resultados das regressões para os períodos antes e depois do Plano Real. Apenas os resultados das estimações das equações 11 e 12 são apresentados na tabela. Os coeficientes da variável DDJ mostraram-se sinais positivos e foram estatisticamente significantes em todas as equações estimadas para ambos os períodos. Isto é, um aumento no diferencial descoberto de juros manteve-se associado a um ingresso de capital estrangeiro no país, mesmo sem proteção das variações cambiais. As regressões que incluem os DDJ formados pelas taxas de juros Selic e T-Bill e Selic e Libor são apresentadas na Tabela D.10 do Apêndice D. Os resultados foram semelhantes àqueles encontrados nas regressões que incluíram os DDJ compostos pelas taxas de juros DI de um dia e T-Bill e DI de um dia e Libor. Dessa forma, esses resultados mantêm a existência de oportunidades de investimento no mercado financeiro brasileiro sem cobertura cambial, indicando a presença de fatores *pull* na explicação do ingresso de capital internacional.

Tabela 5.1.9 Movimento de capital internacional e o diferencial descoberto de juros: estimativas nos períodos de jan./91 a jun./94 e ago./94 a dez./98.

	Modelo 11 91 – 94	Modelo 12 91 – 94	Modelo 11 94 - 98	Modelo 12 94 – 98	Modelo 11 91 – 98
C	1655,06 (1,8660) ***	1654,59 (1,8816) ***	-32,0854 (-0,0730)	-1,50 (-0,0034)	628,90 (2,4705)
DDJ	168,28 (2,6970)*	167,44 (2,6736)**	653,81 (2,1561)**	651,29 (2,1190)	8,1381 (1,9318)**
DCJ					59,91 (3,1508)*
d-Real					-1036,24 (-2,7141)
d-México			-4030,39 (-6,6157)	-4043,37 (-6,5730)	-3352,94 (-3,2837)
d-Ásia			-4137,89 (-2,4726)	-4130,30 (-2,4567)	-3850,92 (-2,1191)
d-Rússia			-12444,10 (-4,1612)	-12406,6 (-4,1475)	-12279,06 (-3,7876)
d-Teleb.			4240,47 (3,5194)	4247,90 (3,5302)	3717,18 (3,6356)
AR(1)			-0,3967 (-1,9767)	-0,3946 (-1,9696)	-0,3024 (-1,7457)
AR(3)	0,5825 (3,8946)	0,5810 (3,8852)			
MA(1)	0,4632 (-2,5125)	0,4628 (2,5081)			
R²	0,4206	0,4197	0,6934	0,6934	0,6458
Q()^(a)	15,530 [p=0,275]	15,529 [p=0,275]	13,189 [p=0,829]	13,107 [p=0,833]	16,538 [p=0,621]
AIC	16,2551	16,2566	18,7451	18,7851	18,2410
SC	16,4886	16,4901	19,1292	19,1293	18,5369
D. W.	1,84	1,84	2,04	2,04	1,97
F	4,5371 [p=0,000]	4,52 [p=0,000]	11,5912 [p=0,00]	11,59 [p=0,00]	15,31 [p=0,00]

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. DDJ: Diferencial Descoberto de Juros. i) Equação 11: indicando as taxas de juros DI de um dia e T-Bill e ii) Equação 12: as taxas de juros DI de um e Libor. (a) Q(16) nas regressões entre 1991 e 1994 e Q(20) nas regressões entre 1994 e 1998. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

A última coluna da Tabela 5.1.9 mostra a equação estimada contendo o DCJ e o DDJ para o período completo. A PCJ e a PDJ são formados pela taxa de juros interna DI e pela taxa de juros externa T-Bill. Os coeficientes dos retornos cambiais *ex ante* e *ex post* foram estatisticamente significantes no período completo. Ou seja, tanto oportunidades de arbitragem cobertas como as oportunidades de arbitragem com exposição cambial foram conjuntamente significantes na explicação dos fluxos de capitais. Dessa forma, além das oportunidades livres de riscos, os investidores estrangeiros estavam dispostos a aplicar seus recursos no país mesmo sem cobertura cambial.

Por fim, os fluxos de capital estrangeiro parecem ter sido sensíveis aos fatores internos e aos fatores externos. As evidências mostraram a relevância das políticas monetárias e cambiais domésticas em produzir um grande estímulo para a entrada de capitais durante grande parte dos anos noventa. As variáveis relacionadas à dívida externa/PIB foram também importantes na explicação do fluxo de entrada de capital externo no país. Essas variáveis podem estar refletindo o grau de solvência de forma que um aumento nesses indicadores pode desestimular a entrada de capital. Outras indicações da importância de fatores domésticos sobre o comportamento dos fluxos de entrada de capitais foram obtidas através dos desvios da PCJ e da PDJ. Os DCJ e DDJ mostraram que tanto oportunidades de lucros sem risco cambial como àqueles expostos às variações na taxa de câmbio estimularam a entrada de capitais no país. Além disso, o *spread* do C-bond e o índice EMBI Brasil também demonstraram a importância de fatores internos sobre o comportamento dos fluxos de capital, pois são variáveis que refletem a percepção dos investidores com relação ao risco de crédito soberano. Porém, foi possível também observar um papel significativo de fatores externos sobre a estabilidade dos ingressos de capital estrangeiro. Esse fato foi capturado pelas taxas de juros internacionais. Essas evidências demonstram a influência de fatores *pull* e de fatores *push* sobre as decisões de investimento externo no Brasil.

CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O estudo do grau de integração financeira tem permitido que sejam derivadas novas evidências em torno das discussões e questões polêmicas encontradas na literatura. Não há dúvidas de que os fluxos de capital e a integração financeira global apresentam um crescimento contínuo. Também existem evidências empíricas favoráveis a uma integração financeira não perfeita como é mostrado nos modelos teóricos. Dentre as evidências, destacam-se: a) a ausência de diversificação internacional de portfólio (viés ao país doméstico); b) a alta correlação entre a poupança e o investimento domésticos (argumento de Feldstein-Horioka) e c) a ocorrência de diferencial de juros entre as economias. Entretanto, há um amplo consenso de que a mobilidade do capital internacional é um componente promotor de um processo de desenvolvimento econômico.

Com as renegociações das dívidas externas, os países latino-americanos iniciaram uma progressiva inserção nos mercados de capital internacional. O ingresso de capitais estrangeiros nesses países tem estimulado a análise da mobilidade de capitais. Apesar das diferenças nas políticas e na performance macroeconômicas entre os países da América Latina, o capital estrangeiro privado tem retornado para muitos países da região. Além disso, observou-se que o comportamento do fluxo de entrada de capitais estrangeiros entre as economias latino-americanas apresentou algumas características diferentes.

A partir do final dos anos oitenta, alguns países da América Latina iniciaram um período de realizações de reformas econômicas e políticas. Essas reformas apresentaram alguns aspectos semelhantes, tais como: (i) a implementação de programas de estabilização que objetivaram reduzir a inflação e gerar um equilíbrio sustentável na conta corrente; (ii) a abertura comercial à competição internacional e um processo de liberalização da conta de capital, que assumiu grau e forma diferenciada entre os países e (iii) as políticas de privatizações e programas de desregulação dos mercados. As políticas relacionadas à abertura da conta de capital variaram entre os países latino-americanos, sendo mantidas algumas formas de controles sobre o capital.

A experiência recente mostra que existiu uma mudança no ingresso de capital externo na direção dos investimentos diretos e dos investimentos em portfólio. O fluxo de entrada de capital entre 1990 e 1994 foi composto, em sua maioria, por investimento em carteira, sendo que o investimento direto estrangeiro se destaca pelo seu crescimento contínuo em toda a década. O investimento de portfólio é um fenômeno relativamente novo nos países da região. Até o final da década de oitenta, a maioria dos fluxos de capitais - que se destinavam para essa região - foi constituída por empréstimos bancários, tornando os investimentos em carteira a ser a forma dominante de fluxo na região a partir de 1991. Outra evidência importante é o declínio substancial dos fluxos de capital de instituições oficiais - unilateral e multilateral. Esse tipo de fluxo intensificou-se apenas em período em que os países em crise monetária necessitaram de ajuda financeira.

O Brasil tem vivenciado tanto uma tendência de liberalização financeira como um ingresso substancial de capital estrangeiro. O capital internacional começou a ingressar no país a partir de 1992, porém é a partir de 1995 que o fluxo de entrada de capitais tornou-se mais expressivo. A mudança na composição dos fluxos financeiros no Brasil na década de noventa faz parte de uma tendência na América Latina. O fluxo de capital estrangeiro de portfólio foi o tipo dominante, porém o investimento estrangeiro direto mostrou-se continuamente crescente durante toda a década. Junto com a entrada de capital, houve um crescimento nos déficits na conta corrente a partir de 1993, tornando-se mais acentuado logo após a implementação do Plano Real. A retomada do capital privado estrangeiro para o país foi relevante para a acumulação de reservas internacionais, sobretudo, quando vem financiar uma seqüência de déficits em conta corrente do balanço de pagamentos. Já, a taxa de câmbio real efetiva apresentou-se valorizada em grande parte da década, principalmente, a partir do Plano Real.

O período de referência da liberalização financeira é tomado a partir de maio de 1991, por que coincide com a edição do Anexo IV, que abriu espaço para investimentos estrangeiros em portfólio na economia brasileira. O mecanismo do Anexo IV possibilitou aos investidores institucionais estrangeiros comprar títulos de renda variável e de renda fixa, títulos de privatização, debêntures, derivativos entre outros ativos. Dessa forma, o

Anexo IV é um instrumento que permitiu ao investidor institucional estrangeiro investir no mercado de capitais brasileiro por meio da constituição de uma carteira. As medidas de liberalização do investimento externo contribuíram fortemente para o capital estrangeiro voltar a crescer no país. Em junho de 1992, a resolução foi completada pelo Anexo V, que permitiu ao residente no exterior adquirir no mercado primário ou secundário certificados representativos de ações de emissão de empresa brasileira, e, em dezembro de 1993, foi introduzido o fundo de renda fixa de capital estrangeiro (FRFCE). Apenas os investidores institucionais foram permitidos investir nos ativos do Anexo IV, como as instituições financeiras, as companhias de seguro e os fundos estrangeiros de investimentos.

A avaliação da integração financeira da economia brasileira a partir das séries de desvios das paridades de juros permitiu concluir que ocorreram avanços importantes na mobilidade de capital, embora ainda exista alguns controles, sobretudo, na entrada. Os desvios das paridades de juros – DCJ, DDJ e DJR – apresentaram magnitudes diferentes de zero entre 1990 e 2004. Porém, foi possível verificar que eles têm se reduzido ao longo do tempo. Esse fato sugere que a economia brasileira tem se tornado mais integrada ao mercado financeiro internacional ao longo do período de análise. O DCJ indicou a presença de barreiras à mobilidade de capital e a existência de um ganho excedente livre de risco para quem investir em títulos brasileiros em relação ao investimento em títulos americanos.

Tanto a magnitude como a variabilidade dos desvios da PCJ antes do Plano Real foram extremamente elevados relativo aos anos posteriores. A primeira metade da década de noventa foi um período predominado por incertezas quanto ao rumo da economia. De forma que o ingresso de capital estrangeiro ocorreu com um elevado prêmio de risco país, decorrendo possivelmente de expectativas de reversão do processo de abertura financeira com imposição de controles sobre o capital. Além disso, a economia brasileira ainda estava em processo de renegociação da sua dívida externa. Assim, uma percepção de risco de crédito soberano pode também explicar a presença de tal prêmio.

Embora a economia brasileira tenha alcançado uma maior estabilidade econômica com o Plano Real, o DCJ continuou apresentando desvios positivos em todo o período.

Exceto entre novembro de 2002 e março de 2004, onde o DCJ em média tornou-se negativo e próximo de zero. Esse fato reflete um processo mais lento de ajustamento do mercado de câmbio futuro relativo ao mercado de câmbio à vista, onde possivelmente implicaria uma posição de cautela ou uma aversão ao risco dos investidores devido às incertezas geradas pelo processo de pleito eleitoral para presidente da República.

Os diferenciais descobertos de juros na primeira metade da década mostraram-se bastante influenciados pela volatilidade da taxa de juros e da taxa de câmbio nominal nos meses subsequentes aos Planos Collor I e II. Esse comportamento do DDJ parece estar refletindo a incerteza cambial nos dois primeiros anos da década, devido aos fracassos das tentativas de estabilização. No entanto, os desvios da PDJ apresentaram magnitudes relativamente maiores no período de agosto de 1994 a dezembro de 1998. Os diferenciais descobertos de juros sofreram a influência da valorização da moeda doméstica entre agosto de 1994 e maio de 1995, exceto nos meses de março e abril de 1995, que mostrou uma forte desvalorização cambial em decorrência da crise mexicana. Assim, tanto um prêmio de risco país como um provável prêmio de risco da moeda explicaria a existência de DDJ.

No período de 1990 a 1994, as cotações do mercado futuro de câmbio apontaram uma tendência de desvalorização contínua da moeda doméstica, tentando acompanhar o comportamento da taxa de câmbio à vista. Entretanto, a desvalorização ocorrida no mercado de câmbio à vista foi mais acentuada, gerando possivelmente um “prêmio” moeda negativo, conforme a *proxy* usada para ter indicações do risco da moeda. Um segundo comportamento interessante no mercado de câmbio futuro ocorreu entre ago./1994 e mai./1995. Nesse último período, as cotações dos contratos futuros de câmbio continuamente apontaram uma desvalorização do Real. No entanto, houve uma valorização cambial no segundo semestre de 1994, quando a taxa de câmbio *spot* foi permitida a flutuar. Esse comportamento do mercado pode ser atribuído a um processo de aprendizagem gradual dos agentes privados à nova política econômica, pois ocorreram mudanças na forma de operação da política cambial entre outubro de 1994 e maio de 1995.

A PJR é uma condição forte para a integração financeira, desde que ela exige uma integração dos mercados financeiros e dos mercados de bens. Observou-se uma estabilidade nos desvios da paridade de juros reais. O DDJ mostrou-se negativamente correlacionado com os desvios da paridade do poder de compra relativo entre 1990 e 2004, existindo uma compensação entre os termos e, conseqüentemente, produzindo uma estabilidade nos DJR. Nos períodos de crise financeira, foi possível observar a elevação dos DDJ, DCJ e DJR na média e na sua variabilidade. Os desvios das PDJ e PJR exibiram um processo de reversão à média entre os anos de 1990 a 1998. Já, o DCJ tornou-se mais claramente estacionário a partir da segunda metade da década. A propriedade de reversão à média mostrou-se dependente da forma com que os desvios são construídos.

Com base nas séries de desvios, os planos de estabilização, as mudanças na política cambial e as turbulências nos mercados financeiros – que geram volatilidade tanto na taxa de juros como na taxa de câmbio – foram fatores que produziram influências relevantes no comportamento das paridades. Os modelos de parâmetros fixos das paridades cobertas e descobertas de juros mostraram sensibilidades a tais fatores. Essas evidências empíricas estão de acordo com os resultados de Frenkel e Levich (1977), Engel (1995) e Flood e Rose (2002), que analisaram os comportamentos da PCJ e PDJ em países desenvolvidos. Já, os modelos de parâmetros variáveis exibiram os efeitos dos choques ou das mudanças exógenas que ocorreram a partir da década de noventa. Dessa maneira, a investigação e a análise a partir de modelos de parâmetros variando no tempo mostraram resultados melhores, pois proporcionaram uma compreensão mais nítida da evolução da mobilidade de capital a partir das condições de paridades de juros.

No modelo de parâmetro fixo, os valores obtidos das estimativas de logo prazo para a PCJ forneceram indicações de que a economia brasileira não é perfeitamente integrada aos mercados financeiros internacionais no período de junho de 1990 a dezembro de 1998. É possível afirmar que existe um nível de integração financeira intermediário, indicando a existência de um prêmio de risco Brasil nas arbitragens de juros cobertas. O modelo de correção de erros permitiu observar a dinâmica de curto prazo a partir dos dados. A dinâmica de curto prazo da PCJ foi expressa apenas pelo diferencial de juros

contemporâneo o qual apontou um processo rápido de ajustamento relativo à elasticidade de longo prazo. O mecanismo de correção de erro mostrou que uma proporção grande dos desequilíbrios da relação de PCJ relativo ao equilíbrio de longo prazo é corrigida em cada período.

Os testes de quebra estrutural indicaram mudanças significativas nos coeficientes da PCJ antes e após o Plano Real. Os resultados das regressões no período entre junho de 1990 a junho de 1994 foram semelhantes àqueles obtidos para o intervalo completo, isto é, de 1990 a 1998. Porém, como as séries tornaram-se estacionárias no período entre outubro de 1994 e dezembro de 1998, as estimações da PCJ foram realizadas, simplesmente, empregando o método de MQO. O valor do parâmetro da PCJ se manteve marginalmente superior àquele obtido no período entre 1990:06 e 1994:06. Esse fato não é suportado pelas *dummies* de nível e de inclinação, pois elas indicaram uma redução de nível e um aumento na inclinação na segunda metade da década de noventa. Ao estimar novamente a PCJ para o período de 1995:06 a 1998:12, a estimativa do parâmetro da PCJ tornou-se menor. Em resumo, os resultados continuaram a rejeitar a hipótese de integração perfeita e de ausência de integração nos dois subperíodos.

Os valores obtidos das estimativas de longo prazo dos modelos de parâmetro fixos da PDJ também apontaram que o mercado financeiro do Brasil não é perfeitamente integrado aos mercados financeiros internacionais no período de abril de 1990 a dezembro de 1998. De maneira que os ativos brasileiros não são percebidos pelos investidores estrangeiros como substitutos perfeitos dos ativos externos, isto é, há um risco intrínseco nos ativos brasileiros. De forma que a denominação em moeda nacional do ativo brasileiro pode gerar algum tipo de incerteza na arbitragem sem cobertura cambial. Porém, é possível ainda afirmar que exista um nível de integração financeira intermediário pelo conceito da PDJ que é consistente com a presença de um prêmio de risco país e da moeda nas operações de arbitragens de juros descobertas no país.

A dinâmica de curto prazo da PDJ também foi expressa apenas pelo diferencial de juros contemporâneo no período entre 1990 a 1998. O coeficiente de impacto de uma mudança no diferencial de juros sobre a variação *ex post* na taxa de câmbio nesse período apresentou um valor extremamente elevado, sendo necessário uma cautela na interpretação desse coeficiente.

A análise de quebra estrutural apontou a presença de diferenças significativas nos coeficientes da PDJ antes e após o Plano Real. Na primeira metade da década de noventa, a relação de longo prazo da PDJ apresentou indicações de uma mobilidade restrita de capital estrangeiro. O coeficiente de impacto exibiu um ajustamento nos primeiros dois meses, mas não produzindo uma desvalorização mais acentuada que o comportamento de longo prazo. Além disso, o mecanismo de correção de erro da PDJ mostra que uma parte grande dos desequilíbrios relativo ao longo prazo é corrigida em cada período. Como as séries tornaram-se estacionárias no período entre outubro de 1994 e dezembro de 1998, as estimações da PDJ também foram realizadas empregando o método de MQO. Os resultados mostraram uma redução no coeficiente do diferencial de juros na segunda metade da década. As variáveis *dummies* suportam a evidência empírica de redução nesse coeficiente entre os subperíodos antes e após o Plano Real. Por fim, os resultados continuaram a rejeitar as hipóteses de integração perfeita e de ausência de integração.

Também, as regressões das duas equações fundamentais de Fama (1984) rejeitaram a hipótese de eficiência do mercado de câmbio futuro no período entre 1990 e 1998 e nos subperíodos antes e após o Plano Real. Essas evidências empíricas são compatíveis com a presença de um prêmio de risco da moeda, o qual explicaria a falha da PDJ. Além disso, foi também possível observar a existência de um processo de aprendizagem gradual de uma mudança no mercado de câmbio.

Na realidade, todos os resultados dos modelos de parâmetros fixos indicaram a existência de instabilidade na PCJ e na PDJ. A aplicação do filtro de Kalman nas equações da PCJ e da PDJ mostrou evidências de variação nos parâmetros das equações. Foi possível notar tanto mudanças bruscas como graduais ao longo do tempo. No caso da equação de

PCJ, uma primeira mudança ocorreu no início de 1991, que pode estar relacionado ao período de abertura da conta de capital brasileira. Esse fato foi mais claramente apontado pelo método de MQR. Um segundo comportamento atípico da PCJ ocorreu entre a segunda metade de 1994 e início de 1995. Esse comportamento se deve às expectativas no mercado de câmbio futuro e às repercussões da crise mexicana no Brasil. Dessa forma, o modelo de parâmetro variável da PCJ sugere uma explicação para a magnitude do coeficiente estimado do diferencial de juros nas regressões de parâmetro fixo no período de outubro de 1994 a dezembro de 1998, o qual se esperava uma redução no valor estimado e obtivemos ainda um valor elevado e superior àquele obtido na primeira metade da década.

Ainda, pôde-se observar a redução no coeficiente estimado da PCJ na segunda metade da década e, por conseqüência, uma redução no grau de integração financeira fraca ou um aumento no prêmio de risco país. Entretanto, essa conclusão é completamente diferente àquela obtida pela análise das séries de desvios da PCJ, a qual mostrou um crescimento na mobilidade de capital no mesmo período. Não foi possível notar qualquer tendência no coeficiente do diferencial de juros em direção a unidade a partir de 1999, porém se observa movimentos em direção à zero ou a valores negativos em alguns momentos distintos. Os períodos de mudança no regime cambial e do processo eleitoral para presidente da República mostram exatamente esse comportamento. Embora que o coeficiente estimado do diferencial de juros da PCJ apresenta valores crescente, chegando próximo a unidade, a partir de meados de 2003.

No caso da PDJ, o modelo de parâmetros variando no tempo mostra a existência de duas quebras estruturais: em junho de 1994 e janeiro de 1999. A análise da PDJ também indicou uma redução na mobilidade de capital na segunda metade da década. O coeficiente da PDJ mostra que um aumento no diferencial de juros interno e externo produz um desvalorização excessiva na taxa de câmbio nos momentos de crescimento na incerteza no mercado de câmbio. Isso pode estar implicando que uma política de defesa da paridade cambial por meio de um aumento na taxa de juros doméstica produziria inicialmente uma desvalorização muito acima daquela necessária para igualar ao diferencial de juros interno e externo. Em geral, os resultados tendem a confirmar o argumento de Frenkel e Levich

(1977), Engel (1995) e Flood e Rose (2002) de que os períodos de turbulência nos mercados financeiros têm implicações relevantes na investigação e na análise do comportamento das condições de arbitragens.

Em nenhum momento, a PDJ estimada para o Brasil mostrou uma correlação negativa entre o diferencial de juros e a variação cambial, isto é, foi verificado que um aumento no diferencial de juros provoca uma desvalorização cambial, embora não na mesma proporção, conforme esperado pela teoria da PDJ. Esse resultado está de acordo com Roubini e Backus (2001) que mostra que países de inflação elevada têm, em média, maiores taxas de juros nominais do que países com inflação baixa e, na média, as moedas dos países de alta inflação tendem a se desvalorizar em relação aos de inflação baixa a uma taxa próxima da diferença das taxas de inflação dos dois países. De fato, ao observar o comportamento da variável mudança na taxa de câmbio nominal, foi possível verificar que ela segue exatamente a trajetória da inflação, da taxa de juros nominal e do diferencial de juros interno e externo. Esse comportamento também foi constatado com o prêmio futuro.

Portanto, os resultados do modelo de parâmetros variáveis sugerem uma integração financeira intermediária pelo conceito fraco e pelo conceito forte entre janeiro de 1990 a março de 2004. Ou seja, a análise da mobilidade de capitais conduz a conclusão de que o prêmio de risco país e o prêmio de risco da moeda são componentes significantes nas condições de não-arbitragem. Além disso, as evidências empíricas encontradas sugerem que os investimentos estrangeiros no Brasil foram realizados com prêmios de risco mais elevados entre o segundo semestre de 1994 e dezembro de 1998 relativamente aos outros anos sob análise. Isto é, o mercado financeiro brasileiro tornou-se menos integrado no período do Plano Real. Dessa forma, a trajetória dos coeficientes do diferencial de juros da PCJ e da PDJ não permite afirmar que houve uma tendência constante em direção a uma maior abertura financeira a partir de 1990.

Apesar da existência de uma mobilidade de capital restrita na economia brasileira, os investidores estrangeiros direcionaram seu capital para investimentos domésticos, sobretudo, investimento em portfólio. A manutenção de uma política monetária restritiva e

de um controle sobre a taxa de câmbio produziram oportunidades de lucros atraentes, que foram realizadas com um prêmio de risco elevado. Entretanto, foi possível também observar a significância de fatores externos, sendo captado pelos movimentos na taxa de juros internacional e, conseqüentemente, constitui-se como um fator relevante no sentido da manutenção da estabilidade dos fluxos. As variáveis relacionadas à dívida externa/PIB mostraram-se importantes na explicação do fluxo de entrada de capital externo no país, indicando que uma piora nesse indicador pode desestimular a entrada de capital.

Os desvios da PCJ e os desvios da PDJ indicaram a existência de oportunidades de lucros de arbitragem mesmo em investimentos sem cobertura cambial. Além disso, uma mudança na percepção de risco de crédito soberano tem efeito sobre os influxos de capital, de forma que uma piora nessa percepção leva a uma redução na entrada ou um aumento na saída de capital estrangeiro. Nos momentos de crise externa, os fluxos de capitais se inverteram, observando-se grandes perdas de reservas internacionais. Entretanto, os ingressos de capital voltaram a crescer nos períodos posteriores às crises de forma a se observar um crescimento no investimento estrangeiro em carteira e, mais acentuado, um crescimento contínuo no investimento direto na segunda metade da década. Devido à tendência de uma maior integração dos mercados de bens e serviços e dos mercados financeiros, os países estão mais sujeitos aos choques externos, que afetam a percepção de risco soberano. Em resumo, essas evidências podem ser interpretadas como a influência de fatores *pull* e de fatores *push* sobre as decisões de investimento externo no Brasil.

REFERÊNCIAS

AGHION, P. et al. **Currency crisis and monetary policy with credit constraints**. Mimeografado. Lausane: University of Lausane, Study Center Gerzensee, 2000.

ANDREZO, Andrea F.; LIMA, Iran S. **Mercado Financeiro: Aspectos históricos e conceituais**. São Paulo: Pioneira, 1999.

ARAÚJO, Carlos H. V.; FLÔRES JÚNIOR, Renato G. Análise do financiamento externo a uma pequena economia: aplicação da teoria do prêmio monetário ao caso brasileiro, 1991-1998. **Trabalho para Discussão**: Banco Central do Brasil, Brasília, n.10, p.1-70, mar. 2001. Disponível em <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em 1/abr./2004.

ARAÚJO, Carlos H. V. Risco político, incentivos e o equilíbrio do mercado internacional de crédito. **Trabalho para Discussão**: Banco Central do Brasil, Brasília, n.28, p.1-28, out. 2002. Disponível em <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em 1/abr./2004.

ARAÚJO, Carlos H. V; GUILLÉN, Osmani T. C. Componentes de curto e de longo prazo das taxas de juros do Brasil. **Trabalho para Discussão**: Banco Central do Brasil, Brasília, n.55, p.1-27, nov. 2002. Disponível em <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em 1/abr./2004.

BACCHETTA, P. **Monetary policy with foreign currency debt**. Mimeografado, Lausane: University of Lausane, Study Center Gerzensee, 2000.

BACHA, Edmar L. Latin America's reentry into private financial markets: domestic and international policy issues. **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n.299, fev., p. 1-25, 1993.

BANCO CENTRAL DO BRASIL. **Notas explicativas ao Balanço de Pagamentos compilado de acordo com as normas estabelecidas na quinta edição do Manual do Balanço de Pagamentos do FMI**. Brasília. Disponível em <http://www.bcb.org.br>. Acesso em 1/abr./2004.

BANSAL, Ravi; DAHLQUIST, Magnus. The forward premium puzzle: different tales from developed and emerging economies. **Journal of International Economics**, v.51, p.115-179, 2000.

BARASSI, M. R.; CAPORALE, G. M.; HALL, S. G. Interest rate linkages: identifying structural relations. **Discussion Paper**: University of Oxford/ Centre for International Macroeconomics, n. 2000.02, p. 1-23, may, 2000a. Disponível em <http://www.econ.ox.ac.uk/research/cim>. Acesso em: 8/07/2005.

BARASSI, M. R.; CAPORALE, G. M.; HALL, S. G. Interest rate linkages: a Kalman filter approach to detecting structural change. **Discussion Paper**: University of Oxford/ Centre

for *International Macroeconomics*, n. 2000.09, p. 1-25, nov., 2000b. Disponível em <http://www.econ.ox.ac.uk/research/cim>. Acesso em: 8/07/2005.

BERNHARDSEN, T. The relationship between interest rate differentials and macroeconomic variables: a panel data study for European countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 19, p. 289-308, 2000.

BHAGWATI, Jagdish. The capital myth: The difference between trade in widgets and trade in dollars. **Foreign Affairs**, v. 77, p. 7-12, 1998.

BILSON, John F. O. The speculative efficiency hypothesis. **Journal of Business**, v. 54, p. 435-51, 1981.

BOSWORTH, Barry P.; COLLINS, Susan M. Capital flows to developing economies: implications for saving and investment. **Brookings Papers on Economic Activity**, v.1, p. 143-69, 1999.

BRANSON, William; HENDERSON, D. W. The specification and influence of asset markets. In: JONES, Ronald W.; KENEN, Peter B. (Ed). **Handbook of International Economics; International Monetary and Finance**. Amsterdam: North-Holland, 1985, v. 2, ch. 16, p. 807-857.

BROWNE, France X.; McNELIS, Paul D. Exchange controls and interest rate determination with traded and non-traded assets: the Irish-United Kingdom experience. **Journal of International Money and Finance**, v. 9, p.41-59, 1990.

BUSTILLO, Inés; VELLOSO, Helvia. Bond markets for Latin American debt in the 1990s. Santiago: CEPAL, ECLAC, Nações Unidas, 40p., 2000.

CALVO, Guillermo. A. The perils of sterilization. **IMF Staff Papers**, Washington, v.38, n. 4, p.921-60, dez., 1991.

CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Inflows of capital to developing countries in the 1990s. **Journal of Economic Perspectives**, v. 10, n. 2, p. 123-139, 1996.

CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. The capital inflows problem: concepts and issues. **Contemporary Economic Policy**, v. 12, p. 54-66, july, 1994.

CALVO, G. A.; LEIDERMAN, L.; REINHART, C. M. Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. **IMF Staff Papers**, Washington, v. 40, p.108-151, 1993.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fear of floating. Baltimore, MD: University of Maryland, 2000a. Mimeografado.

CALVO, G. A.; REINHART, C. M. Fixing for your life. Baltimore, MD: University of Maryland, 2000b. Mimeografado.

CALVO, G.; MENDOZA, Henrique. **Rational herd behavior and the globalization of security markets**. Maryland: University of Maryland, 1996. Mimeografado.

CALVO, Sara; REINHART, Carmen M. Capital flows to Latin America: is there evidence of contagion effects? In: CALVO, Guilherme; GOLDSTEIN, Morris; HOCHREITER, Eduard (Ed.). *Private Capital Flows to Emerging Markets*. Washington, DC: Institute for International Economics, p.1-36, 1996.

CAPORALE, G. M.; KALYVITIS, S.; PITTIS, N. Interest rate convergence, capital controls, risk premia and foreign exchange market efficiency in the EMS. **Journal of Macroeconomics**, v.18, n.4, p.693-714, 1996.

CAPORALE, G. M.; PITTIS, N. Domestic and external factors in interest rate determination. **Applied Financial Economics**, v. 7, p.465-471, 1997.

CARAMAZZA, F. French-German interest rate differentials and time-varying realignment risk, **IMF Staff Papers**, Washington, v. 40, p.567-583, 1993.

CARDOSO, Eliana; GOLDFAJN, Ilan. Capital Flows to Brazil: The endogeneity of capital controls, **IMF Staff Papers**, Washington, v. 45, n.1, p.161-202, 1998.

CARNEIRO, Dionísio D.; GARCIA, Marcio G. P. Capital flows and monetary control under a domestic currency substitution regime: the recent brazilian experience, **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 304, Rio de Janeiro, p.1-31, ago., 1993.

CARNEIRO, Dionísio Dias. Capital flows and brazilian economic performance. **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 369, Rio de Janeiro, p.1-50, jun., 1997.

CARVALHO, A. Gledson. Ascensão e declínio do mercado de capitais no Brasil – a experiência dos anos 90. **Economia Aplicada**, Rio de Janeiro, v. 4, n.3, p.595-632, 2000.

CHINN, Menzie D.; MALONEY, William F. Financial and capital account liberalization in the pacific basin: Korea and Taiwan during the 1980's. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 5814, p.1-23, nov., 1996. Disponível em:<http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

CHUHAN, Punam; CLAESSENS, Stijn; MAMINGI, Nlandu. **Equity and bond flows to Latin América and Ásia**: the role of external and domestic factors. World Bank, 1993. (PRE Working Paper n. 1160)

CHUHAN, Punam; PEREZ-QUIROS, G.; POPPER, Helen. International capital flows. Do short-term investment and direct investment differ?. **Policy Research Working Paper**, DC, n.1669, p.1-27, oct., 1996.

COOPER, Richard N. Should capital account convertibility be a world objective?. **Princeton Essay in International Finance**, n. 207, p.1-30, 1998.

CUMBY, R. E. Is it risk? Explaining deviations from uncovered interest parity, **Journal monetary Economics**, v. 22, p.279-300, 1988.

CUTHBERTSON, Kelth. **Applied Econometric Techniques**. Harvester Wheatsheaf, UK:1992, 274p.

DEVLIN, Robert; FRENCH-DAVIS, Ricardo; GRIFFITH-JONES, Stephany. Crescimento dos fluxos de capital e desenvolvimento: uma visão geral das questões de política econômica, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.24, n.3, p.411-444, dez.1994.

DICKEY, David; FULLER, Wayne A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v.49, p. 1057-72, july, 1981.

DOOLEY, Michael P.; ISARD, Peter. Capital controls, political risk and deviations from interest-rate parity. **Journal of Political Economy**, v.88, n. 21, p.370-384, 1980.

DOOLEY, Michael; FRANKEL, Jeffrey; MATHIESON, Donald. International capital mobility: what do saving-investment correlations tell us?. **IMF Staff Papers**, Washington, v. 34, n.3, p.503-530, 1987.

EATON, J.; GERSOVITZ, M. **Country risk: economic aspects**. New Haven, CT: Yale University, Economic Growth Center, 1983. (Center Paper, n. 349)

EDWARDS, Sebastian. LDC foreign borrowing and default risk: an empirical investigation, 1976-1980. **American Economic Review**, n.4, p.726-734, 1984.

EDWARDS, Sebastian. Capital inflows into Latin America: stop-go story. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 6441, p.1-42, 1998a. Disponível em:<http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

EDWARDS, Sebastian. Capital inflows, real exchange rates and capital controls: some Latin American experiences. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 6800, p.1-77, nov., 1998b. Disponível em:<http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

EDWARDS, Sebastian. **Exchange rate misalignment in developing countries**. Baltimore: Johns Hopkins University Press, 1988.

EDWARDS, Sebastian. How effective are capital controls?. **Journal of Economic Perspectives**, v. 13, n. 4, p.65-84, 1999.

EDWARDS, Sebastian. Interest rates, contagion and capital controls. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 7801, p.1-30, 2000. Disponível em:<http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

EDWARDS, Sebastian. **Latin America and the Caribbean: a decade after the debt crisis.** Washington, D.C.: World Bank, 1993.

EDWARDS, Sebastian. Money, the rate of devaluation and interest rates in a semi-open economy: Colômbia, 1968-1982. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 17, n. 1, p.59-68, 1985.

EDWARDS, Sebastian. Why are Latin America's savings rates so low?: An international comparative analysis. **Journal of Development Economics**, v.51, n 1, p.1-39, 1996.

EDWARDS, Sebastian; KHAN, M. Interest determination in developing countries: a conceptual framework. **IMF Staff Papers**, Washington, D.C., v. 32, n. 3, p.377-403, sep.1985.

EICHENBAUM, M. ; EVANS, C. L. Some empirical evidence on the effects of shocks to monetary policy on exchange rates. **Quarterly Journal of economics**, v.110, n.4, p. 975-1009, nov. 1995.

EICHENGREEN, B.; PORTES, R. Debt and default in the 1930's. **European Economic Review**, v. 30, n.6, p.599-647, 1986.

EICHENGREEN, B.; MODY, A. What explains changing spreads on emerging market debt: fundamentals or market sentiment? **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 6408, p.1-40, 1998. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

EICHENGREEN, B.; MODY, A. Lending booms, reserves and the sustainability of short-term debt: inference from the pricing of syndicated bank loans. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 7113, p.1-45, 1999. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series.** New York, NY: John Wiley & Sons, 1995. 433p.

ENGEL, Charles. The forward discount anomaly and the risk premium: a survey of recent evidence. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 5312, p.1-114, 1995. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

ENGLE, Robert F.; GRANGER, C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, **Econometrica**, v.55, n.2, p.251-76, mar., 1987.

ENGLE, Robert F.; ISSLER, J. V. Common trends and common cycles in Latin América. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 47, n.2, p. 149-176, abr./jun. 1993.

FAMA, E. Forward and spot exchange rates. **Journal of Monetary Economics**, v.14, p.319-338, 1984.

FARHI, Maryse; CINTRA, Marcos A. M. **O acesso às informações: classificação de risco, auditorias e contabilidade.** *Pesquisa e Debate*, v. 13, n.21, p.85-111, jan. 2002.

FELDSTEIN, Martin; HORIOKA, Charles. Domestic saving and International capital flows. *Economic Journal*, v.90, p.314-29, jun. 1980.

FERNANDEZ-ARIAS, Eduardo. **A dynamic bargaining model of sovereign debt.** World Bank, 1991. (PRE Working Paper, n.778)

FERNANDEZ-ARIAS, Eduardo. The new wave of private capital inflows: push or pull?. Policy Research Working Paper, Washington, DC, n. 1312, p. 1-40, June. 1994.

FERNANDEZ-ARIAS, Eduardo; Montiel, Peter. The surge in capital inflows to development countries. Policy Research Working Paper, Washington, DC, n. 1473, p. 1-47, 1995.

FISHER, I. **The theory of interest.** New York: Macmillan, 1930.

FLOOD, Robert P.; ROSE, Andrew K. Uncovered interest parity in crisis. **IMF Staff Paper**, Washington, v.49, n.2, p.252-266, 2002.

FRANKEL, Jeffrey. International capital mobility and crowding-out in the U.S. economy: imperfect integration of financial markets or of goods markets?. In: Feldstein, M. (Ed)., **The United States in the world economy.** Chicago: University of Chicago Press, p.1-72, 1986.

FRANKEL, Jeffrey. Quantifying international capital mobility in the 1980. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 2856, p.1-91, 1989. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

FRANKEL, Jeffrey. Measuring international capital mobility: a review. **American Economic Review**, v. 82, n.2, p.197-202, may 1992.

FRANKEL, Jeffrey A. **Why haven't interest rates in Latin American and Asian countries converged to world levels?.** Berkeley: University of California, 1994. Mimeografado.

FRANKEL, Jeffrey; MACARTHUR, Alan. Political vs currency premia in international real interest differentials. A study of forward rates for 24 countries. **European Economic Review**, v.32, p.1083-1121, 1988.

FRANKEL, Jeffrey A.; OKONGWU, Chudozie. Liberalized portfolio capital inflows in emerging markets: sterilization, expectations and the incompleteness of interest rate convergence. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 5156, p.1-31, 1995. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

FRENKEL, Jacob A.; LEVICH, Richard, M. Covered interest arbitrage: unexploited profits?. **Journal of Political Economy**, v.83, n.2, p.325-338, 1975.

FRENKEL, Jacob A.; LEVICH, Richard M. Transaction costs and interest arbitrage: tranquil versus turbulent periods. **Journal of Political Economy**, v.85, n.6, p.1209-1226, 1977.

FROOT, Kenneth A.; FRANKEL, Jeffrey A. Forward discount bias: is it an exchange risk premium?. **Quarterly Journal of Economics**, v.104, p.13-161, feb. 1989.

FROOT, Kenneth A.; THALER, Richard H. Anomalies: Foreign Exchange. **Journal of Economic Perspectives**, v. 4, n.3, p. 179-92, 1990.

FROOT, K. A.; O'CONNELL, P.; SEASHOLES, M. The portfolio flows of international investor. **NBER Working Paper**, Cambridge: MA, n. 6687, p.1-50, 1998. Disponível em: <http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

FRY, Maxwell J.; CLAESSENS, Stijn; BURRIDGE, Peter; BLANCHET, Marie-Christine. Foreign direct investment, other capital flows, and current accounts deficits. What causes what?. **Policy Research Working Paper**, Washington, DC, n. 1527, p. 1-21, oct.1995.

GARCIA, Márcio G. P. Política monetária e cambial: algumas lições do período recente para o Real, **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 330, Rio de Janeiro, p.1-28, dez., 1994.

GARCIA, Márcio G. P. A macroeconomia do dólar futuro. **Resenha BM&F**, n. 118, p. 37-45, 1997. Disponível em: <http://www.bmf.com.br>. Acesso em 08/07/2005.

GARCIA, Marcio G. P.; BARCINSKI, Alexandre. Capital flows to Brazil in the nineties: Macroeconomic aspects and the effectiveness of capital controls. **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 357, Rio de Janeiro, p.1-44, jul., 1996.

GARCIA, Márcio G. P; OLIVARES, Leandro G. A. O prêmio de risco da taxa de câmbio no Brasil durante o Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, v. 2, p.151-181, 2001.

GARCIA, Marcio G. P.; DIDIER, Tatiana. Very high interest rates and the cousin risks: Brazil during the Real Plan. **Texto para Discussão**: PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, n. 441, Rio de Janeiro, p.1-41, dez., 2000.

GARCIA, Márcio G. P.; LOWENKRON, Alexandre. **Cousin risks: the extent and the causes of positive correlation between country and currency risks**. PUC RJ/ Departamento de Economia, Rio de Janeiro, p.1-38, jul., 2004. Disponível em www.econ.puc-rio.br/Mgarcia/Papers/Cousin_Risks_JMCB_040403.PDF. Acesso em 30/01/2004.

GARIBALDI, Pietro et al. What moves capital to transition economies?. **IMF Staff Paper**, Special issue, Washington, v.48, p.108-145, 2001.

GHIRONI, Fabio; REBUCCI, Alessandro. **Monetary rules for emerging market economies**. Boston: Boston College Economics Department, 2001. Mimeografado. Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html>. Acesso em 24/04/2001.

GHOSH, A. R.; OSTRY, J. D. The current account in developing countries: a perspective from the consumption-smoothing approach. **The World Bank Economic Review**, v. 9, n.2, p. 305-333, 1995.

GIAMBIAGI, Fábio; REIS, Carla. Investimento direto: o Brasil se reinsere no mundo. **Conjuntura Econômica**, v.51, n.12, p.29-32, dez., 1997.

GOKEY, T. C. What explains the risk premium in foreign exchange returns?, **Journal of International Money and Finance**, v. 16, n. 6, p.729-738, 1994.

GOLDFAJN, I. The swings in capital flows and the brazilian crisis. **Texto para Discussão: PUC RJ/ Departamento de Economia**, Rio de Janeiro, n. 442, Rio de Janeiro, p.1-36, abr., 2000.

GOLUB, Stephen S. International capital mobility: net versus gross stocks and flows. **Journal of International Money and Finance**, v. 9, p.424-439, 1990.

GRANGER, C. W. J.; HUANG, B. N.; YANG, C. W. A bivariate causality between stock prices and exchange rates: evidence from recent Asia FLU. **Discussion Paper: University of California/ Department of Economics**, San Diego, p.98-109, 1998.

GRIGORIAN, David A. On the determinants of first-time sovereign bond issues. **IMF Working Paper**, n. 03/184, p.1-23, sept., 2003.

HAQUE, Nadem; MONTIEL, Peter. Capital mobility in developing countries: some empirical tests. **World Development**, v. 19, n.10, p.1391-1398, oct., 1991.

HARBERGER, Anold. Perspectives on capital and technology in less developed countries. In: Artis, M.; Nobay, A. (Ed.). **Contemporary Economic Analysis**. London: Croom Helm, 1978. p. 151-69.

HARBERGER, Anold. Vignettes on the world capital markets. **American Economic Review**, v. 70, n. 2, p.331-37, may, 1980.

HARRIS, R. I. D. **Using cointegration analysis in econometric modeling**. Harvester Wheatsheaf, 1995. p.177.

HARVEY, A. C. **Forecasting, structural time series models and the Kalman filter**. Cambridge: University Press, 1989. 544p.

HARVEY, A. C. Trends, cycles and autoregressions. **The Economic Journal**, v.107, p. 192-201, jan., 1997.

HARVEY, A. C.; KOOPMAN, S. J. Multivariate structural time series models. In: HEIJ, J. et al. **System dynamics in economic and financial models**. Nova Iorque: John Wiley and Sons, 1997. p.271-385.

HAUSCHILD, Rogério L. **Integração financeira na Europa: aspectos teóricos e práticos**. 1996. Rio Grande do Sul: Programa de Pós-Graduação em Economia. Tese (Doutorado), Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, 1996.

HERRARA, Luis Oscar; VALDÉS, Rodrigo O. The effect of capital controls on interest rate differentials. **Journal of International Economics**, v. 53, p. 385-398, 2001.

HODRICK, R. J.; HANSEN, L. P. Forward exchange rates as optimal predictors of future spot rates: an econometric analysis. **Journal of Political Economy**, v. 88, n. 5, p. 829-853, 1980.

HOLDEN, S.; VIKOREN, B. The credibility of a fixed exchange rate: how reputation is gained or lost. **Scandinavian Journal of Economics**, v. 98, n.4, p. 485-502, 1996.

HOLANDA, Marcos C.; CAVALCANTE, Mileno T. Mobilidade de capital internacional no Brasil. **Economia Aplicada**, v.5, n.2, p.261-279, 2001.

ISARD, Peter. **Exchange rate economics**, Cambridge University Press, 1995. 274p.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economic Dynamic and Control**, v.12, p.231-254, 1988.

JOHANSEN, S.; JUSELIUS, K. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration – with applications to the demand for money. **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, v.52, p.169-211, 1990.

KARFAKIS, Costas J.; MOSCHOS, Demetrios. Interest rate linkages within the European Monetary System: a time series analysis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.22, p. 388-394, 1990.

KATSIMBRIS, George M.; MILLER, Stephen M. Interest rate linkages within the European Monetary System: further analysis. **Journal of Money, Credit and Banking**, v.4, p.771-779, 1993.

KHAN, Mohsin S.; Reinhart, C. M. Capital flows in the APEC region. **Occasional Paper**: International Monetary Fund, Washington, DC, n.122, p. 1-37, 1995.

KHOR, H. E.; ROJAS-SUAREZ, L. Interest rates in Mexico. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 38, n. 4, p.850-871, Dec., 1991.

KING, R. G. et al. Stochastic trends and economic Fluctuations, **The American Economic Review**, v. 81, n.4, p. 819-840, sept., 1991.

KRUGMAN, P. **Balance sheets, the transfer problem, and financial crisis**. Cambridge, MA: MIT, Department of Economics, 1999. Mimeografado.

LANE, Philip R. **The new open economy macroeconomics: a survey**. Trinity Economics Department, College Dublin, 1999. 35p. Disponível em: http://www.geocities.com/brian_m_doyle/open.html. Acesso em: 24/04/2001.

LARRAIN, Felipe; LABAN, Raul; CHUMACERO, Romulo. GAT determines capital inflows? An empirical analysis for Chile. **Development Discussion Paper**: Harvard Institute for International Development, n. 590, p.1-50, 1997.

LEVINE, R.. An empirical inquiry into the nature of the forward exchange rate bias, **Journal of International Economics**, v.30, p.359-369, 1991.

LEWIS, Karen K. Puzzles in international financial markets. In:GROSSMAN, G.; ROGOFF, K. (Ed.). **Handbook of International Economics**: International Monetary Economics and Finance, Amsterdam, North Holland, 1995. V. 3, Ch.37, p. 1913-1969.

LOUREIRO, André S.; BARBOSA, Fernando Holanda. Risk premia for emerging markets bonds: evidence from brazilian government debt, 1996-2002. **Working Paper Series**, n. 85, p.1-16, May, 2004. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>), Acesso em 13/06/2005.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. **Journal of Monetary Economics**, v.1, p. 19-46, 1976.

LUCAS, R. E. Why doesn't capital flow from rich to poor countries? **American Economic Review**, v.80, n. 2, p.1-30, May, 1990.

MARSTON, Richard C. Tests of three parity conditions: distinguishing risk premia and systematic forecast erros. NBER Working Paper, Cambridge, MA, n. 4923, p.1-36, June, 1995. Disponível em:<http://www.nber.org.com>.. Acesso em: 08/07/2005.

McCALLUM, B. T. A reconsideration of the uncovered interest parity relationship. **Journal of Monetary Economics**, v. 33, n. 1, p.105-132, Feb., 1994.

McKINNON, Ronald I. **Money and capital in economic development**. Washington, D.C.: Brooking Institution, 1973.

MEESE, Richard; ROGOFF Kenneth. Empirical exchange rate models of the seventies: do they fit out of sample? **Journal of International Economics**, v.14, n.1, p.3-24, Feb., 1983.

MEESE, Richard; ROGOFF, Kenneth. Was it real? The exchange rate-interest diferencial relation over the modern floating-rate period. **Journal of Finance**, v.43, p.1-43, 1988.

MIGUEL, Paulo P. **Paridade de juros, fluxos de capitais e eficiência do mercado de câmbio no Brasil: evidências dos anos 90**. Rio de Janeiro: BNDES, 2001. Dissertação (Mestrado em Economia), Universidade de São Paulo, São Paulo, 2000. 23 Prêmio Bndes de Economia.

MIN, H. G. Determinants of emerging market bond spread: do economic fundamental matter? **Working Paper**: World Bank, n.1899, p.1-40, 1998.

MONTIEL, Peter. Capital mobility in developing countries: some measurement issues and empirical estimates. **The World Bank Economic Review**, v. 8, n. 3, p.1-53, Sep. 1994.

MONTIEL, Peter. Policy responses to surges in capital inflows: issues and lessons. In: CALVO, Guillermo A.; GOLDSTEIN, Morris; HOCHREITER, Eduard (Ed.). **Private capital flows to emerging markets after the Mexican crises**. Washington, DC: Institute for International Economics, 1996. p.189-218.

MONTIEL, Peter. **The new wave of capital inflows to developing countries: country policy chronologies**. Washington: World Bank, 1995. Mimeografado.

MONTIEL, Peter; REINHART, C. M. **The dynamics of capital movements to emerging economics during the 1990's**. Williamstown, MA: Williams College; College Park, Maryland: University of Maryland, 1997. Mimeografado.

MORI, Helio; MUINHOS, Marcelo Kfoury. Capital flows cycle: stylized facts and empirical evidences for emerging market economies. **Working Paper Series**: Banco Central do Brasil, Brasília, n. 98, p.1-48, Aug. 2005. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 13/06/2005.

MUINHOS, M; ALVES, S. A. L. Medium-size macroeconomic model for the Brazilian economy. **Working Paper Series**: Banco Central do Brasil, Brasília, n. 64, p.1-31, Jun. 2003. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 13/06/2005.

MUINHOS, M; ALVES, S. A. L.; RIELLA, G. Modelo estrutural com setor externo: endogenização do prêmio de risco e do câmbio. **Working Paper Series**: Banco Central do Brasil, Brasília, n. 42, p.1-51, Jun. 2002. Disponível em: <http://www.bcb.gov.br>. Acesso em: 13/06/2005.

MURPHY, Robert. Capital mobility and the relationship between saving and investment in OECD countries. **Journal of International Money and Finance**, v. 3, p.327-342, 1984.

NELSON, Charles; PLOSSER, Charles. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, p.130-62, 1982.

OBSTFELD, Maurice. Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v.24, p.55-104, 1986.

OBSTFELD, Maurice; ROGOFF, Kenneth. **Foundations of International Finance**. Cambridge: The MIT Press, 1996.

OBSTFELD, Maurice. The global capital market: benefactor or menace?. **Journal of Economics Perspectives**, v. 12, n. 4, p.9-30, 1998.

OCAMPO, Jose Antonio. Colombia and the Latin American debt crisis. In: EDWARDS, Sebastian; LARRAIN, Felipe (Ed.) **Debt, Adjustment and Recovery**. Oxford: Basil Blackwell, 1998. p.1-68.

PAIN, Daren; THOMAS, Ryland. **Real interest rate linkages: testing for common trends and cycles**. London: Bank of England, 1997. 38p.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Inflação e Estabilização: algumas lições da experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, v.53, n.1, p.3-40, jan./mar. 1999.

PEEL, David A.; TAYLOR, Mark P. Covered interest rate arbitrage in the interwar period and the Keynes-Einzing conjecture. **Journal Money, Credit and Banking**, v. 34, n.1, p. 51-75, Feb. 2002.

PERRON, Pierre. Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. **Journal of Econometrics**, v.80, p.355-385, 1997.

PERRON, Pierre. The great crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. **Econometrica**, v. 57, p.1361-1404, nov. 1989.

PERRON, Pierre; CATI, R. C.; GARCIA, M. G. P. **Unit roots in the presence de abrupt governmental interventions with an application to Brazil**. Montreal: Department de Sciences Économiques and CRDE, Université de Montreal, 1996. Mimeografado.

PORTUGAL, Marcelo S. Um modelo de correção de erros para a demanda por importações brasileiras. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.22, n.3, p.501-540, dez. 1992.

PORTUGAL, Marcelo S. Modelos de parâmetros variáveis: uma resenha crítica. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.23, n.1, p.99-134, abr. 1993.

PORTUGAL, Marcelo S. A instabilidade dos parâmetros nas equações de exportações brasileiras, **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v.23, n.2, p.313-348, ago. 1993.

PORTUGAL, Marcelo S.; SOUZA, Nali de J. Fatores de crescimento da Região Sul, 1960/1995. **Economia Aplicada**, v.3, n.4, p.577-613, 1999.

REISEN, H.; YECHES, H. **Time-varying estimates on the openness of the capital account in Korea and Taiwan**. Paris: OECD Developing Center, 1991. (Technical Paper, N. 42).

ROCHA, Kátia; MOREIRA, A. R. B.; MAGALHÃES, R. Determinantes do spread brasileiro: uma abordagem estrutural. **Texto para Discussão**: IPEA, Rio de Janeiro, N.890, P.1-14, jun. 2002.

ROCHA, Fabiana. Correlação poupança-investimento: o que é possível dizer sobre o modelo de correção de erros a partir dos dados brasileiros. **Economia Aplicada**, v. 7, n. 1, p.5-21, 2003.

ROGOFF, K. **Tests of the martingale model for foreign exchange futures markets, in Essays on expectations and exchange rate volatility**. 1979. Thesis (Doctoral) – Department of Economics, Massachusetts Institute of Technology, Cambridge, MA, 1980.

ROUBINI, Nouriel. **Current account and budget deficits in an intertemporal model of consumption and taxation smoothing**: a solution to the Feldstein-Horioka puzzle. Yale: Yale University, 1988.

ROUBINI, Nouriel; BACKUS, David. Lecturas in Macroeconomics. In: **International Indicators**. 2001, Ch. 3. Disponível em: <http://pages.stern.nyu.edu/~nroubini/notes/chap3.htm#int3>. Acesso em 24/06/2004.

SACHS, J. D.; LARRAIN, F. B. **Macroeconomia**. São Paulo: Makron Books do Brasil, 1995. p.904

SCHADLER, Susan et al. Recent experience with surges in capital inflows. **Occasional Paper**: International Monetary Fund, Washington, DC, n.108, p.1-33, 1993.

SEABRA, Fernando. Financial integration and convergence of Real interest rates in Mercosur countries. In: Encontro de Economia Região Sul, 4, 2001, Maringá, PR, **Anais da ANPEC**, Maringá: ANPEC, 2001, p. 402-413.

SENNÁ, F; ISSLER, J. V. Mobilidade de capitais e movimentos da conta corrente do Brasil: 1947 – 1997. **Estudos Econômicos**, v. 30, n. 4, p.493-523, out./dez., 2000.

SHAW, Edwards S. **Financial deepening in economic development**. New York: Oxford University Press, 1973.

STIGLITZ, Joseph. Bleak growth prospects for the developing world. **International Herald Tribune**, p.6, April 1999.

SPANOS, Aris. **Statistical foundations of econometric modelling**, Cambridge: Cambridge University Press, 1986.

STOCK, J.; WATSON, M. W. Testing for common trends. **Journal of the American Statistical Association**, v. 83, n.404, p. 1097-1107, Dec. 1988.

SUMMERS, L. Tax policy and international competitiveness. In: FRENKEL, J. (Ed.). **International Aspects of Fiscal Policies**. Chicago: NBER, University of Chicago Press, 1988.

TOBIN, James. A general equilibrium approach to monetary theory. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v.1, n.2, p.15-29, Feb. 1969.

TRICHES, Divanildo. **Aspectos monetários, cambiais e de economia política do MERCOSUL**. 2002. 294p. Tese (Doutorado em Economia) – Faculdade de Ciências Econômicas, Universidade Federal do Rio Grande do Sul, Porto Alegre, RS, 2002.

TRICHES, Divanildo; CALDART, W. L. As teorias da estrutura a termo das taxas de juros da economia brasileira: uma análise da causalidade de setembro de 1999 a setembro de 2004. **Texto para Discussão: IPES**, Caxias do Sul, n. 14, p.1-23, mar. 2005.

TURNOVSKY, Stephen J. **Methods of macroeconomic dynamics**. Cambridge, MA: The Massachusetts Institute of Technology Press, 1995. 350p.

VAHID, F.; ENGLE, R. F. Common trends and common cycles. **Journal of Applied Econometrics**, v.8, n.4, p.341-360, Oct./Dec.1993.

WASH, C. E. **Monetary Theory and Policy**. Cambridge, MA: MIT Press, 1998. 528p.

WILLIAMSON, John; MAHAR, Molly. A survey of financial liberalization. **Essays in International Finance**, n. 211, p.1-74, Nov.1998.

WONG, Chorng-Huey; CARRANZA, Luis. Policy responses to external imbalances in emerging market economies: further empirical results. **IMF Staff Papers**, Washington, DC, v. 46, n. 2, p. 225-237, Jun. 1999.

WORLD BANK. **Private capital flows to developing countries: the road to financial integration**. New York: Oxford University Press. 2000.

APÊNDICE A Principais políticas administrativas do fluxo de capital estrangeiro no Brasil na década de noventa

Quadro A.1: Principais políticas que influenciaram o comportamento dos fluxos de capitais estrangeiro para o Brasil: 1991 a 1998.

Data	Eventos
1991	
FEV	➤ Foi definido o critério para a conversão de dívidas em ações para o setor privado com vencimento após o ano de 1991.
MAR	➤ Foi autorizada a conversão de títulos de dívida externa do governo federal para uso no programa de privatização. ➤ Foi reduzido o prazo mínimo de empréstimos externos de 10 a 5 anos para isenção de imposto de renda.
MAI	➤ O governo liberaliza o investimento no mercado acionário para os investidores institucionais estrangeiros, isentando o lucro de imposto de renda. Também, foi colocada uma cobrança de imposto de renda de 15% sobre o capital remetido ao exterior.
JUL	➤ O governo estabeleceu regras para a captação de recursos por empresas brasileiras através da emissão de <i>American Depositary Receipts</i> (ADRs).
SET	➤ Foram permitidos os empréstimos externos para financiamento da agricultura.
1992	
JAN	➤ As principais mudanças na regulação apresentavam um maior direcionamento à abertura da conta de capital. Um exemplo é a extinção do imposto de renda sobre remessas externas de lucros e dividendos. ➤ A participação de investidores estrangeiros na privatização foi liberalizada e aboliu-se o período de dois anos de proibição de venda dos ativos adquiridos por estrangeiros no programa de privatização.
ABR	➤ Foi definido o prazo mínimo de 30 meses para captação de recursos no exterior através da emissão de dívida.
JUN	➤ Instituição do Anexo V, que permitiu ao residente no exterior adquirir no mercado primário ou secundário certificados representativos de ações de emissão de empresa brasileira. Autorizado o acesso de investidores estrangeiros nos mercados de derivativos.
JUL	➤ Autorizada a emissão no exterior de dívida conversível em ações por parte de empresas residentes no Brasil.
OUT	➤ Autorizado o investimento de brasileiros no exterior com autorização do Banco Central para investimento superior a US\$ 1 milhão. ➤ Ampliado o prazo mínimo para a emissão de dívida externa para repasse interno a partir da Resolução 63 de um ano para 30 meses.
1993	➤ Apesar das medidas adotadas para uma maior liberalização do mercado de câmbio, preocupado com o aumento da dívida, o governo começou um

	<p>processo gradual para reduzir a velocidade dos fluxos de entrada de fundos externos.</p> <ul style="list-style-type: none"> ➤ De forma a atrasar os fluxos das receitas de exportações, o Banco Central aumentou o período de contrato de câmbio (Adiantamento de contratos de câmbio -ACCs) de 45 para 180 dias depois do embarque real das mercadorias. O período máximo entre o fluxo de entrada dos recursos e o embarque real foi reduzido de 360 para 180 dias.
JUN	<ul style="list-style-type: none"> ➤ O prazo de amortização mínimo dos empréstimos financeiros foi elevado de 10 para 36 meses.. ➤ O prazo mínimo de empréstimos no exterior para a isenção de imposto de renda sobe de 60 para 96 meses.
JUL	<ul style="list-style-type: none"> ➤ As regulações bancárias também foram alteradas para reduzir os passivos denominados em dólares e aumentar os ativos denominados em dólares. Portanto, foi reduzido em 50% o limite da posição de câmbio vendida dos bancos e as posições de compra foram aumentadas de US\$ 2 para 10 milhões.
AGO	<ul style="list-style-type: none"> ➤ O Conselho Monetário Nacional (CMN) proibiu a aplicação de recursos externos através dos Anexos I a IV em títulos de renda fixa investidos no Brasil. (incluindo Notas do Tesouro Nacional (NTN-D) e fundos de investimentos em <i>commodity</i> que assemelham-se a fundos de renda fixa)
NOV	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Instituído o IOF de 3% para entrada de capital através de empréstimos externos. ➤ Proibida a aplicação de recursos externos investidos no Brasil através dos Anexos I a IV em debêntures, o que decorreu da transferência de várias aplicações em renda fixa para debêntures depois da proibição adotada em agosto de 1993.
DEZ	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Criado um mecanismo para investimentos externos em fundos de renda fixa a partir do chamado Fundo de Renda Fixa Capital Estrangeiro e estabelecido um IOF de 5% na entrada. ➤ Proibido o investimento em valores mobiliários de renda fixa através dos Anexos I a IV; incluindo estratégias envolvendo derivativos que levam a retornos pré-determinados.
1994	
JAN	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Novas restrições foram introduzidas para as aplicações através do Anexo IV. Segundo Garcia e Valpassos (1998), essas medidas tiveram como objetivo fechar a porta para investimentos em NTNs, passível de ser considerada moeda de privatização.
FEV	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Estendido o IOF na entrada de capitais de todos os canais para investimentos em portfólio. O limite máximo da taxa foi fixado em 25%. Inicialmente, o IOF foi mantido em 0% para investimentos no Anexo IV. A partir dessa medida, era possível esperar que a qualquer momento seria possível taxar inclusive o Anexo IV.
MAR	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Terminou a autorização automática para emissão no exterior de <i>commercial paper</i>, <i>eurobonds</i> e outros instrumentos de renda fixa.
ABR	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Completado a renegociação da dívida externa soberana nos moldes do

	Plano Brady.
JUL	➤ Ampliado o prazo de um ano para dois anos o prazo mínimo de pré-financiamento de exportações.
AGO	➤ Permitida a contratação de câmbio, o pré-pagamento de empréstimos externos e os financiamentos de importação. ➤ Fim do limite máximo de 20% para pagamento à vista de importações financiadas.
SET	➤ Permitida a criação de fundos de investimentos no exterior com no mínimo 60% do portfólio composto por ativos brasileiros.
OUT	➤ Proibida a entrada de capitais a título de antecipação de futuras capitalizações e conversões de dívidas em investimentos. ➤ Eliminado o limite de compra de dólares para viagens internacionais. ➤ Várias medidas no sentido de evitar arbitragem de taxa de juros através de operações de financiamento de comércio exterior. Exemplos: i) compulsório de 15% sobre os ACCs; ii) regras mais duras para evitar a negociação de performance de exportação em contratos de ACC (a contratação do ACC obrigada a um embarque físico de mercadorias, a contratação do ACC sem lastro em uma operação de comércio exterior é proibida); iii) a redução dos prazos para contratação antecipada de câmbio antes do embarque de mercadorias em operações de ACC (de 180 para 150 dias em operações de baixo valor e de 180 para 90 dias em operações de valores maiores) e iv) compulsório de 30%, depois de 60%, para assunção de dívida de um importador. ➤ Aumento do IOF incidente em investimento em portfólio e em empréstimos. Nos Fundos de Renda Fixa de Capital Estrangeiro, o IOF subiu de 5% para 9%, nos investimentos do Anexo IV de 0% para 1% e nos empréstimos em moeda de 3% para 7%. O período mínimo para repasses de empréstimos externos via resolução 63 foi elevado de 90 para 540 dias.
1995	
JAN	➤ Eliminado o compulsório de 15% sobre os ACCs e aumentado o prazo para contratação de câmbio antes do embarque de mercadoria em operações de ACCs, novamente para 180 dias.
MAR	➤ Reduzido o período mínimo para refinanciamento de crédito externo (de 36 meses para 6 meses) e o período mínimo para captação de recursos externos (de 36 meses para 24 meses). O período mínimo para repasse de empréstimos externos via resolução 63 foi reduzido de 540 para 90 dias. ➤ Reversão das medidas de outubro de 1994, no sentido de facilitar a entrada de recursos na forma de investimento em portfólio. Redução do IOF incidente em investimentos em portfólio e empréstimos. Nos Fundos de Renda Fixa de Capital Estrangeiro, o IOF caiu de 9% para 5%, nos investimentos do Anexo IV reduziu de 1% a 0% e nos empréstimos em moeda de 7% para 0%. O prazo mínimo para contratação de recursos externos para repasse ao setor agrícola foi reduzido de três anos para 180 dias e o IOF caiu de 5% para 0%. Diminuição do limite para posição de câmbio comprada dos bancos de US\$ 10 milhões para US\$ 1 milhão.

MAR/ABR	➤ Revogada a autorização para pagamento antecipado de empréstimos e importações. Volta do limite de 20% para pagamento de importações financiadas.
ABR	➤ Aumento do limite da posição de câmbio vendida dos bancos em 50% (em relação ao patrimônio líquido)
AGO	➤ Estabelecido o IOF de 7% nas transações financeiras de curto prazo entre instituições no país e no exterior no segmento de taxa flutuante, que estava sendo utilizada para contornar as restrições. Aumentando o IOF de 0% para 5% para empréstimos externos e de 5% para 7% para investimentos em fundo de renda fixa capital estrangeiro. No caso da constituição de disponibilidades de curto prazo no mercado de câmbio flutuante, o Banco Central passou a utilizar certa “coação” moral para evitar operações. A partir disso, nasceu o aluguel das chamadas “janelas” da CC5, isto é, alguém com disponibilidades no país previamente contratadas através do flutuante “alugava” o espaço em reais em troca de uma taxa e da disponibilização dos recursos equivalentes em uma conta no exterior. Dessa forma não era gerada uma operação “nova”. ➤ Proibição de operações de não-residentes nos mercados de derivativos.
SET	➤ É instituído o IOF para empréstimos em moeda de acordo com o prazo. As taxas decresciam conforme o prazo aumentava, ou seja, 5% para 2 anos ou mais; 4% para 3 anos, 2% para 4 anos, 1% para 5 anos e 0% para 6 anos ou mais.
1996	
JAN	➤ Remessas de lucros e dividendos passam a ser isentas de imposto de renda. Imposto de renda para investimentos diretos reduzido de 25% para 15%. Taxa máxima de imposto sobre os juros remetidos ao exterior reduzida de 25% para 15%.
FEV	➤ Proibido o investimento através dos Anexos I a IV em Títulos da Dívida Agrária, Obrigações do Fundo Nacional de Desenvolvimento e debêntures da Siderbrás, todas as moeda de privatização e não excluídas das alternativas de investimento anteriormente. Instituído 5% de IOF na entrada de investimento em fundos de privatização. ➤ Estabelecido prazo mínimo de 36 meses para operações de empréstimos em moeda. Foi proibido o investimento em NTN-D (já era proibido o investimentos em outros títulos de renda fixa) no intervalo de tempo entre o ingresso dos recursos e o efetivo repasse a clientes através da Resolução 63.
1997	
JUN	➤ Mudadas as regras para investimento dos recursos de captação externa para repasses via Resolução 63. Passa a ser possível aplicar parte dos recursos captados em títulos públicos indexados à variação cambial (NTNs-D).
NOV	➤ Passa a ser possível aplicar parte dos recursos captados para repasse via Resolução 63 em títulos públicos indexados à variação cambial emitidos pelo Banco Central. (NBCs-E). ➤ Estabelecido o prazo mínimo de 12 meses para captação de empréstimos

	<p>externos e de seis meses para prorrogação das operações, revertendo movimento de alongamento de prazos adotado no ano anterior.</p> <ul style="list-style-type: none"> ➤ Aumentado o limite da posição vendida em função do patrimônio líquido (o dobro do montante anterior), para um máximo de US\$ 15 milhões. ➤ Permitida a aplicação dos recursos externos captados na forma das resoluções 2.148, 2.170 e 2.312, em títulos indexados à variação cambial (NBCs-E).
1998	
FEV	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Estabelecido prazo mínimo de 24 meses para captação de empréstimos externos e de 12 meses para prorrogação das operações, alterando, portanto, os prazos estabelecidos em novembro de 1997.
AGO	<ul style="list-style-type: none"> ➤ Estabelecido prazo mínimo de 12 meses para captação de empréstimos externos e de seis meses para prorrogação das operações, revertendo, portanto, os prazos estabelecidos em novembro de 1997. ➤ Permitida a antecipação do ingresso de recursos no país para futuro aumento de capital, quando ligados a processos de privatização e de concessões de serviços públicos.

APÊNDICE B Informações sobre os diferenciais de juros calculados para o Brasil no período entre 1990 e meados de 2004.

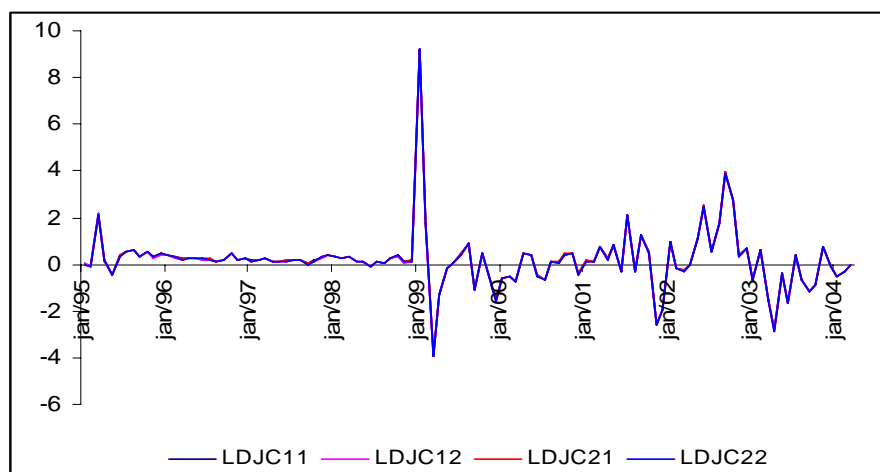


Figura B.1 Diferencial coberto de juros: jan./95 a mar./04 (% , em logaritmo).

Nota: Foi utilizado o EMBI Brasil como *proxy* para o prêmio de risco país no cálculo do diferencial coberto de juros. 11 refere-se às taxas de juros DI e T-Bill, 12 às taxas DI e Libor, 21 às taxas Selic e a Tbill e 22 às taxas Selic e a Libor.

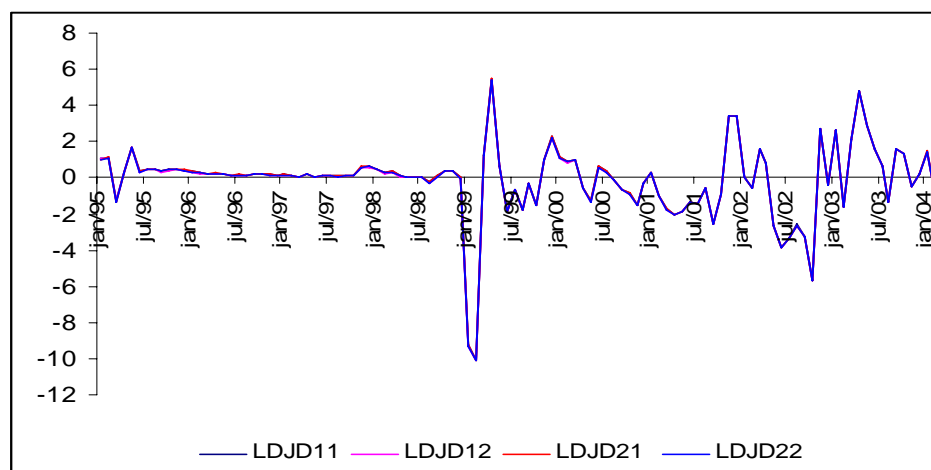


Figura B.2 Diferencial descoberto de juros: jan./95 a mar./04 (% , em logaritmo).

Nota: Foi utilizado o EMBI Brasil como *proxy* para o prêmio de risco país no cálculo do diferencial descoberto de juros. 11 refere-se às taxas de juros DI e T-Bill, 12 às taxas DI e Libor, 21 às taxas Selic e a Tbill e 22 às taxas Selic e a Libor.

Tabela B.1 Decomposição dos diferenciais de juros nominais (coberto e descoberto) e de juros reais: Brasil, jan/1990 a mar/2004 (%).

	DJD_{21}	DJD_{22}	DJC_{21}	DJC_{22}	DJR_{21}	DJR_{22}
Jan/90 a dez/98:						
Média	2,176	2,213	5,575	5,613	2,088	2,051
Desvio-padrão	15,489	15,488	7,089	7,081	9,643	9,643
Jan/90 a jun/94:						
Média	0,642	0,612	11,243	11,275	0,884	0,854
Desvio-padrão	4,935	4,942	6,572	6,560	4,778	4,781
Ago/94 a dez/98:						
Média	1,637	1,594	1,071	1,029	1,462	1,419
Desvio-padrão	1,651	1,658	1,060	1,056	0,627	0,625
Mar/99 a mar/04						
Média	0,6838	0,6526	0,726	0,695	0,940	0,909
Desvio-padrão	4,7237	4,7216	3,074	3,077	0,756	0,757
Jan/90 a Dez/91:						
Média	-1,410	-1,362	5,323	5,376	0,502	0,550
Desvio-padrão	6,873	6,872	4,671	4,678	6,855	6,852
Jan/92 a Jun/94:						
Média	2,229	2,245	15,387	15,404	1,993	1,978
Desvio-padrão	1,038	1,040	4,034	4,032	1,260	1,262
Ago/94 a dez/94						
Média	5,374	5,353	-0,685	-0,665	1,709	1,688
Desvio-padrão	2,199	2,204	1,081	1,079	0,925	0,922
Jan/95 a mai/95						
Média	2,280	2,306	1,763	1,790	2,039	2,012
Desvio-padrão	2,619	2,616	2,525	2,529	0,355	0,355
Jun/95 a Ago/97						
Média	1,087	1,125	1,225	1,264	1,189	1,151
Desvio-padrão	0,505	0,506	0,495	0,496	0,511	0,510
Set/97 a mar/98						
Média	1,512	1,563	0,987	1,038	1,593	1,542
Desvio-padrão	0,417	0,420	0,368	0,370	0,406	0,407
Abr/98 a ago/98						
Média	0,488	0,547	0,658	0,717	1,252	1,193
Desvio-padrão	0,199	0,200	0,226	0,224	0,443	0,445
Set/98 a dez/98						
Média	1,444	1,523	1,459	1,539	2,304	2,225
Desvio-padrão	0,424	0,425	0,382	0,392	0,524	0,527
Jan/99 a dez/99						
Média	-1,598	-1,552	1,929	1,976	2,068	2,021
Desvio-padrão	9,522	9,530	7,975	7,979	2,025	2,029
Jan a jun/99						
Média	-3,587	-3,547	3,568	3,611	3,433	3,393
Desvio-padrão	13,337	13,343	11,315	11,325	2,095	2,094
Mar a jun/99						
Média	4,237	4,196	-2,137	-2,175	2,191	2,150
Desvio-padrão	7,341	7,330	3,951	3,951	1,068	1,056
Jul a Dez/99						
Média	0,389	0,442	0,289	0,341	0,703	0,650
Desvio-padrão	3,479	3,497	2,334	2,320	0,397	0,394
Jan/00 a abr/02						
Média	0,197	0,232	0,635	0,670	0,749	0,713
Desvio-padrão	3,431	3,432	2,107	2,106	0,529	0,526
Mai/02 a out/02						
Média	-6,695	-6,678	6,310	6,329	1,175	1,158
Desvio-padrão	2,292	2,294	3,157	3,153	0,296	0,293
Nov/02 a mar/04						
Média	3,255	3,362	-0,370	-0,351	0,963	0,944
Desvio-padrão	4,153	4,159	2,260	2,262	0,946	0,947

Nota: 11 refere-se às taxas de juros DI e T-Bill, 12 às taxas DI e Libor, 21 às taxas Selic e a Tbill e 22 às taxas Selic e a Libor. PPCR é o desvio da paridade de preço relativo e PM é a *proxy* para prêmio de risco.

**APÊNDICE C Resultados dos testes de raiz unitária e de co-integração
segundo o método de Engle e Granger e Johansen para
os diferenciais de juros.**

**Tabela C.1 Teste de Phillips-Perron dos DDJ, DCJ e DJR para o período entre
jan./1990 a mar./2004: séries em nível.**

Período	Variável	PP			I(.)
		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
1990:4/1998:12	<i>DCJ</i> ₁₁	-1,7052	-2,6659	-3,6622	I(1)
	<i>DCJ</i> ₁₂	-1,7091	-2,6596	-3,6575	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-1,7475	-2,7221	-3,5322	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-1,7518	-2,7152	-3,5267	I(1)
1990:1/1998:12	<i>DDJ</i> ₁₁	-9,2880*	-9,6438*	-9,5891*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₁₂	-9,2935*	-9,6363*	-9,5816*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-9,1488*	-9,4070*	-9,3639*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-9,1521*	-9,3994*	-9,3559*	I(0)
1999:3/2004:3	<i>DCJ</i> ₁₁	-5,2473*	-5,4740*	-5,3802*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₁₂	-5,2642*	-5,4713*	-5,3776*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-5,2455*	-5,4787*	-5,3854*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-5,2625*	-5,4760*	-5,3828*	I(0)
1999:3/2004:3	<i>DDJ</i> ₁₁	-5,0160*	-5,0197*	-4,9836*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₁₂	-5,0177*	-5,0151*	-4,9799*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-5,0129*	-5,0182*	-4,9813*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-5,0146*	-5,0136*	-4,9777*	I(0)
1990:1/2004:3	<i>DJR</i> ₁₁	-7,3358*	-9,9833*	-21,4114*	I(0)
	<i>DJR</i> ₁₂	-7,4349*	-9,9925*	-20,3779*	I(0)
	<i>DJR</i> ₂₁	-8,0450*	-10,1265*	-10,2826*	I(0)
	<i>DJR</i> ₂₂	-8,1316*	-10,1092*	-10,2648*	I(0)

Nota: Valores críticos de MacKinnon.

Defasagens escolhidas segundo critério de Schwartz (SBC, Schwartz Bayesian Criterion)

* significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%

Tabela C.2 Teste de Phillips-Perron dos DDJ e os DCJ para os períodos de jan./90 a jun./94 e jul./94 a dez./98: séries em nível.

Período	Variável	PP			I(.)
		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{cl}}$	
1990:4/1994:6	DCJ_{11}	0,3926	-2,1868	-4,3276*	I(0)
	DCJ_{12}	0,3928	-2,1806	-4,3420*	I(0)
	DCJ_{21}	0,8082	-1,7025	-4,6907*	I(0)
	DCJ_{22}	0,8111	-1,6963	-4,7040*	I(0)
1994:7/1998:12	DCJ_{11}	-3,1716*	-5,2906*	-5,2385*	I(0)
	DCJ_{12}	-3,2745*	-5,3169*	-5,2585*	I(0)
	DCJ_{21}	-3,1339*	-5,2196*	-5,1602*	I(0)
	DCJ_{22}	-3,2347*	-5,2468*	-5,1800*	I(0)
1990:1/1994:6	DDJ_{11}	-7,4504*	-9,4811*	-10,0699*	I(0)
	DDJ_{12}	-7,4766*	-10,0279*	-9,4320*	I(0)
	DDJ_{21}	-7,1109*	-7,6049*	-8,4681*	I(0)
	DDJ_{22}	-7,1062*	-7,5669*	-8,4372*	I(0)
1994:7/1998:12	DDJ_{11}	-25,6394*	-45,6710*	-55,9639*	I(0)
	DDJ_{12}	-26,0849*	-45,2347*	-55,8955*	I(0)
	DDJ_{21}	-25,6667*	-46,2625*	-55,5377*	I(0)
	DDJ_{22}	-26,1175*	-45,8200*	-58,8067*	I(0)

Nota: Valores críticos de MacKinnon.

Defasagens escolhidas segundo critério de Schwartz (SBC, Schwartz Bayesian Criterion)

* significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%

Tabela C.3 Teste DF e ADF dos DDJ e os DCJ para os períodos de jan./90 a jun./94 e jul./94 a dez./98: séries em nível e em primeira diferença.

		DF			(def.)	ADF			I(.)
		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ_{γ}	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
90:4/94:6	<i>DDJ</i> ₁₁	-7,6630*	-8,7365*	-8,8008*	2	-3,2460*	-4,8334*	-4,9074*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₁₂	-7,6850*	-8,7105*	-8,7875*	2	-3,2729*	-4,8000*	-4,8870*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-7,3235*	-7,6295*	-8,2833*	1	-4,5034*	-4,8880*	-5,6337*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-7,3178*	-7,5975*	-8,2622*	1	-4,4997*	-4,8570*	-5,6097*	I(0)
94:7/98:12	<i>DDJ</i> ₁₁	-46,9514*	-65,7124*	-72,4495*	2	-3,6654*	-5,4774*	-5,8025*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₁₂	-47,4981*	-65,2708*	-72,3295*	2	-3,7584*	-5,4737*	-5,8322*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₁	-25,6667*	-46,2625*	-55,5377*	2	-3,6478*	-5,5163*	-5,8402*	I(0)
	<i>DDJ</i> ₂₂	-47,4707*	-65,4459*	-72,1935*	2	-3,7408	-5,5123*	-5,8704*	I(0)
90:4/94:6	<i>DCJ</i> ₁₁	0,0969	-2,3565	-4,2679*	2	0,8211	-1,1207	-2,8123	I(1)
	<i>DCJ</i> ₁₂	0,0957	-2,3522	-4,2838*	2	0,8302	-1,1123	-2,8108	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₁	0,2454	-1,9628	-4,5424*	2	1,2516	-0,5124	-2,4688	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₂	0,2448	-1,9582	-4,5552	2	1,2618	-0,5058	-2,4643	I(1)
94:7/98:12	<i>DCJ</i> ₁₁	-3,2895*	-5,2792*	-5,2385*	1	-2,3067*	-4,7859*	-4,7162*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₁₂	-3,3836*	-5,3043*	-5,2585*	1	-2,3855*	-4,7922*	-4,7321*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-3,2328*	-5,1948*	-5,1602*	1	-2,2890*	-4,7879*	-4,7135*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-3,3253*	-5,2209*	-5,1800*	1	-2,3675*	-4,7957*	-4,7298*	I(0)
I ^o Diferença 90:4/94:6	<i>DCJ</i> ₁₁	-9,1626*	-9,3752*	-9,2694*	1	-6,1381*	-6,3445*	-6,2351*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₁₂	-9,1726*	-9,3871*	-9,2811*	1	-6,1608*	-6,3707*	-6,2611*	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-10,8772*	-11,3245	-11,1857	1	-5,8222*	-6,1636*	-6,0480	I(0)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-10,8883*	-11,3391	-11,2001	1	-5,8420*	-6,1884*	-6,0724*	I(0)

Valores críticos de MacKinnon, * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

Tabela C.4 Teste de DF GLS para os DDJ e os DCJ para os períodos de abr./90 a dez./98 e abr./90 a jun./94: séries em nível.

Período	Variável	PP		I(.)
		τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
1990:4/1998:12	<i>DCJ</i> ₁₁	-1,8587	-2,2465	I(1)
	<i>DCJ</i> ₁₂	-1,8553	-2,2424	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₁	-1,8422	-2,2460	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₂	-1,8388	-2,2414	I(1)
1990:4/1994:6	<i>DCJ</i> ₁₁	0,3220	-3,3904	I(1)
	<i>DCJ</i> ₁₂	0,3336	-3,4904	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₁	0,5237	-2,2829	I(1)
	<i>DCJ</i> ₂₂	0,5294	-2,2858	I(1)

Nota: Valores críticos de MacKinnon,

Defasagens escolhidas segundo critério de Schwartz (SBC, Schwartz Bayesian Criterion)

* significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%

Tabela C.5 Teste de co-integração de Johansen para a PDJ: abr./90 a dez./98.

Variável	Def.	Vetores de Co-integração Normalizados	λ_{\max}	Traço
<i>DDJ</i> ₁₁	1	1 - 1,1058 - 5,6144	62,9927*	69,7404*
			5,0980	6,7476
			1,6496	1,6496
<i>DDJ</i> ₁₂	1	1 - 1,1188 - 4,7780	69,0316*	73,6989*
			3,1128	4,6672
			1,5544	1,5544
<i>DDJ</i> ₂₁	1	1 - 1,1003 - 2,6912	60,9892*	71,2332*
			6,6342	10,2440
			3,6098	3,6098
<i>DDJ</i> ₂₂	1	1 - 1,0872 - 1,0885	68,2539*	79,3372*
			8,1988	11,0832
			2,8843	2,8843

Nota: As defasagens foram escolhidas segundos os critérios de informação Schwarz e Akaike.

* significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

Tabela C.6 Teste de co-integração de Johansen para a PCJ: abr./90 a dez./98.

Variável	Def.	Vetores de Co-integração Normalizados	λ_{\max}	Traço
<i>DCJ</i> ₁₁	4	1 - 1,9080 - 0,3622	35,2561*	46,6860*
			8,7202	11,4299
			2,7096	2,7096
<i>DCJ</i> ₁₂	4	1 - 1,9097 - 1,5525	30,7179*	41,8805*
			8,5596	11,1626
			2,6029	2,6029
<i>DCJ</i> ₂₁	4	1 - 1,8265 - 8,0781	32,9760*	44,4244*
			8,7929	11,4484
			2,6554	2,6554
<i>DCJ</i> ₂₂	4	1 - 1,8170 - 8,7774	28,7066*	39,1139*
			7,8759	10,4073
			2,5314	2,5314

Nota: As defasagens foram escolhidas segundos os critérios de informação Schwarz e Akaike.

* significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

**Tabela C.7 Teste de co-integração de Engle e Granger para a PDJ:
abr./90 a dez./98.**

<i>DDJ</i> ₁₁				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0257	0,0078	3,2596	0,0015
$(s_{t+1} - s_t)$	0,9372	0,0281	33,3224	0,0000
i_t^*	8,5574	4,4042	-1,9430	0,0548
$R^2=0,9655$	AIC = -6,3635	Q(25)=31,665	LM(1)=1,6549	LM(6)=9,6249
DW=1,73	SC = -6,2618	(0,168)	(0,1982)	(0,1413)
DF = -8,9941	ADF = -4,3122	PP = -8,9941		
<i>DDJ</i> ₁₂				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0283	0,0075	3,7531	0,0003
$(s_{t+1} - s_t)$	0,9292	0,0275	33,7459	0,0000
i_t^*	9,0833	3,8448	-2,3624	0,0201
$R^2=0,9670$	AIC = -6,4088	Q(25)=31,095	LM(1)=1,0869	LM(6)=9,6681
DW=1,78	SC = -6,3071	(0,186)	(0,2971)	(0,1393)
DF = -9,2136	ADF = -4,3303	PP = -9,2136		
<i>DDJ</i> ₂₁				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0369	0,0084	4,3967	0,0000
$(s_{t+1} - s_t)$	0,9055	0,0309	29,2167	0,0000
i_t^*	14,9286	4,6424	-3,2156	0,0018
$R^2=0,9638$	AIC = -6,3207	Q(25)=36,173	LM(1)=3,4732	LM(6)=15,499
DW=1,63	SC = -6,2190	(0,070)	(0,0623)	(0,1470)
DF = -8,4383	ADF = -3,7138	PP = -8,9925		
<i>DDJ</i> ₂₂				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0576	0,0093	6,1393	0,0000
$(s_{t+1} - s_t)$	0,8288	0,0456	18,1730	0,0000
i_t^*	19,0710	3,6004	-5,2969	0,0000
$R^2=0,9697$	AIC = -6,4789	Q(25)=33,581	LM(1)=1,5715	LM(6)=14,289
DW=1,73	SC = -6,3518	(0,117)	(0,2099)	(0,1629)
DF = -8,9762	ADF = -3,8664	PP = -9,4497		

Tabela C.8 Teste de co-integração de Engle e Granger para a PCJ: abr./90 a dez./98.

<i>DCJ₁₁</i>				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0347	0,0117	2,9627	0,0039
$(f_t - s_t)$	1,7637	0,0906	19,4589	0,0000
i_t^*	17,3483	6,3205	-2,7447	0,0073
$R^2=0,9604$	AIC = -6,1834	Q(15)=19,219	LM(1)=1,3035	LM(6)=4,8338
DW=1,76	SC = -6,1038	(0,204)	(0,2535)	(0,5652)
DF = -8,6776	ADF = -5,4791	PP = -8,6573		
<i>DCJ₁₂</i>				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0306	0,01210	2,5308	0,0130
$(f_t - s_t)$	1,7703	0,0959	18,4440	0,0000
i_t^*	13,6790	5,8395	-2,3424	0,0213
$R^2=0,9591$	AIC = -6,1511	Q(15)=21,198	LM(1)=1,7534	LM(6)=5,0246
DW=1,73	SC = -6,0715	(0,131)	(0,1854)	(0,5406)
DF = -8,5174	ADF = -4,6465	PP = -8,5189		
<i>DCJ₂₁</i>				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0256	0,0091	2,7911	0,0063
$(f_t - s_t)$	1,79863	0,0787	22,7970	0,0000
i_t^*	12,1267	4,8902	-2,4797	0,0148
$R^2=0,9469$	AIC = -5,9561	Q(20)=27,463	LM(1)=2,1719	LM(6)=8,0293
DW=1,70	SC = -5,8798	(0,156)	(0,1405)	(0,2359)
DF = -8,7684	ADF = -5,3336	PP = -8,7684		
<i>DCJ₂₂</i>				
Variável	Coef.	Erro-padrão	Estatística t	Prob.
C	0,0230	0,0098	2,3345	0,0215
$(f_t - s_t)$	1,7995	0,0836	21,5142	0,0000
i_t^*	9,7400	4,7055	-2,0698	0,0410
$R^2=0,9457$	AIC = -5,9341	Q(20)=29,296	LM(1)=2,5418	LM(6)=8,4176
DW=1,68	SC = -5,8579	(0,082)	(0,1108)	(0,2090)
DF = -8,6769	ADF = -5,2295	PP = -8,6731		

Tabela C.9 Teste de raiz unitária: abr./90 a jun./94.

1990:4 a 1994:06	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
$s_{t+1}^e - s_t$	-0,3073	-1,7818	-3,2980***	5	1,4732	-0,5652	-2,1526	I(1)
$f_t - s_t$	-0,2289	-2,1805	-3,3528***	3	0,4993	-1,4447	-3,4715***	I(1)
$i_{1t} - i_{1t}^*$	1,1638	-1,2915	-2,5939	1	0,7466	-1,5346	-3,3730***	I(1)
$i_{1t} - i_{2t}^*$	1,1655	-1,2900	-2,5991	1	0,7525	-1,5279	-3,3694***	I(1)
$i_{2t} - i_{1t}^*$	1,4698	-0,9839	-2,4267	1	1,0422	-1,0886	-3,0174	I(1)
$i_{2t} - i_{2t}^*$	1,4722	-0,9823	-2,4303	1	1,0488	-1,0828	-3,0123	I(1)
1 Diferença								
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-5,5398*	-5,7648*	-5,7057*					I(0)
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-5,5541*	-5,7812*	-5,7219*					I(0)
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-5,5401*	-5,8545*	-5,7902*					I(0)
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-5,5534*	-5,8705*	-5,8061*					I(0)
$s_{t+1}^e - s_t$	-8,2176*	-8,2295*	-8,1118*					I(0)
$f_t - s_t$	-9,1619*	-9,1740*	-9,0634*					I(0)

Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e de AIC. i_{1t} =DI; i_{2t} =Selic; i_{1t}^* =Tbill i_{2t}^* =Libor, s_t é a taxa de câmbio *spot* e f_t é a taxa de câmbio de contratos futuros. **significantes em 5%, *significantes em 1%.

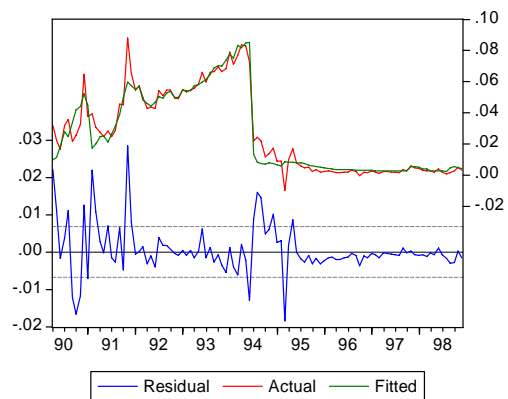
Tabela C.10 Teste de raiz unitária: ago./94 a dez./98.

1990:4 a 1994:06	DF			(def.)	ADF			I(.)
	τ	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$		τ	τ_{γ_c}	$\tau_{\gamma_{ct}}$	
$s_{t+1}^e - s_t$	-70,6452*	-77,5436*	-74,9472*	7	-3,2352*	-4,9395*	-4,6988*	I(0)
$f_t - s_t$	-3,3766*	-3,9468*	-4,2277*	1	-3,6439*	-4,1867*	-4,1756*	I(0)
$i_{1t} - i_{1t}^*$	-2,8986*	-4,4877*	-4,1270*					I(0)
$i_{1t} - i_{2t}^*$	-2,9726*	-4,4996*	-4,1828*					I(0)
$i_{2t} - i_{1t}^*$	-3,0739*	-4,7644*	-4,4652*					I(0)
$i_{2t} - i_{2t}^*$	-2,9979*	-4,7512*	-4,4049*					I(0)

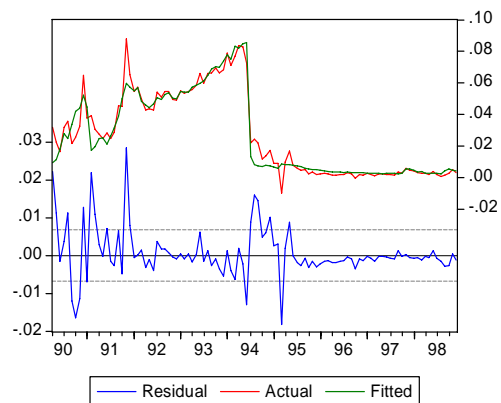
Nota: Defasagens escolhidas segundo SBC e de AIC. i_{1t} =DI; i_{2t} =Selic; i_{1t}^* =Tbill i_{2t}^* =Libor, s_t é a taxa de câmbio *spot* e f_t é a taxa de câmbio de contratos futuros. **significantes em 5%, *significantes em 1%.

APÊNDICE D Teste de diagnóstico das regressões para a PCJ E PDJ.

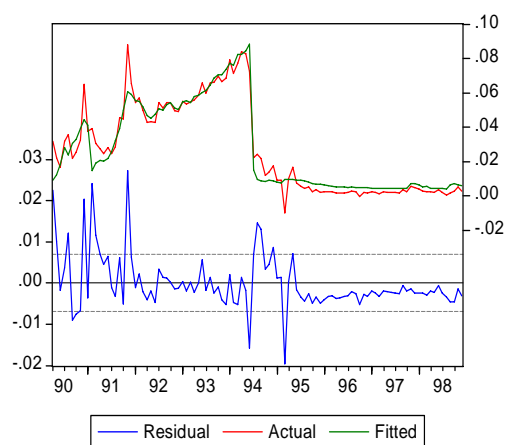
Modelo 11



Modelo 12



Modelo 21



Modelo 22

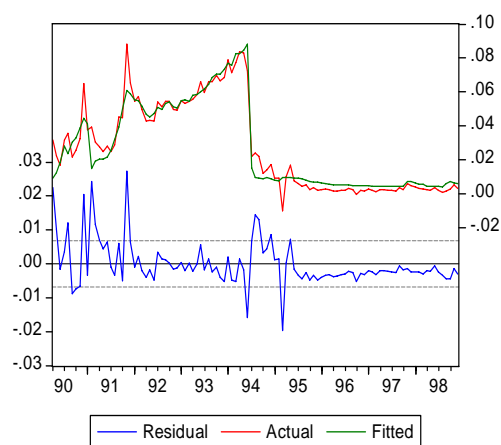


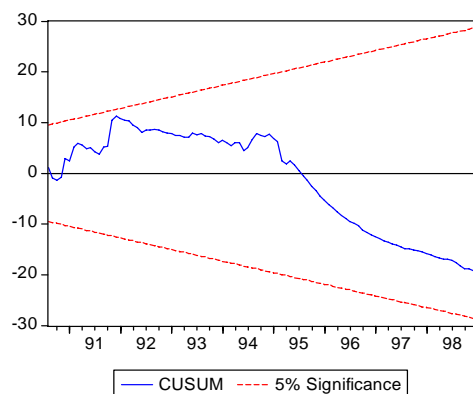
Figura D.1 Resíduos e valores reais e estimados da variável dependente, $f_t - s_t$, da PCJ: jun./90 a dez./98.

Tabela D.1 Teste de co-integração de Johansen da PCJ: jun./1990 a dez./1998.

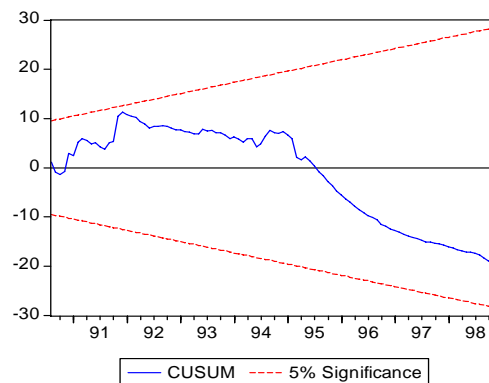
<i>Modelo 11</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-0,5842	1,0 - 0,5110 + 0,0002 (-37,0787) (0,2202)	1	43,18*	20,20	45,90*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)$	0,5340			2,71	12,97	2,71	12,97
<i>Modelo 12</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-0,5872	1,00 - 0,5105 + 0,0001 (-37,2136) (0,1150)	1	43,30*	20,20	46,01*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)$	0,5339			2,71	12,97	2,71	12,97
<i>Modelo 21</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-0,4798	1,00 - 0,5122 - 0,0001 (-31,3139) (-0,1431)	1	34,32*	20,20	37,02*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)$	0,5070			2,69	12,97	2,69	12,97
<i>Modelo 22</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-0,4810	1,00 - 0,5116 - 0,0002 (-31,3210) (0,2348)	1	34,30*	20,20	36,99*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)$	-0,5056			2,68	12,97	2,68	12,97

(*), (**), (***) denota a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. $[(f_t - s_t); (i_t - i_t^*); c]$. Defasagem segundo critérios SC e AIC. A estatística t está entre parênteses. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

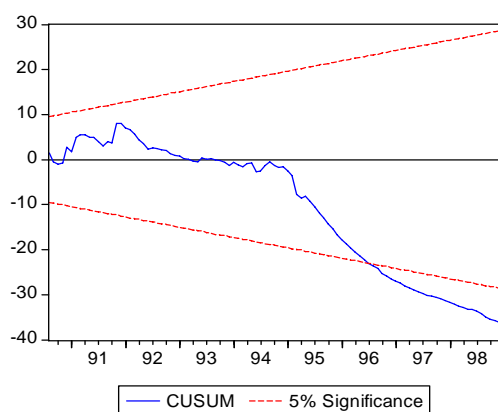
Modelo 11



Modelo 12



Modelo 21



Modelo 22

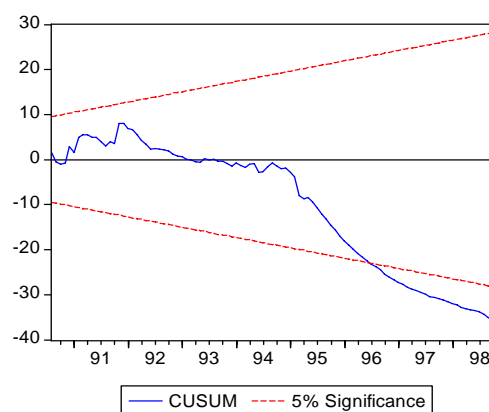


Figura D.2 Teste CUSUM para instabilidade nos parâmetros estimados da PCJ no período de jun./90 a dez./98.

Tabela D.2 Resultados do teste Chow para quebra estrutural da PCJ: jun./90 a dez.98. Ponto de quebra: julho de 1994.

Modelo	Estatística F	Probabilidade
Modelo 11	4,5931	0,010359
Modelo12	4,6810	0,009529
Modelo 21	9,5038	0,000118
Modelo 22	9,6466	0,000149

Nota: Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} .

Tabela D.3 Estimativas da PCJ: variável dependente $(f_t - s_t)$, abr./1990 a dez./1998

Variável	Modelo11	Modelo12	Modelo21	Modelo22
C	0,0087	0,0088	0,0116	0,0117
Desvio-padrão	0,0032	0,0032	0,0030	0,0030
Estatística t	2,6972	2,7328	3,8105	3,8524
Prob.	0,0082	0,0074	0,0002	0,0002
$(i - i^*)$	0,4245	0,4240	0,4041	0,4035
Desvio-padrão	0,0281	0,0281	0,0272	0,0271
Estatística t	15,0833	15,0803	14,8395	14,8412
Prob	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
Dummy_Nível	-0,01244	-0,0123	-0,0153	-0,0153
Desvio-padrão	0,0035	0,0034	0,0032	0,0032
Estatística t	-3,5493	-3,5556	-4,6948	-4,7077
Prob.	0,0006	0,0006	0,0000	0,0000
Dummy_Inclin	0,4818	0,4820	0,5041	0,5045
Desvio-padrão	0,2003	0,1979	0,1843	0,1825
Estatística t	2,4053	2,4347	2,7340	2,7647
Prob.	0,0180	0,0167	0,0074	0,0068
R^2	0,9450	0,9452	0,9478	0,9480
R^2 ajustado	0,9434	0,9436	0,9460	0,9464
F (prob)	578,9592 (0,000)	581,6917 (0,000)	611,9690 (0,000)	614,2753 (0,000)
DW.	1,70	1,71	1,82	1,83
Q(5) (prob.)	6,4791 (0,262)	6,4748 (0,263)	5,0194 (0,414)	5,0409 (0,411)
LM(1) (prob.)	1,5964 (0,2064)	1,5084 (0,2193)	0,4294 (0,5122)	0,3937 (0,5303)
LM(4) (prob.)	1,9116 (0,7520)	1,8584 (0,7617)	0,9823 (0,9124)	0,9715 (0,9140)
White	8,0987 (0,1508)	8,0969 (0,1509)	8,1118 (0,1501)	8,0875 (0,1514)
Teste Arch (4) (prob.)	4,0145 (0,4040)	3,9501 (0,4128)	2,7112 (0,6072)	2,6724 (0,6140)

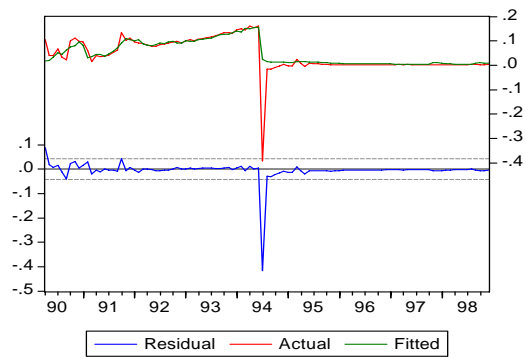
Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

Tabela D.4 Teste de co-integração de Johansen da PCJ: mai./1990 a jun./1994.

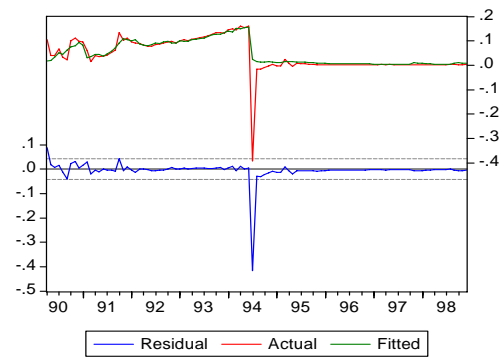
Modelo 11	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-1,0730	1,0 - 0,4504 - 0,0062 (0,0284) (0,00296)	1	22,69*	20,20	27,37*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)$	-0,1303			4,67	12,97	4,67	12,97
Modelo 12	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-1,0773	1,00 - 0,4496 - 0,0064 (0,0283) (0,0029)	1	22,77*	20,20	27,44*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)$	-0,1361			4,67	12,97	4,67	12,97
Modelo 21	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-1,2580	1,00 - 0,4128 - 0,0112 (0,0229) (0,0023)	1	25,44*	20,20	30,10*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)$	0,6296			4,65	12,97	4,65	12,97
Modelo 22	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(f_t - s_t)$	-1,2575	1,00 - 0,4121 - 0,0113 (0,0229) (0,0023)	1	25,46*	20,20	30,13*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)$	-0,6332			4,66	12,97	4,66	12,97

(*), (**), (***) denota a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. $[(f_t - s_t); (i_t - i_t^*); c]$. Defasagem segundo critérios SC e AIC. O desvio padrão está entre parênteses. Modelo 11: DCJ_{11} ; Modelo 12: DCJ_{12} ; Modelo 21: DCJ_{21} e Modelo 22: DCJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

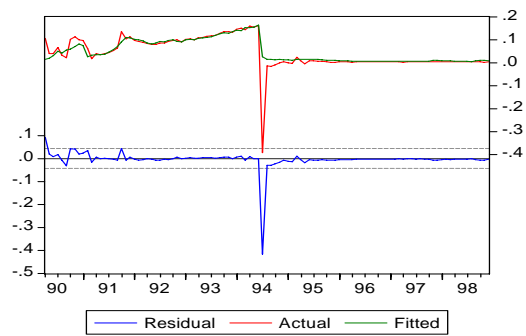
Modelo11



Modelo12



Modelo 21



Modelo 22

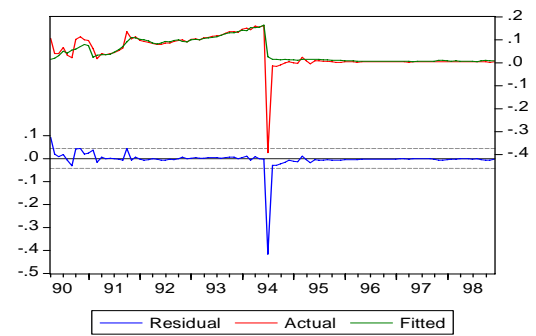


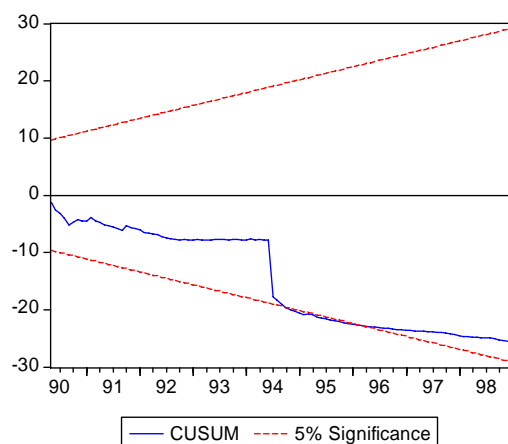
Figura D.3 Resíduos e valores reais e estimados da variável dependente, ΔS_t^e , da PDJ: abr./90 a dez./98.

Tabela D.5 Teste de co-integração de Johansen da PDJ: abr./1990 a dez./1998.

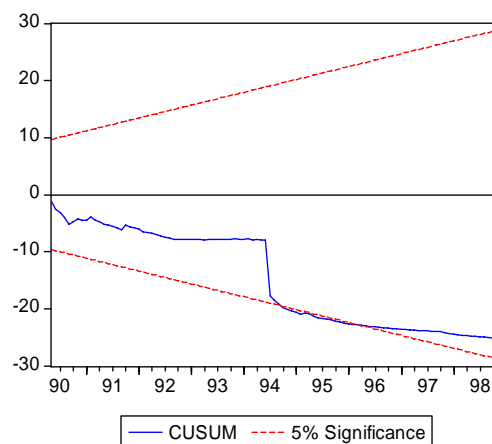
<i>Modelo 11</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	-1,0771	1,0 - 0,9093 + 0,0057 (-18,9174) (1,6249)	1	57,83*	20,20	61,12*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{1t}^*)$	-0,0337			3,29	12,97	3,29	12,97
<i>Modelo 12</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	-1,0762	1,00 - 0,9079 + 0,0055 (-18,8912) (1,5665)	1	57,85*	20,20	61,13*	24,60
$\Delta(i_{1t} - i_{2t}^*)$	-0,0335			3,27	12,97	3,27	12,97
<i>Modelo 21</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	-0,8352	1,00 - 0,9035 + 0,0045 (-18,9204) (1,3149)	1	54,94*	20,20	58,06*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{1t}^*)$	0,0292			3,12	12,97	3,12	12,97
<i>Modelo 22</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração Padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$\Delta(s_{t+1}^e - s_t)$	-0,8344	1,00 - 0,9020 + 0,0043 (-18,8850) (1,2530)	1	54,93*	20,20	58,04*	24,60
$\Delta(i_{2t} - i_{2t}^*)$	0,0292			3,10	12,97	3,10	12,97

(*), (**), (***) denota a rejeição da hipótese nula nos níveis de significância de 1%, 5% e 10%, respectivamente. $[(s_{t+1} - s_t); (i_t - i_t^*); c]$. Defasagem segundo critérios SC e AIC. A estatística t está entre parênteses. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

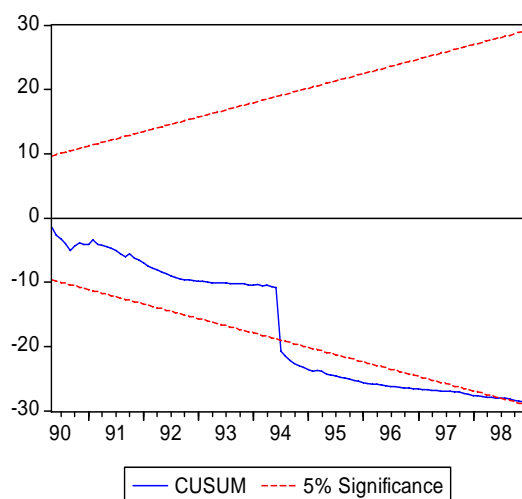
Modelo 11



Modelo 12



Modelo 21



Modelo 22

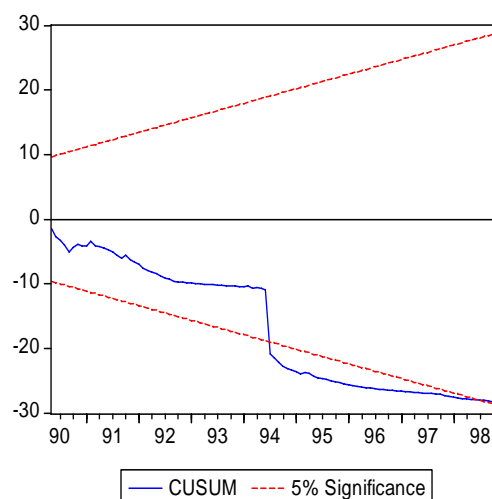


Figura D.4 Teste CUSUM para instabilidade nos parâmetros estimados da PDJ no período de abr./90 a dez./98.

Tabela D.6 Resultados do teste Chow para quebra estrutural da PDJ: abr./90 a dez./98. Ponto de quebra: julho de 1994.

Modelo	Estatística F	Probabilidade
Modelo 11	22,7790	0,0000
Modelo12	23,0803	0,0000
Modelo 21	23,7718	0,0000
Modelo 22	23,4663	0,0000

Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

Tabela D.7 Estimativas da PDJ: variável dependente ΔS_t^e , abr./1990 a dez./1998.

Variável	M.11	M.11	M.12	M.12	M.21	M.21	M.22	M.22
C	0,0207	0,0368	0,0210	0,0364	0,0266	0,0397	0,0268	0,0393
Desvio-padrão	0,0138	0,0243	0,0138	0,0238	0,0126	0,0233	0,0126	0,02229
Estatística t	1,5022	1,5116	1,5226	1,5253	2,0973	1,6983	2,1181	1,7125
Prob.	0,1361	0,1337	0,1309	0,1303	0,0384	0,0925	0,0366	0,0898
$(\hat{i} - \hat{i}^*)_t$	0,7440	0,6157	0,7419	0,6198	0,6997	0,5985	0,6976	0,6027
Desvio-padrão	0,1261	0,2140	0,1265	0,2100	0,1169	0,2053	0,1172	0,2016
Estatística t	5,8958	2,8769	5,8633	2,9515	5,9832	2,9152	5,9496	2,9892
Prob	0,000	0,0049	0,000	0,0039	0,000	0,0044	0,000	0,0035
Dummy_Nível	-0,0323		-0,0330		-0,0384		-0,0385	
Desvio-padrão	0,0183		0,0183		0,0173		0,0173	
Estatística t	-1,7952		-1,7987		-2,2164		-2,2193	
Prob.	0,0756		0,0750		0,0289		0,0287	
Dummy_Inclin		-5,4274		-5,4756		-5,6801		-5,7302
Desvio-padrão		3,3089		3,3229		3,2095		3,2252
Estatística t		-1,6402		-1,6477		-1,7697		-1,7766
Prob.		0,1040		0,1025		0,0798		0,0786
R^2	0,6244	0,7226	0,6241	0,7239	0,6234	0,7301	0,6232	0,7314
R^2 ajustado	0,6170	0,7172	0,6168	0,7185	0,6160	0,7248	0,6157	0,7261
F (prob)	84,798 (0,000)	132,88 (0,000)	84,7028 (0,000)	133,74 (0,000)	84,4227 (0,000)	138,00 (0,000)	84,3247 (0,000)	138,89 (0,000)
DW	1,89	1,76	1,89	1,77	1,87	1,73	1,87	1,73
Q(9) (prob.) ^A	1,1063 (0,999)	5,0619 (1,00)	1,1121 (0,999)	5,0774 (1,00)	1,1774 (0,999)	5,6704 (0,999)	1,1845 (0,999)	5,7123 (0,999)
LM(1) (prob.)	0,1916 (0,6615)	1,1538 (0,2827)	0,1945 (0,6591)	1,1719 (0,2790)	0,2719 (0,6020)	1,5827 (0,2083)	0,2753 (0,5997)	1,6145 (0,2038)
LM(4) (prob.)	0,3231 (0,9882)	2,4222 (0,6586)	0,3281 (0,9879)	2,4432 (0,6548)	0,3663 (0,9851)	2,8987 (0,5749)	0,3714 (0,9847)	2,9375 (0,5683)
White	4,6138 (0,2023)	88,9263 (0,000)	4,6632 (0,1981)	89,5280 (0,000)	4,3199 (0,2289)	91,0925 (0,000)	4,3652 (0,2246)	91,6514 (0,000)
Teste Arch (4) (prob.)	0,0448 (0,9997)	0,0190 (0,999)	0,0447 (0,9997)	0,0166 (0,999)	0,0460 (0,9997)	0,0183 (0,999)	0,0458 (0,9997)	0,0158 (0,999)

Nota: Método de estimação por MQO. Matriz de variância e covariâncias corrigidas pelo método de White. Modelo 11: DJD_{11} ; Modelo12: DJD_{12} ; Modelo 21: DJD_{21} e Modelo 22: DJD_{22} . (A): Estatística Q para 20 defasagens nos modelos com *dummy* inclinação..

Tabela D.8 Teste de co-integração de Johansen da PDJ: mai./1990 a jun./1994.

<i>Modelo 11</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$D(s_{t+1} - s_t)$	-0,8770	1,0 - 0,9430 + 0,0016 (0,0476) (0,00496)	1	32,35*	20,20	36,20*	24,60
$D(i_t - i_t^*)$	0,1254			3,84	12,97	3,84	12,97
<i>Modelo 12</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$D(s_{t+1} - s_t)$	-0,8752	1,00 - 0,9415 + 0,0013 (0,0478) (0,0049)	1	32,17*	20,20	36,03*	24,60
$D(i_t - i_t^*)$	0,1220			3,85	12,97	3,85	12,97
<i>Modelo 21</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$D(s_{t+1} - s_t)$	-0,8471	1,00 - 0,8630 - 0,0078 (0,0546) (0,0056)	1	27,12*	20,20	31,18*	24,60
$D(i_t - i_t^*)$	0,0394			4,06	12,97	4,06	12,97
<i>Modelo 22</i>	Coefficientes de ajustamentos	Vetor de Co-integração padronizado	Def.	λ_{\max}	Valor Crítico 1%	Traço	Valor Crítico 1%
$D(s_{t+1} - s_t)$	-0,8437	1,00 - 0,8615 - 0,0081 (0,0549) (0,0056)	1	26,94*	20,20	31,02*	24,60
$D(i_t - i_t^*)$	0,0374			4,08	12,97	4,08	12,97

(*), (**), (***) denota a rejeição da hipótese nos níveis de 1%, 5% 10% de significância, respectivamente. $[(s_{t+1} - s_t); (i_t - i_t^*); c]$. Defasagem segundo critérios SC e AIC. O desvio padrão está entre parênteses. Modelo 11: DDJ_{11} ; Modelo 12: DDJ_{12} ; Modelo 21: DDJ_{21} ; Modelo 22: DDJ_{22} . Nomenclatura no Apêndice F.

Tabela D.9 Movimento de capital internacional e o diferencial coberto de juros: estimativas para os períodos de jan/91 a jun/94 e ago./94 a dez./98.

Variáveis	Equação 21 91 - 94	Equação 22 91 - 94	Equação 21 94 - 98	Equação 22 94 - 98
C	435,67 (0,9504)	438,78 (0,9601)	615,65 (2,7822)	621,73 (2,8015)
DCJ	72,46** (2,1543)	72,34** (2,1545)	153,14 (2,7185)*	153,02 (2,7066)*
d-México			-34060,2 (-4,2666)	-3462,07 (-4,2683)
d-Ásia			-3731,23 (-3,2103)	-3729,42 (-3,2072)
d-Russia			-12418,67 (-12,7231)	-12412,83 (-12,7075)
d-Telebras			811,17 (0,5321)	815,83 (0,5343)
AR(1)			-0,6367 (-3,8013)	-0,6365 (-3,7993)
AR(2)			-0,4134 (-2,3168)	-0,4129 (-2,3157)
AR(3)	0,3997 (2,8528)	0,3994 (2,8492)		
MA(1)	0,4676 (2,7756)	0,4677 (2,7755)		
R²	0,4809	0,4806	0,7421	0,7420
Q()^(a)	10,893 (0,899)	10,883 [0,899]	11,048 [p=0,854]	11,068 [p=0,853]
AIC	16,1225	16,1230	18,6089	18,6093
SC	16,2932	16,2936	19,0179	19,0182
DW	1,85	1,85	2,01	2,01
F	10,8085 [0,0005]	10,78 [p=0,00]	12,09 [p=0,00]	12,08 [p=0,00]
Arch	3,0667	3,0587	3,5410	3,5419
LM(4)	[p=0,5467]	[p=0,5480]	[p=0,4716]	[p=0,4715]

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. DCJ: Diferencial Coberto de Juros. (a) Q(16) nas regressões entre 1991 e 1994 e Q(20) nas regressões entre 1994 e 1998. i) Equação 21: indicando as taxas de juros Selic e TBill e ii) Equação 22: indicando as taxas de juros Selic e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

Tabela D.10 Movimento de capital internacional e o diferencial descoberto de juros: estimativas para os períodos de jan./91 a dez./98.

	Equação 21	Equação 22	Equação 21	Equação 22
C	1662,0 (1,4278)	1661,04 (1,4399)	-53,64 (-0,1217)	-21,07 (0,2282)
DDJ	210,09 (3,5864)*	209,12 (3,5572)**	663,78 (2,2030)**	659,66 (2,1801)**
d-México			-3988,2 (-6,7838)*	-3996,65 (-6,7708)
d-Ásia			-4155,6 (-2,4899)	-4145,23 (-2,4780)
d-Rússia			-12429,0 (-4,1698)	-12406,65 (-4,1533)
d-Teleb.			4258,9 (3,5440)	4263,66 (3,5438)
AR(1)			-0,3956 (-1,9698)	-0,3953 (-1,9681)
AR(3)	0,5731 (3,5864)	0,5718 (4,0220)		
MA(1)	0,4326 (2,2194)	0,4323 (2,2162)		
R²	0,4289	0,4278	0,6946	0,6943
Q(16) / Q(20)	19,385 [p=0,112]	19,365 [p=0,112]	13,169 [p=0,830]	13,143 [p=0,831]
AIC	16,2405	16,2426	18,7810	18,7819
SC	16,4741	16,4761	19,1252	19,1261
D. W.	1,85	1,85	2,04	2,04
F	4,6952 [p=0,000]	4,67 [p=0,000]	11,65 [p=0,00]	11,64 [p=0,00]

Nota: Nomenclatura no Apêndice F. DDJ: Diferencial Descoberto de Juros. i) Equação 21: indicando as taxas de juros SELIC e TBill e ii) Equação 22: as taxas de juros SELIC e Libor. Os valores entre parênteses e entre colchetes são as estatísticas t-Student e os *p-value*, respectivamente. * significativo a 1%, ** significativo a 5%, *** significativo a 10%.

APÊNDICE E Metodologia Econométrica.

1 Co-integração e Mecanismo de Correção de Erro (MCE).

A análise de co-integração permite investigar as relações econômicas de longo prazo entre duas ou mais variáveis. A idéia básica da análise de co-integração é que existem grupos de variáveis, que se movimentam juntas ao longo do tempo. Isto é, a maioria das séries econômicas parece possuir alguma tendência e, portanto, a análise de co-integração está baseada na verificação de que existe uma ligação entre as tendências. Se alguma relação linear entre um grupo de variáveis se mantém durante um longo período, a análise de co-integração permite identificar essa combinação. Um modelo da teoria econômica – por exemplo, a paridade de juros nominais coberta e descoberta - descreve um conjunto de variáveis relacionadas entre si e, portanto, devendo apresentar alguma relação linear entre elas⁷⁹. O método de co-integração pode ser utilizado para investigar como essas relações se desenvolvem ao longo do tempo, quando as variáveis são não estacionárias. Assim, quando duas ou mais séries são co-integradas, quer dizer que elas descrevem alguma relação de equilíbrio de longo prazo, ou seja, é possível observar uma relação que em média tem sido mantida por um longo período.

O conceito de co-integração introduzido por Engle e Granger (1987) pode ser descrito como segue: os componentes do vetor X_t são ditos serem co-integrados de ordem (d,b), ou seja, $x_t \sim CI(d,b)$, se: (i) todos os componentes de X_t são I(d) e (ii) existe um vetor β , ($\beta \neq 0$), tal que $Z_t = \beta'X_t \sim I(d-b)$, onde $b > 0$. Portanto, se um conjunto de variáveis possui uma combinação linear que tem uma menor ordem de integração, então, o vetor β é chamado de vetor de co-integração. Por exemplo, se X_t e Y_t são integradas de ordem um, ou seja I(1), e se a combinação das séries descrita como $u_t = Y_t - \beta X_t$ é I(0),

⁷⁹ Conforme colocado por Enders (1995), a idéia predominante na literatura macroeconômica é que as teorias de equilíbrio, que envolvem variáveis não estacionárias, exigem a existência de uma combinação dessas variáveis que seja estacionária. Portanto, dentro de qualquer estrutura de equilíbrio, os desvios devem ser temporários.

então as duas séries X_t e Y_t são ditas co-integradas de ordem CI(1,1). Logo, o conceito de co-integração descreve a existência de um equilíbrio de longo prazo, para o qual o sistema econômico converge ao longo do tempo e u_t pode ser interpretado como um “desvio do equilíbrio”, isto é, a distância que o sistema está fora do equilíbrio em algum período no tempo⁸⁰.

Entretanto, também é interessante considerar como as variáveis evoluem no curto prazo, pois as variáveis não ficam permanentemente no estado de longo prazo, tornando-se relevante considerar a dinâmica de ajustamento. Uma forma de introduzir o ajustamento dinâmico é através de uma formulação de um mecanismo de correção de erro (MCE), ou seja:

$$\Delta y_t = \gamma_0 \Delta x_t - (1 - \alpha)[y_{t-1} - \hat{\beta}_1 x_{t-1}] + u_t \quad (89)$$

onde assumindo que y_t e x_t são variáveis co-integradas, o MCE, isto é, $[y_{t-1} - \hat{\beta}_1 x_{t-1}]$, incorpora efeitos de longo e curto prazo. Durante o período em que as variáveis estão fora do equilíbrio, o termo do MCE será diferente de zero, medindo a distância em que o sistema está fora do equilíbrio no tempo t ⁸¹. Dessa forma, a estimativa de $(1 - \alpha)$ fornecerá a informação sobre a velocidade de ajustamento, isto é, como a variável y_t muda em resposta ao desequilíbrio. Uma implicação relevante na equação (89) é que o MCE está intrinsecamente relacionado ao conceito de co-integração. Engle e Granger (1987) mostram que se y_t e x_t são co-integrados, CI(1,1), então deve existir um MCE e, reciprocamente, um MCE estatisticamente significativo indica que as séries co-integram. Todas as variáveis

⁸⁰ Existem implicações relevantes na definição de Engle e Granger (1987): (i) primeiro, que co-integração refere-se à combinação linear entre variáveis não estacionárias e (ii) segundo, que séries integradas de ordens diferentes não podem ser co-integradas. Com relação à primeira implicação, Enders (1995) coloca que o estado da econometria ainda não permite testes de relação de co-integração não linear. Por fim, relativo à última implicação, é possível que uma mistura de variáveis integradas de ordem diferentes – com mais de três variáveis – exista um subconjunto de séries de ordem mais elevada que devem ser co-integradas com séries de ordem mais baixas (ver, Cuthbertson, 1992, p.133 para exemplos).

⁸¹ O termo $(1 - \alpha)$ é denominado de coeficiente de realimentação o qual determina a velocidade do ajustamento do modelo. Se $(1 - \alpha)=0$, ou seja, $(\alpha=1)$, então, a mudança em z_t não responde a desvios do equilíbrio de longo prazo. Contudo, se $(1 - \alpha)=1$, $(\alpha=0)$, então, o ajuste de longo prazo é rápido significando que a correção a cada período de tempo é instantânea.

do lado direito da equação (89) são estacionárias e, portanto, implicando que ambas as variáveis co-integram. O método de Engle e Granger consiste em dois estágios. Primeiramente, estima-se uma regressão sem relações dinâmicas para as variáveis em níveis, obtendo as relações de longo prazo entre as variáveis. No segundo estágio, o resíduo defasado da primeira equação é utilizado como variável explicativa em uma segunda equação com as variáveis em forma de diferenças. No segundo passo, são obtidas as relações dinâmicas entre as variáveis, bem como o coeficiente de ajustamento de longo prazo⁸².

No caso do procedimento de Johansen (1988), a representação é descrita na forma de um VAR de ordem k , onde z_t é um vetor de “ n ” variáveis endógenas, ou seja:

$$z_t = A_1 z_{t-1} + K + A_k z_{t-k} + u_t \quad (90)$$

onde a equação (90) descreve as relações dinâmicas entre as variáveis conjuntamente. O VAR pode ser reformulado na forma de um modelo de vetor de correção de erro (VEC), expresso da seguinte maneira:

$$\Delta z_t = \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + K + \Gamma_{k-1} \Delta z_{t-k+1} + \Pi z_{t-k} + u_t \quad (91)$$

onde $\Gamma_i = -(I - A_1 - K - A_i)$, $i = 1, K, k-1$ e $\Pi = -(I - A_1 - K - A_k)$. O sistema especificado em (91) contém informações de ajustamento de curto e de longo prazo de mudanças em z_t , através das estimativas das matrizes $\hat{\Gamma}_i$ e $\hat{\Pi}$, respectivamente. Uma grande vantagem da reparametrização do VAR está em concentrar a análise sobre as relações de co-integração entre as variáveis na matriz Π .

No modelo VEC, a matriz Π contém informações de relações de longo prazo, onde $\Pi = \alpha\beta'$, em que α representa uma matriz de coeficiente de ajustamento e β é uma matriz de relações de longo prazo, tal que $\beta' z_{t-k}$ representa até $(n-1)$ relações de co-integração no modelo multivariado, que garante que z_t converge para as soluções de longo

⁸² Enders (1995) e Harris (1995) descrevem com mais detalhamento o procedimento de co-integração segundo Engle e Granger.

prazo. Isso ocorre quando a matriz Π tem *rank* reduzido, ou seja, existe $r \leq (n-1)$ vetores de co-integração em β . Se existem $r \leq (n-1)$ vetores de co-integração em β , então, isso implica que as últimas $(n-r)$ colunas de α são iguais a zero. Dessa forma, o problema de determinar quantos vetores de co-integração existem em β equivale em testar quais colunas de α são iguais a zero. Observe que se matriz Π tem posto completo, um VAR em nível não levará em consideração o fato das variáveis serem não estacionárias, omitindo restrições importantes. Enquanto que um VAR apenas em primeira diferença estará mal especificado, dada a omissão do termo em nível, que é o termo de correção e erro.

Os procedimentos de Johansen (1988) e de Johansen e Juselius (1990) apresentam algumas vantagens em relação ao método de Engle e Granger. O procedimento de Johansen permite um teste explícito do número de vetores de co-integração existentes, através dos testes “traço” e de “maior autovalor”, que são baseados na razão verossimilhança. Os estimadores de $\Pi = \alpha\beta'$ possuem propriedades assintóticas desejadas, pois as estimativas são feitas pelo método de máxima verossimilhança. A estimação de $\Pi = \alpha\beta'$ pode ser realizada por procedimentos de máxima verossimilhança após o isolamento da influência de Π , utilizando-se regressões particionadas⁸³. Os testes de razão da verossimilhança podem ser diretamente usados para testar restrições lineares nos vetores de co-integração e nos coeficientes de ajustamento.

O número de vetores de co-integração é encontrado através do teste de razão de verossimilhança. O teste é aplicado seqüencialmente para valores decrescentes de vetores. Portanto, se o modelo possui quatro variáveis, o teste inicia-se com a hipótese nula para quatro vetores de co-integração. Se esta hipótese é rejeitada, então, passa-se para o teste de no máximo três vetores de co-integração e assim por diante. Johansen e Juselius (1990) apresentam dois tipos de testes e seus respectivos valores críticos para o número de vetores de co-integração. Os teste são o teste traço e o teste de maior auto-valor (λ_{\max}). O teste

⁸³ Portugal (1992) faz uma abordagem bastante simplificada e intuitiva do arcabouço de co-integração por meio de Johansen. Para uma análise mais profunda, ver Harris (1995).

traço é definido como $-2\ln(q) = -T \sum_{i=r+1}^p (1 - \hat{\lambda}_i)$, onde o teste de (λ_{\max}) é dado pelas diferenças entre as sucessivas estatísticas do teste traço.

Uma questão de interesse crescente na análise da relação entre variáveis é verificar como algumas variáveis podem ajudar na previsão de outras. A questão de se a variável y pode ajudar na previsão da variável x ou vice e versa, é colocada de forma a testar a causalidade entre variáveis.

Dado dois processos multivariados, $\{x\}$ e $\{y\}$, e as informações contidas no comportamento passado de X_t e Y_t , $\{y\}$ não causa $\{x\}$ no sentido de Granger, se o passado de $\{y\}$ não fornece informação adicional para a previsão de $\{x\}$, relativo ao caso em que apenas se considera o passado de $\{x\}$. Dessa forma, os valores defasados de y não entram na determinação do comportamento de x . Portanto, não existe uma ligação bidirecional (*feedback*) entre ambas as variáveis.

Esse resultado é muito semelhante à condição de x ser exógena relativo aos parâmetros de interesse, isto é, onde x é determinado fora do sistema pelos seus próprios valores. É importante destacar, que nos modelos VAR/VEC, todas as variáveis são endógenas, devendo serem modeladas explicitamente. Entretanto, dada a complexidade que tal modelagem implicaria no contexto analisado, restringiremos a análise a um subsistema condicional do modelo VAR/VEC completo. Para isso, é necessário garantir que este condicionamento está sendo feito sobre variáveis exógenas fracas⁸⁴.

Em geral, a definição de exogeneidade é designada para mostrar quando um modelo condicional pode ser apenas analisado sem perda de informação. A idéia subjacente de uma variável exógena é quando ela é determinada fora do sistema sob análise. A definição de exogeneidade fraca é uma versão menos restrita, relativo aos outros conceitos de exogeneidade. A exogeneidade fraca implica que apenas o sistema condicional é necessário

⁸⁴ Existem três definições de exogeneidade: exogeneidade fraca, exogeneidade forte e super exogeneidade. As definições de exogeneidade forte e exogeneidade super forte podem ser obtidas em Cuthbertson (1992, cap 4).

para aprender sobre qualquer informação dos parâmetros de interesse, ou seja, x_t é exogenamente fraca com relação à β . Isso não implica em não causalidade de Granger, dado que, nessa versão fraca, a variável x_t pode ser determinada por valores passados de y_t ⁸⁵.

Demonstrando a idéia de exogeneidade fraca no modelo, considere que o vetor $Z_t = [Y_t, X_t]$ decomposto nas duas variáveis, então, um modelo VEC pode ser escrito dentro de um modelo condicional de Y_t dado X_t da seguinte maneira:

$$\Delta Y_t = \omega \Delta X_t + (\alpha_y - \omega \alpha_x) \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} (\Gamma_{y1} - \omega \Gamma_{x1}) \Delta Z_{t-i} + u_{yt} - \omega u_{xt} \quad (92)$$

onde o modelo marginal para x_t :

$$\Delta X_t = \alpha_x \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{x1} \Delta Z_{t-i} + u_{xt} \quad (93)$$

onde $\omega = \Omega_{yx} \Omega_{yx}^{-1}$ ⁸⁶. Observe que cada das r colunas do vetor α diferentes de zero contem informações dos vetores de co-integração que entram na equação de curto prazo e da velocidade de resposta de curto prazo ao desequilíbrio. Também, todas as relações de co-integração $\beta' z_t$ entram nos modelos condicional e marginal. Segundo a definição de Harris (1995) de exogeneidade fraca em modelos de co-integração, se os elementos da i-ésima linha da matriz α são iguais zero, ou seja, $\alpha_{ij} = 0$, para $j=1, \dots, r$, indica que os vetores de co-integração de β não entram na equação determinando ΔZ_{it} . Isso implica que não existe perda de informação na estimação dos parâmetros do modelo, isto é, $(\Gamma_i, \Pi, \alpha, \beta)$, devido a não modelagem dos determinantes de ΔZ_{it} , que podem entrar apenas no lado direito do sistema, desde que tais variáveis sejam exogenamente fraca. Formalizando no contexto de

⁸⁵ Os parâmetros de interesse são funções apenas dos parâmetros do sistema condicional e, sendo estes últimos, independentes do sistema marginal. No sistema marginal, y_t não entra na determinação de x_t , apenas seus valores passados.

⁸⁶ Observe que estimar esse modelo como um sistema é equivalente a estimar o modelo completo, substituindo a equação (93) na (92).

um sistema de correção e erro os modelos condicionais e marginais, se $\alpha_x = 0$, o sistema reduz-se para:

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \omega \Delta X_t + \alpha_y \beta' Z_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} (\Gamma_{y1} - \omega \Gamma_{x1}) \Delta Z_{t-i} + u_{yt} - \omega u_{xt} \\ \Delta X_t &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_{x1} \Delta Z_{t-i} + u_{xt}\end{aligned}\quad (94)$$

Dessa forma, X_t é fracamente exógena nos parâmetros de interesse (β, α_y) e o estimador de máxima verossimilhança de β e α_1 podem ser inferidos apenas do modelo condicional. De fato, nota-se que as duas condições de exogeneidade fraca se mantem: i) os parâmetros de interesse são função apenas dos parâmetros do modelo condicional e ii) os parâmetros nos modelos condicional e marginal devem ser de variação livre, pois não há restrições conjunta e é garantido pelas propriedades da distribuição Gaussiana multivariada.

2 Modelos de parâmetros variáveis no tempo e o filtro de Kalman.

Uma das formas de estimar modelos de parâmetros variando ao longo do tempo é através da aplicação do filtro de Kalman⁸⁷. Uma vez os modelos são escritos na forma de espaço de estados, o algoritmo estatístico de filtro de Kalman pode ser aplicado para fazer previsões e suavização das séries de tempo. O filtro de Kalman é um procedimento recursivo para calcular o estimador ótimo do vetor de estado no tempo t, baseando-se em informações disponíveis em t. Portanto, a estimação é feita recursivamente em duas etapas: i) na primeira, encontra-se a “melhor” estimativa no período t, usando todas as informações disponíveis até o período t-1 e ii) na segunda, esta estimativa é então atualizada usando a informação nova que se tornou disponível no tempo t.

⁸⁷ A abordagem do modelo de séries de tempo estrutural pode ser encontrada em Harvey (1989). Portugal (1993a), também, oferece uma resenha crítica dos diferentes modelos de parâmetros variáveis, inclusive do filtro de Kalman. Em comparação aos modelos anteriores, Portugal (1993) coloca a superioridade do filtro de Kalman no tratamento de modelos de parâmetros variáveis.

O modelo do filtro de Kalman é composto de duas equações: i) uma equação de mensuração, que descreve como os dados observados são gerados a partir das variáveis estados e ii) uma equação de transição, que descreve a evolução das variáveis estados. Essa abordagem é extremamente útil para investigar a questão de constância de parâmetros, pois é um método de atualização que produz estimativas em cada período no tempo baseando-se nas observações disponíveis.

A derivação das equações do filtro de Kalman será efetuada num contexto de regressão, pois o objetivo é realçar seu uso na estimação de regressões de parâmetros variáveis⁸⁸. A equação de mensuração e a equação de transição podem ser escritas como:

$$Y_t = X_t' \beta_t + \varepsilon_t \quad (95)$$

$$\beta_t = M_t \beta_{t-1} + S_t c_t + R_t u_t \quad (96)$$

onde os termos ε_t e u_t são os distúrbios aleatórios com média zero e matrizes de covariância dadas por $\sigma^2 H_t$ e $\sigma^2 Q_t$, respectivamente. β_t é um vetor de variáveis não observáveis, que é conhecido como vetor de estados. X_t é um vetor de variáveis observáveis, que pode incluir a variável dependente defasada ou variáveis independentes do distúrbio aleatório ε_t . Y_t é um vetor de mensuração corrente. O termo c_t na equação de estado é um vetor de entrada. M_t , S_t e R_t são matrizes fixas conhecidas com dimensões apropriadas. Supõe-se que os distúrbios são não autocorrelacionados, não correlacionados entre si e não correlacionados com o vetor de estados no período zero e que as matrizes H_t e Q_t são conhecidas.

O filtro de Kalman é utilizado como um algoritmo para calcular estimativas lineares por mínimos quadrados do vetor estado, baseando-se nos dados observados até o período t , ou seja, $b_t \equiv \hat{E}(\beta_t \mid I_{t-1})$, onde a expectativa representa a projeção linear de β_t no conjunto de informações disponível até $t-1$, que é descrito por I_{t-1} . Essas estimativas são calculadas

⁸⁸ O método de filtro de Kalman pode ser aplicado em diversas investigações empíricas. Vários tipos de modelos podem ser colocados no arcabouço de espaço de estados, como os modelos ARIMA e de componentes não observados e, portanto, aplicando o algoritmo recursivo.

recursivamente, gerando $b_{1/0}, b_{2/1}, \dots, b_{T/T-1}$, sucessivamente. A matriz de covariância associadas às estimativas é uma matriz de erros quadrados mínimos – EQM. Em um momento no tempo, a matriz de covariância associada a $b_{t/t-1}$ pode ser expressa da seguinte maneira:

$$\sigma^2 \Sigma_{t/t-1} = E[(b_{t/t-1} - \beta_t)(b_{t/t-1} - \beta_t)'] \quad (97)$$

Como exemplo, o processo recursivo começa com uma estimativa incondicional de β_1 e com sua matriz de EQM associada. A partir do valor inicial, pode-se calcular as estimativas $b_{2/1}$ e $\Sigma_{2/1}$ e, assim, estendendo-se para o resto da série. Como esses cálculos são iguais para $t = 2, 3, \dots, T$, o processo pode ser exemplificado para o período t . Seja $b_{t/t-1}$ o estimador de β_t baseado no conjunto de informações dado por I_{t-1} , onde $\Sigma_{t,t-1}$ é o EQM da estimativa. Por suposição, não existe em X_t nenhuma informação adicional sobre β_t além da contida em I_{t-1} , $E(\beta_t \setminus X_t, I_{t-1}) = E(\beta_t \setminus I_{t-1}) = b_{t/t-1}$ e o estimador ótimo de β_t será dado por $b_{t/t-1} = M_t b_{t-1} + S_t c_t$. Estima-se a seguir um valor para y_t , ou seja, $\hat{y}_{t/t-1} \equiv E(y_t \setminus X_t, I_{t-1})$. Observa-se que $E(y_t \setminus X_t, \beta_t) = X_t \beta_t$ e pela lei das projeções iteradas, tem-se que:

$$\hat{y}_{t/t-1} \equiv X_t E(\beta_t \setminus X_t, I_{t-1}) = X_t b_{t/t-1} \quad (98)$$

A partir do momento em que o valor de y_t está disponível, pode-se obter o erro associado à estimativa anterior, ou seja:

$$v_t = y_t - \hat{y}_{t/t-1} = X_t (\beta_t - b_{t/t-1}) + u_t \quad (99)$$

onde o erro aleatório não é correlacionado com β_t . Dessa forma, $E(v_t v_t') = E[X_t (\beta_t - b_{t/t-1})(\beta_t - b_{t/t-1})' X_t'] + E[u_t u_t']$. Onde a seguinte expressão está sob a forma reduzida:

$$E[v_t v_t'] = F_t \quad \text{e} \quad F_t = X_t \Sigma_{t|t-1} X_t' + \sigma^2 \quad (100)$$

De forma geral, deve-se usar a equação de transição, que mostra como o vetor de estados varia ao longo do tempo, para se obter o melhor estimador de β_t . Em resumo, o filtro de Kalman pode ser resumido pelas equações de previsão e de atualização. O vetor de estados β_t e a matriz de covariância Σ no período t, dadas suas estimativas no período t-1 são obtidos pelas equações de previsão, como segue:

$$b_{t|t-1} = M_t b_{t-1} + S_t c_t \quad (101)$$

$$\Sigma_{t|t-1} = M_t \Sigma_{t-1} M_t' + R_t Q_t R_t' \quad (102)$$

A estimativa do valor de β_t pode ser atualizada, usando as equações de atualização de b_t e da covariância Σ_t , que são escritas como:

$$b_{t|t} = b_{t|t-1} + K_t (Y_t - X_t' b_{t|t-1}) \quad (103)$$

$$\Sigma_{t|t} = \Sigma_{t|t-1} - \Sigma_{t|t-1} X_t F_t^{-1} X_t' \Sigma_{t|t-1} \quad (104)$$

onde o ganho K_t de Kalman é definido como $K_t = \Sigma_{t|t-1} X_t F_t^{-1}$. O ganho do filtro é usado para melhorar as previsões do vetor de estados. Sempre que Y_t corrente e o previsto sejam diferentes, o erro será incorporado na nova estimativa do vetor de estados para torná-la mais correta. Em outras palavras, a equação (103) diz que o valor esperado do vetor de estados, dadas todas as informações até o período t, pode ser decomposto nos seguintes componentes: o valor esperado deste vetor, dadas as informações até t-1, mais um coeficiente multiplicado pelo erro de previsão de Y_t , dadas as informações disponíveis até t-1. O ganho do filtro é exatamente este coeficiente que desconta o erro de previsão.

APÊNDICE F NOMENCLATURA E SÉRIES ESTATÍSTICAS.

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

F.1 Nomenclatura e Sigla:

PM: Prêmio da Moeda

PDJ: Paridade Descoberta de Juros;

PCJ: Paridade Coberta de Juros;

DDJ: Diferencial Descoberto de Juros;

DCJ: Diferencial Coberto de Juros;

PPCR: Paridade de Poder de Compra Relativo ou desvalorização real esperada;

HLA: Hipótese de Liderança da Alemanha;

MQO: Mínimos Quadrados Ordinários;

MQR: Mínimos Quadrados Recursivos;

DF: Dickey-Fuller;

ADF: *Augmented* Dickey-Fuller;

PP: Phillips-Perron;

DF GLS: Dickey-Fuller Generalized Least Squares;

i_{1t} : Taxa de juros interna DI de um dia;

i_{2t} : Taxa de juros selic;

i_{1t}^* : Taxa de juros internacional T-Bill;

i_{2t}^* : Taxa de juros internacional Libor;

$s_{t+1}^e - s_t$: Mudanças esperadas na taxa de câmbio reais por dólares;

$f_t - s_t$: Prêmio futuros (taxa de câmbio futura menos a taxa de câmbio à vista);

$f_t - s_{t+1}$: Retornos realizado no mercado futuro de câmbio;

$i_{1t} - \Delta s_{t+1}^e$: Taxa de juros interna (DI de um dia) *ex post* denominada em dólares;

$i_{2t} - \Delta s_{t+1}^e$: Taxa de juros interna (Selic) *ex post* denominada em dólares;

Δ : Símbolo da primeira diferença da variável;

mce_{t-1} : Mecanismo de correção de erros defasado um período;

DDJ_{11} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e T-Bill;

DDJ_{12} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e Libor;
 DDJ_{21} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros Selic e T-Bill;
 DDJ_{22} : Diferencial Descoberto de Juros entre as taxas de juros Selic e Libor;
 DCJ_{11} : Diferencial Coberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e T-Bill;
 DCJ_{12} : Diferencial Coberto de Juros entre as taxas de juros DI de um dia e Libor;
 DCJ_{21} : Diferencial Coberto de Juros entre as taxas de juros Selic e T-Bill;
 DCJ_{22} : Diferencial Coberto de Juros entre as taxas de juros Selic e Libor;
 DJR_{11} : Diferencial de juros reais entre as taxas de juros DI de um dia e T-Bill;
 DJR_{12} : Diferencial de juros reais entre as taxas de juros DI de um dia e Libor;
 DJR_{21} : Diferencial de juros reais entre as taxas de juros Selic e T-Bill;
 DJR_{22} : Diferencial de juros reais entre as taxas de juros Selic e Libor;
 PIB: Produto Interno Bruto;
 IGP-DI: Índice Geral de Preços;
 NFSP/PIB: Necessidade de Financiamento do Setor Público em razão do PIB;
 DEGFL/PIB: Dívida Externa Líquida do Governo Federal e Banco Central / PIB;
 DEGFL/X: Dívida Externa Líquida do Governo Federal e Banco Central / Exportações;
 DESPL/PIB: Dívida Líquida do Setor Público Externa / PIB;
 DESPL/X): Dívida Líquida do Setor Público Externa / Exportações;
 DTSPL/PIB: Dívida Total do Setor Público Líquida em razão do PIB.
 SCC: Saldo do movimento de câmbio contratado;
 SCF: Saldo da conta financeira do balanço de pagamentos;
 SC-Bond: *Spread* do C-Bond.

- *Estimação da Paridade Coberta de Juros:*

Modelo 11: variável dependente $(f_t - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_1^*)_t$;

Modelo 12: variável dependente $(f_t - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_2^*)_t$;

Modelo 21: variável dependente $(f_t - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_1^*)_t$;

Modelo 22: variável dependente $(f_t - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_2^*)_t$;

- *Estimação da Paridade Descoberta de Juos:*

Modelo 11: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_1^*)_t$;

Modelo 12: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_1 - i_2^*)_t$;

Modelo 21: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_1^*)_t$;

Modelo 22: variável dependente $(s_{t+1}^e - s_t)$ e variável independente $(i_2 - i_2^*)_t$;

- *Regressão dos fluxos de capitais e seus determinantes:*

EQUAÇÃO 11: a taxas de juros interna DI de um dia e taxas de juros externa T-BILL;

EQUAÇÃO 12: a taxas de juros interna DI de um dia e taxas de juros externa LIBOR;

EQUAÇÃO 21: a taxas de juros interna SELIC e taxas de juros externa T-Bill;

EQUAÇÃO 22: a taxas de juros interna SELIC e taxas de juros externa LIBOR.

F.2 Fonte das Séries Estatísticas.

- 1) Taxa de juro SELIC: Banco Central do Brasil;
- 2) Taxa de juros DI de um dia: Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) do Brasil;
- 3) Taxa de juros LIBOR: *International Financial Statistics* de publicação do FMI;
- 4) Taxa de juros T-Bill: *International Financial Statistics* de publicação do FMI;
- 5) Taxa de câmbio à vista: Banco central do Brasil;
- 6) Taxa de câmbio futura: Bolsa de Mercadorias & Futuros (BM&F) do Brasil;
- 7) Índice de preço do consumidor (IPC) do Brasil: IPEA DATA;
- 8) Índice de preço do consumidor (IPC) dos Estados Unidos: IPEA DATA;
- 9) Saldo da conta de movimento de câmbio contratado: Banco Central do Brasil;
- 10) Saldo da conta financeira do balanço de pagamentos brasileiro: Banco Central do Brasil;
- 11) *Spread* do C-bond: IPEA DATA
- 12) EMBI+ Brasil do J.P. Morgan: BNDES
- 13) Índice geral de preços (IGP-DI): Banco Central do Brasil;
- 14) Necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB: Banco Central do Brasil;
- 15) Dívida Externa Líquida do Governo Federal e Banco Central / PIB: Banco Central do Brasil;
- 16) Dívida Externa Líquida do Governo Federal e Banco Central / Exportações: Banco central do Brasil;
- 17) Dívida Líquida do Setor Público Externa / PIB: banco central do Brasil;
- 18) Dívida Líquida do Setor Público Externa / Exportações: Banco central do Brasil;
- 20) Dívida Total do Setor Público Líquida em razão do PIB: Banco central do Brasil;
- 21) Índice de preço ao consumidor (IPC) do Brasil do IBGE: IPEA DATA;
- 22) Índice de preço ao consumidor (IPC) dos EUA: *International Financial Statistics* de publicação do FMI.

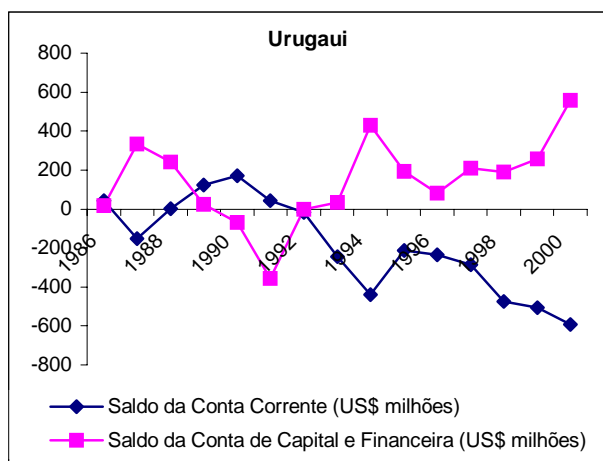
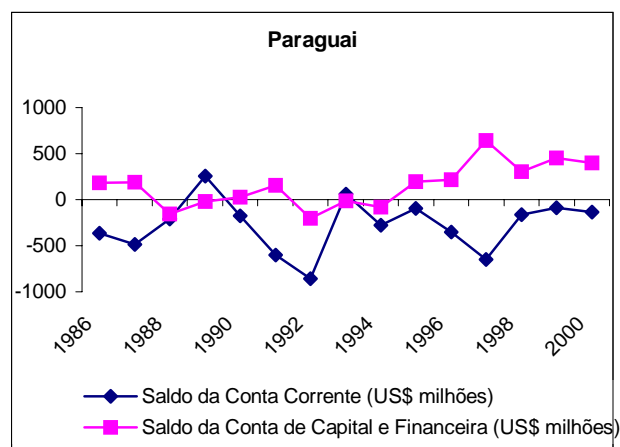
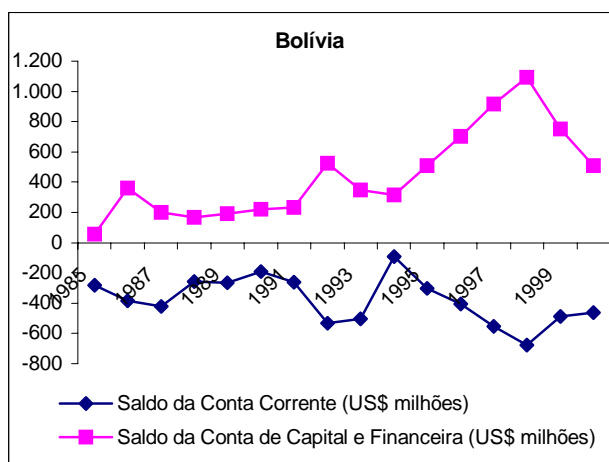
ANEXO A Informações sobre a América Latina

Tabela A.1 Resumo do balanço de pagamentos para a América Latina (hemisfério ocidental no agrupamento do FMI) – 1994 a 2000 (em US\$ milhões)

HEMISFÉRIO OCIDENTAL	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Saldo da Conta Corrente	-9 909	-8 706	-1 753	-17 413	-34 857	-44 246	-50 884	-36 951	-39 314	-66 533	-90 299	-56 266	-47 669
Saldo da Conta de Capital	93	59	89	85	203	238	565	2 151	5 730	1 072	1 165	1 161	7 74
Saldo da Conta Financeira:	13 931	4 454	2 590	10 510	33 219	43 741	55 507	40 454	38 975	70 376	95 474	59 584	47 695
- <i>Investimento Direto:</i>	8 486	8 502	7 015	11 514	13 787	13 801	24 988	-26 047	40 491	57 587	63 731	78 753	66 100
No Exterior	-306	-747	-1 043	-1317	-697	-2 020	-3 529	-4 072	-3259	8 043	-9 053	-8 827	-8 888
Na Região	8 792	9 249	8 058	12 831	14 484	15 821	28517	30 119	43 750	65 630	72 784	87 580	74 988
- <i>Investimento em Carteira:</i>	2 183	2 106	11 210	17 150	34 696	60 907	69 692	2 692	52 112	33 029	28 125	6 988	2 739
- Ações	165	516	2 454	6 928	6 938	17 693	16 120	4 158	11 259	11 765	-5 310	-7 653	-4 098
- Títulos e Notas	1 891	1 510	9 545	10 260	27 901	43 244	56 953	12 076	39 924	22 402	32 004	16 153	7 507
- Instrumentos Monetários e derivativos financeiros	127	80	-789	-37	143	-31	-3 381	-13 543	929	-1 137	1 432	-1 513	-670
- <i>Outros Investimentos:</i>	-3 516	-3 716	-684	40	8 677	-10 072	-43 283	35 136	27 063	-4 794	-4 601	-32 252	-13 529
- Empréstimos													
- Outros													
Reservas Internacionais	6 778	-2 438	-14 951	-18 195	-23 942	-20 895	4 110	-23 421	-26 565	-15 736	8 283	6 098	-7 316
Erros e Omissões	-4 114	4 193	-926	6 818	1 435	267	-5 188	-5 653	-5 391	-4 915	-6 340	-4 478	-799

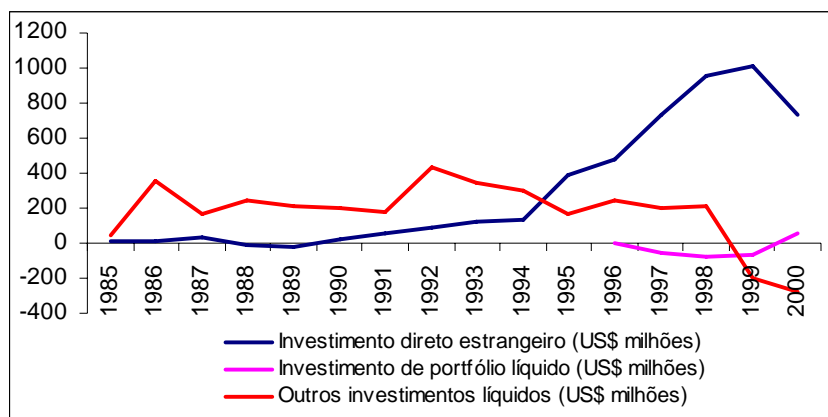
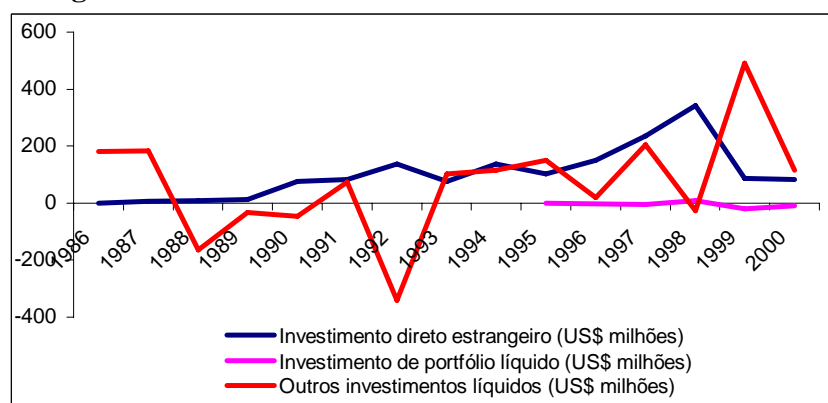
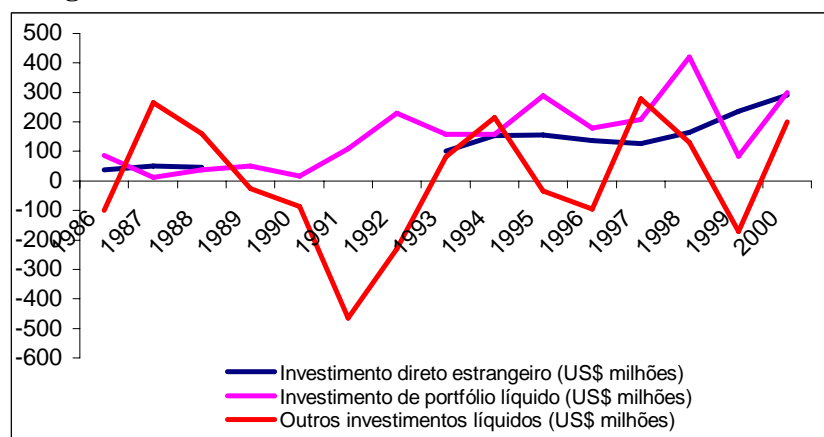
Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

Nota: a sub-conta Outros investimentos cobre os créditos comerciais de curto e de longo prazo, empréstimos de curto e de longo prazo - incluindo o uso de créditos do FMI, de empréstimos do FMI e *lease* financeiro - moedas e depósitos e outras contas.



Figuras A.1 Evolução da Conta Corrente e da Conta de Capital e Financeira de alguns países latino-americanos no período entre 1986 e 2000. (em milhões de dólares) – continuação.

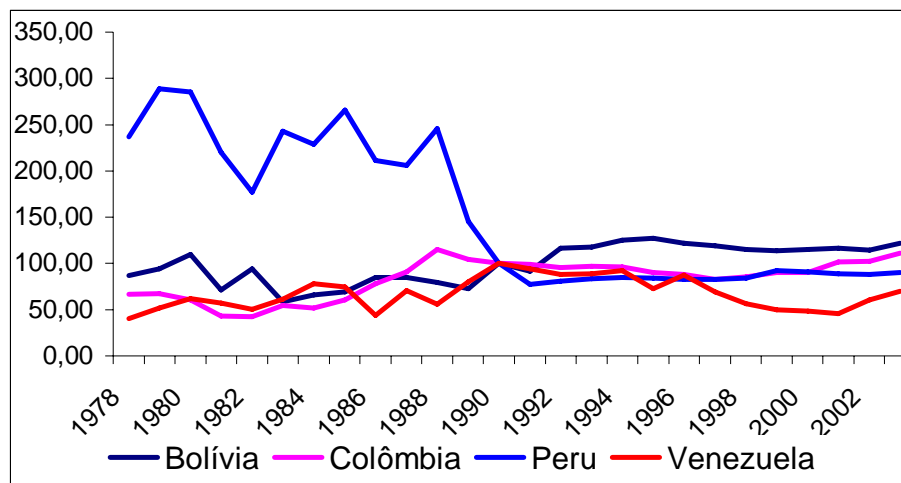
Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

Bolívia:**Paraguai:****Uruguai:**

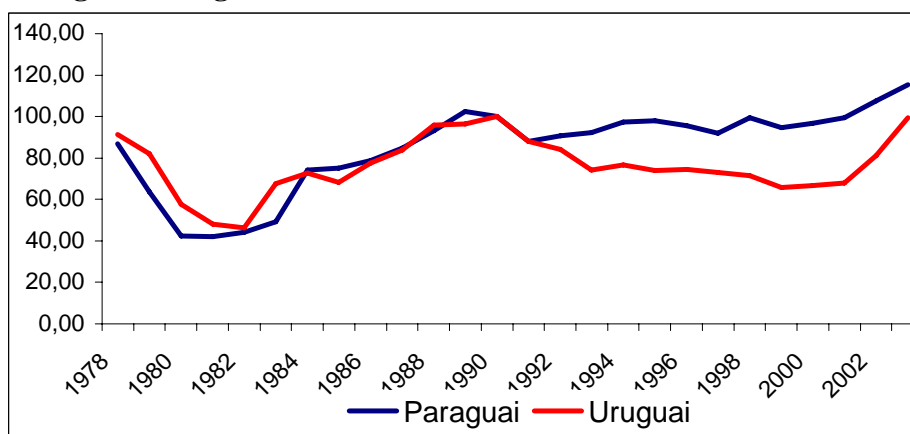
Figuras A.2 Fluxos de capitais para alguns países selecionados da América Latina – 1988 – 2000.

Fonte: Balance of Payments Statistics Yearbook, 2000.

Bolívia, Colômbia, Peru e Venezuela.



Paraguai e Uruguai.



Figuras A.3 Índice da taxa de câmbio real efetiva de alguns países selecionados da América Latina– 1988 – 2000.

Fonte: CEPAL, 1984 a 2003.